

IDAD

ACTUALI

16 2007



Entrada a la maternidad: efecto de los salarios y la renta sobre la fecundidad



EL CENTRO DE ESTUDIOS ANDALUCES ES UNA ENTIDAD DE CARÁCTER CIENTÍFICO Y CULTURAL, SIN ÁNIMO DE LUCRO, ADSCRITA A LA CONSEJERÍA DE LA PRESIDENCIA DE LA JUNTA DE ANDALUCÍA.

EL OBJETIVO ESENCIAL DE ESTA INSTITUCIÓN ES FOMENTAR CUANTITATIVA Y CUALITATIVAMENTE UNA LÍNEA DE ESTUDIOS E INVESTIGACIONES CIENTÍFICAS QUE CONTRIBUYAN A UN MÁS PRECISO Y DETALLADO CONOCIMIENTO DE ANDALUCÍA, Y DIFUNDIR SUS RESULTADOS A TRAVÉS DE VARIAS LÍNEAS ESTRATÉGICAS.

EL CENTRO DE ESTUDIOS ANDALUCES DESEA GENERAR UN MARCO ESTABLE DE RELACIONES CON LA COMUNIDAD CIENTÍFICA E INTELLECTUAL Y CON MOVIMIENTOS CULTURALES EN ANDALUCÍA DESDE EL QUE CREAR VERDADEROS CANALES DE COMUNICACIÓN PARA DAR COBERTURA A LAS INQUIETUDES INTELECTUALES Y CULTURALES.

LAS OPINIONES PUBLICADAS POR LOS AUTORES EN ESTA COLECCIÓN SON DE SU EXCLUSIVA RESPONSABILIDAD.

© Junio 2007. Centro de Estudios Andaluces

Bailén 50, 41001 Sevilla.

Tel.: 955 055 210. Fax: 955 055 211

www.centrodeestudiosandaluces.es

Depósito Legal: SE-1688-05

I.S.S.N.: 1699-8294

Ejemplar Gratuito. Prohibida su venta.



Entrada a la maternidad: efecto de los salarios y la renta sobre la fecundidad

ALFREDO ARIZA ALFARO
Universidad Pablo de Olavide.

ARANZA UGIDOS OLAZÁBAL
Universidad del País Vasco.



ÍNDICE

1. Introducción.....	5
2. Coste de oportunidad: salario femenino.....	7
3. Estimación del salario como medida del coste de oportunidad.....	8
4. Selección de la muestra en la estimación de la probabilidad de tener el primer hijo.....	10
5. Método de estimación.....	13
6. Resultados empíricos.....	13
7. Un ejercicio de simulación.....	16
8. Bibliografía.....	18
Apéndice: coyuntura del mercado laboral 2006.....	19

1. Introducción

En los últimos años, las tasas de fecundidad en todos los países desarrollados se han situado por debajo del Nivel de Reemplazo Generacional (2,1 hijos por mujer), esto es, el número de hijos que garantiza que las generaciones presentes serán sustituidas por otras de igual tamaño. Este descenso tendrá repercusiones futuras tanto en los sistemas de protección social como en el mercado laboral o en la sanidad. Aunque el descenso de la fecundidad en España ha sido posterior al del resto de los países, en un período relativamente corto esta caída ha situado a España entre los países con menores tasas de fecundidad del mundo. A nivel autonómico, todas las comunidades han experimentado este descenso, siendo las del norte de España las que menores tasas presentan y las del sur las que mayores, en términos relativos. La figura 1 muestra el Índice Sintético de Fecundidad (denominada habitualmente como TFR por sus siglas en inglés, Total Fertility Rate), para España y para Andalucía. Como puede observarse en los datos, la TFR ha disminuido, tanto en España como en Andalucía, desde cerca de tres hijos por mujer hasta ligeramente por encima de 1,2 hijos a finales de los 90. La posterior ligera recuperación parece estar relacionada con la recuperación de la fecundidad retrasada por parte de las generaciones que han retrasado su entrada a la maternidad.

Una de las explicaciones sobre la caída de la fecundidad que muchos autores han encontrado es el retraso en la edad en que se produce el primer nacimiento (Boongarts, 1999 y Ortega y Köhler, 2000). Este hito en España ha pasado de producirse con algo más de 24 años a finales de los años 70, a cerca de los 30 en nuestros días. La figura 2 muestra la edad media de la primera maternidad en España y en Andalucía. En ambos casos puede verse como la edad en el primer nacimiento está actualmente por encima de los 30 años, tanto a nivel nacional como autonómico. Sin embargo, aunque el efecto retraso en España es indiscutible, parece bastante difícil que la recuperación de la fecundidad a edades superiores a los 30 años sea suficiente para compensar el descenso, ya que supondría que las mujeres que han tenido un único hijo a los 30 deberían tener una fecundidad mayor por encima de los 30 de la que se ha observado nunca en la historia de este país.

Figura 1
Índice de Fecundidad. Total Nacional y Andalucía

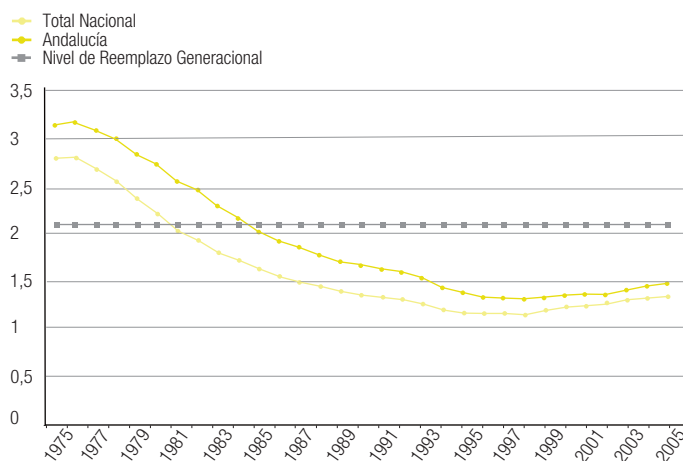
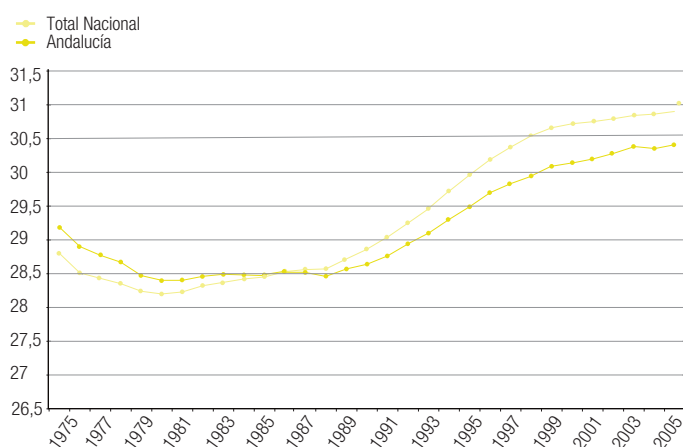


Figura 2
Edad media a la maternidad. Total Nacional y Andalucía



Junto con este cambio en la fecundidad, el mercado laboral ha experimentado una profunda transformación en estos años. Las mujeres jóvenes han incrementado notablemente su participación en el mercado de trabajo (ver figuras 3 y 4). El grupo de edad 20-24 ha mantenido una tasa de actividad más o menos constante desde los años 80. Dentro de este grupo, las mujeres más jóvenes han aumentado su estancia en la educación y las mayores han aumentado su participación en el mercado de trabajo, quedando la tasa

1. De hecho, la TFR puede verse distorsionada por los cambios en las edades en que las mujeres tienen sus hijos. A pesar de que la TFR suele interpretarse como número medio de hijos por mujer, en realidad esta tasa recoge la fecundidad que tendría una mujer ficticia si tuviera a lo largo de su vida las tasas de fecundidad por edades que se están teniendo en cada año. Un sencillo ejemplo puede ayudar a entenderlo: la TFR es la suma de las tasas de fecundidad por edades. Por tanto, se deben sumar cada año las tasas de fecundidad que tienen todas las mujeres a cada edad en ese año. Supongamos que todas las mujeres sólo tienen un hijo a los 20 y otro a los 30. La TFR siempre sumaría un hijo por mujer en estas dos edades y por tanto

siempre valdría 2, que equivale al número de hijos por mujer. Pero supongamos que, a partir de una determinada generación, las mujeres deciden retrasar su primer hijo de los 20 a los 25 años. Todas las mujeres seguirían teniendo dos hijos, pero durante los años en que estas mujeres llegan a los 25 años, la TFR descendería a sólo un hijo por mujer. Cuando estas mujeres alcanzaran los 25 años, la TFR volvería a tener valor 2. Así, si una determinada generación de mujeres retrasa su primer hijo, la TFR disminuirá en esos años sin que necesariamente haya un cambio en el número final de hijos que estas mujeres van a tener.

inalterada. Por encima de los 25 años la actividad femenina prácticamente se ha triplicado, tanto para el total nacional como para Andalucía, estando las tasas de esta comunidad por debajo del total nacional. Por otro lado, las tasas de desempleo han pasado de menos del 1 % a más del 20 % en los últimos años. El desempleo ha afectado especialmente a las mujeres y, entre estas, a las más jóvenes. El desempleo puede haber influido en la decisión de muchas mujeres de incrementar su educación, lo que aumenta sus posibilidades de encontrar un empleo estable (Ahn, De la Rica y Ugidos, 1997) y, a su vez, retrasa la incorporación al mercado laboral y a la maternidad.

El objetivo de este trabajo es analizar la relación de este descenso de la fecundidad en España con la situación laboral de las mujeres durante el año anterior a tomar la decisión de tener el primer hijo. Observamos el efecto de diversas variables de situación personal y laboral y nos fijamos en el efecto de los salarios y de las rentas del hogar sobre la decisión de tener el primer hijo en España. Además, disponemos de información regional, lo que nos permitirá no sólo estudiar el conjunto del estado, sino también las diferencias entre comunidades autónomas. En particular, estamos interesados en explicar si las diferencias en las principales variables del mercado laboral explican a su vez las diferencias respecto a las tasas de fecundidad entre comunidades. En este sentido Andalucía, con una baja tasa de participación femenina, mantiene tasas de fecundidad superiores a la media nacional. Si las diferencias regionales en estas variables explican el diferencial en el Índice Sintético de Fecundidad, ¿deberíamos esperar una caída aún mayor de las tasas de fecundidad andaluzas a medida que las tasas femeninas de actividad se incrementen?

Figura 3
Tasas de actividad femeninas. Andalucía

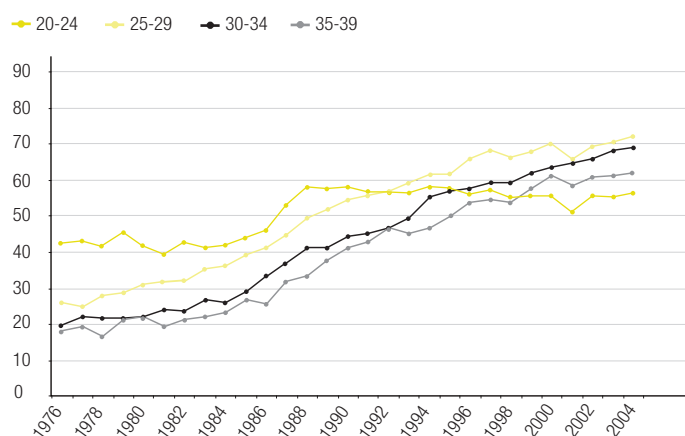


Figura 4
Tasas de actividad femeninas. España

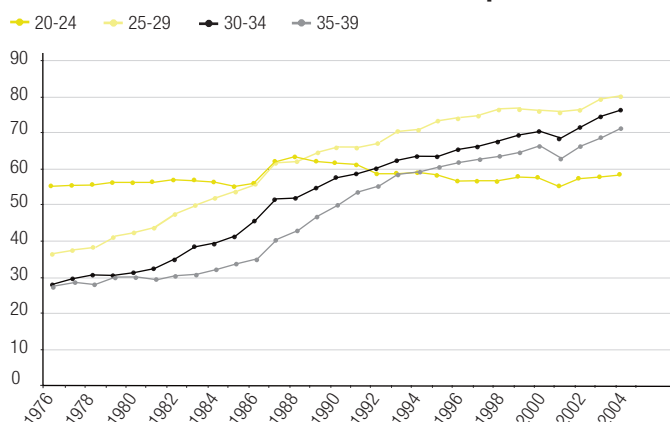


Figura 5
Tasas de desempleo femeninas. Andalucía

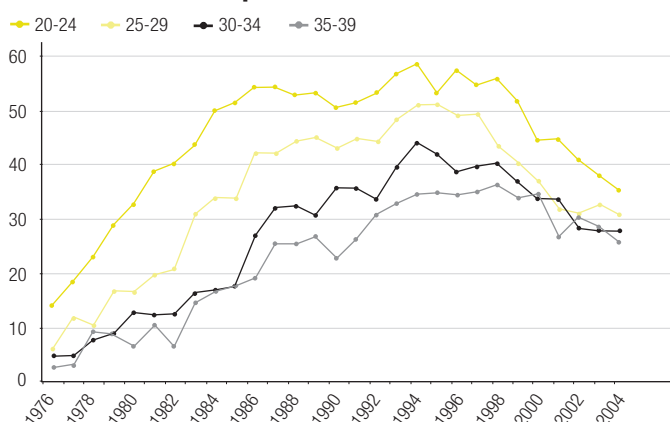
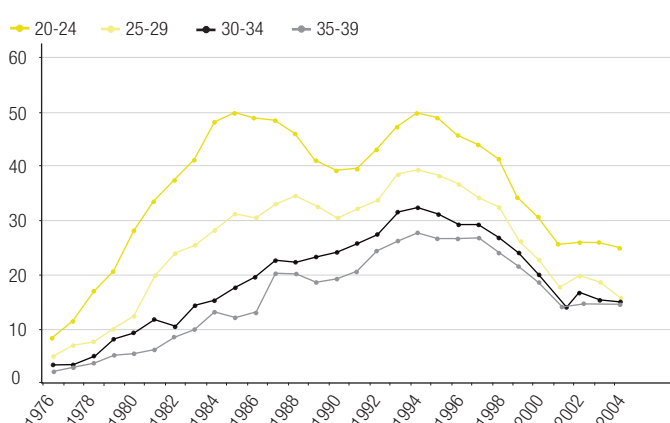


Figura 6
Tasas de desempleo femeninas. España



Existen diversos trabajos que han tratado el efecto de la situación laboral de las madres en sus decisiones sobre maternidad. La mayoría de ellos coinciden en que la participación femenina está negativamente relacionada con la maternidad. Los trabajos que han usado salarios para controlar por su importancia en las decisiones de maternidad han encontrado que un mayor salario está relacionado con un retraso en el nacimiento del primer hijo (Heckman y Walker, 1990) mientras que las rentas no laborales de la mujer, incluido el salario del cónyuge, afectan positivamente a la probabilidad de tener un hijo. En este contexto, a pesar de que muchos trabajos han estudiado tanto la participación femenina en España (Arellano y Bover, 1994; Martínez-Granado, 1994, entre otros) como la caída de la fecundidad española (Ahn y Mira, 1999; Castro, 1992; Ortega y Kohler, 2000), pocos han podido utilizar una de las variables clave para estudiar sus efectos sobre las decisiones de la mujer: el salario.

En este trabajo estimamos una forma reducida en la que estudiaremos la probabilidad de que, mujeres entre 17 y 35 años que permanecen sin hijos en el momento de la primera entrevista, tengan su primer hijo. Estudiamos la relación de esta probabilidad con el coste de oportunidad de la madre y con su situación laboral. Primero hacemos una estimación de la probabilidad de tener el primer hijo, dado que no se ha tenido hasta el momento, sin considerar explícitamente la endogeneidad entre fecundidad y participación laboral. Después comparamos los resultados con una estimación en la que consideramos simultáneas las decisiones de participación y tener el primer hijo.

El efecto del salario femenino sobre la probabilidad de tener el primer hijo es positivo

Nuestros resultados señalan que de otros trabajos previos que han usado salarios agregados, el efecto del salario femenino sobre la probabilidad de tener el primer hijo es positivo. No existen trabajos previos para España que analicen este efecto y pensamos que, por las circunstancias del mercado laboral español, este resultado puede explicarse por un mayor efecto renta por el incremento de ingresos, que el efecto sustitución, negativo por la pérdida de tiempo para el cuidado de los hijos. Esto es, el efecto positivo del incremento de renta procedente del salario compensa al efecto negativo que se deriva de la pérdida de tiempo para tener hijos cuando se trabaja. Siendo España un país con altas tasas de desempleo que afectan especialmente a mujeres jóvenes y adultas, y habiendo ellas aumentado muy significativamente su

educación, la obtención de un salario podría favorecer —en lugar de entorpecer— la entrada a la maternidad de las mujeres españolas.

En este sentido, es interesante por tanto estudiar el efecto que las políticas públicas de ayuda a la maternidad tienen sobre las decisiones de las mujeres españolas. Nuestros resultados señalan que las ayudas a la maternidad de las mujeres trabajadoras tienen un efecto positivo, aunque pequeño, sobre la probabilidad de tener el primer hijo. Este último resultado debe ser tenido en cuenta con cautela, pues nuestros datos no recogen el periodo en que dicha política ha sido puesta en vigor.

2. Coste de oportunidad: salario femenino

Desde el nacimiento de la Nueva Economía de la Familia (Becker, 1965 y Willis, 1973) la mayoría de los trabajos empíricos llevados a cabo por los economistas han encontrado evidencia a favor de las tesis de esta corriente (Butz y Ward, 1979; Hotz y Miller, 1988; Heckman y Walker, 1990, entre otros). En concreto, la mayoría de los trabajos han encontrado una relación negativa entre el salario femenino y la probabilidad de tener un hijo. Este resultado parece corroborar que la incorporación laboral de la mujer ha tenido que ver con lo que los demógrafos han llamado la Segunda Transición Demográfica (Van de Kaa, 1987). El modelo de la Nueva Economía de la Familia plantea el dilema de la mujer entre ofrecer su mano de obra en el mercado o dedicar su tiempo al cuidado de los hijos. Así, la reciente incorporación de la mujer al trabajo ha repercutido negativamente en la natalidad en los países desarrollados.

El modelo de la Nueva Economía de la Familia plantea la relación entre natalidad y salario femenino como la suma de dos efectos. Por un lado, un aumento del salario femenino tiene un efecto renta positivo sobre la probabilidad de tener un hijo, ya que, si la mujer trabaja, dispondrá de unos ingresos mayores que le permitirán dedicar más renta al cuidado de sus hijos o incluso aumentar su número, si éste es su deseo. Por otro lado, un salario femenino mayor impone la renuncia a un coste mayor a la mujer que decide no trabajar: el coste de oportunidad. El coste de oportunidad es el salario al que una mujer renuncia si decide dedicarse al cuidado de sus hijos u otras tareas fuera del

mercado. Este coste se supone que está negativamente relacionado con la fecundidad, porque a mayor salario ofrecido, más mujeres decidirán trabajar dedicando menos tiempo al cuidado de los hijos. Butz y Ward (1979), en uno de los trabajos más mencionados de esta literatura, encontraron que esta relación pasaba de positiva a negativa a medida que las tasas de participación femenina aumentaron en los EE.UU.

Sin embargo, el salario ofrecido en el mercado no puede verse como una variable independiente de las decisiones de la mujer. La Teoría del Capital Humano (Becker, 1964), establece que los salarios remuneran características individuales que están bajo el control de los individuos, como la educación o la experiencia. Así, las mujeres decidirán aumentar su capital humano si las ganancias esperadas de este aumento son superiores a los costes. Las altas tasas de desempleo, que afectan especialmente a las mujeres, disminuyen los costes de oportunidad de permanecer estudiando. Este aumento del tiempo de formación para mejorar los ingresos futuros tendrá, además, efecto sobre otras decisiones de la mujer. La prolongación del tiempo de estudios retrasará la entrada en el mercado laboral y de la maternidad.

En el caso español, la existencia de altas tasas de desempleo puede tener un importante efecto sobre las decisiones de las mujeres para su adquisición de capital humano. El desempleo en España es especialmente alto entre mujeres y jóvenes, lo que puede crear un incentivo —al prolongar el tiempo de formación— por dos motivos: por un lado, porque disminuye el coste de oportunidad de permanecer en la educación si la probabilidad de encontrar trabajo es muy baja para los jóvenes. Por otro lado, la probabilidad de encontrar empleo aumenta con la educación, lo que aumenta los ingresos esperados de permanecer educándose.

El aumento de la educación retrasa la llegada a la maternidad: en los países desarrollados, el número de hijos por mujeres en período de formación es muy bajo, siendo este valor en España de 0,04 hijos por mujer. Los trabajos hechos sobre esta cuestión han encontrado que no sólo la situación laboral de la mujer es importante en la decisión del primer hijo. Ahn y Mira (2000), en un trabajo para España con datos de la Encuesta Sociodemográfica, han hallado que el desempleo del hombre afecta negativamente sobre la probabilidad del primer hijo. Del Bono (2002), con datos británicos, estudió el efecto que las expectativas laborales pueden tener sobre la decisión de tener el primer hijo, encontrando que unas expectativas desfavorables retrasan el primer nacimiento. El retraso del nacimiento del primer hijo puede disminuir la descendencia final, al reducir el intervalo de tiempo en que la mujer es fértil.

3. Estimación del salario como medida del coste de oportunidad

En nuestro trabajo usamos los datos para España del *Panel de Hogares de la Unión Europea*. Usamos las ocho olas del panel, 1994-2001. El *Panel de Hogares* recoge información demográfica y laboral de todos los miembros de los hogares entrevistados (7.206 hogares en 1994). Así, disponemos de la edad, mes de nacimiento, estado civil, situación laboral y salario de todos los miembros del hogar. Además, tenemos información de la composición del hogar, de las características de la vivienda y de las rentas del hogar. La información laboral está disponible mensualmente para todo el año anterior a la entrevista, de modo que podemos analizar la situación en el empleo de las mujeres en el momento de la decisión de tener el primer hijo, que suponemos un año antes del nacimiento. La principal ventaja de esta encuesta respecto de otras encuestas españolas es la disponibilidad de información detallada sobre rentas y salarios.

Esta información nos permitirá estimar una medida del coste de oportunidad de la mujer, tanto si decide participar en el mercado laboral como si permanece inactiva. La mayor desventaja del *Panel de Hogares* es el corto intervalo de tiempo que recoge, lo que impide que podamos observar la historia fértil completa de las mujeres y relacionarla con la situación laboral a lo largo de ésta. A pesar de disponer de información mensual sobre todas las variables cambiantes en el tiempo, usamos como medida el trimestre debido al pequeño número de nacimientos que se producen todos los meses.

Comenzamos estimando ecuaciones de salarios para obtener la medida de coste de oportunidad del tiempo de la madre. Estas ecuaciones, habitualmente llamadas *a la Mincer* (Mincer, 1964), relacionan el salario ganado por el trabajador en función de las características de los individuos, tales como el nivel educativo, edad, experiencia laboral, antigüedad en la empresa, etc. Sin embargo, nuestras ecuaciones están limitadas en cuanto a las variables explicativas que podemos usar, ya que la información referida al empleo de la mujer no existe para las mujeres que no trabajan. Así, nuestras principales variables explicativas en la ecuación de salarios serán la educación y la edad,

además de distinguir por comunidades autónomas, tasas de paro de las distintas comunidades y la presencia o no de cónyuge en el hogar. Los resultados de esta regresión se presentan en la tabla 1.

En esta regresión usamos a todas las mujeres de edades entre 16 y 65 años, independientemente de que hayan tenido el primer hijo o no. En la primera etapa estimamos un probit donde la variable dependiente mide la participación o no de la mujer. De esta estimación obtenemos la inversa del ratio de Mills, que introducimos en la ecuación de salarios para corregir por el *sesgo de selección*. Heckman (1979) demostró que de esta forma se obtiene una estimación consistente. Además, para conseguir una estimación más ajustada del salario, empleamos no solo la media del salario estimado sino también la varianza, lo que nos permitirá tener una medida más ajustada del coste de oportunidad.

Tabla 1
Ecuación Salarial

Log (Salario / Hora) ^a	Ecuación salarial	Ecuación de participación
Edad /10	8,96 (25,58)	-1,32 (20,33)
Edad 2/100	-9,57 (-21,75)	
Educación completada (Ref.: primaria)		
Secundaria	0,29 (18,21)	0,23 (13,26)
Universitaria	0,54 (16,60)	1,07 (60,20)
Variables Demográficas		
Número de hijos ref: sin hijos	-0,19 (-3,23)	
Tamaño familiar		-0,10 (-20,64)
Estado Civil (Ref.: casada)		
Soltera		-0,09 (-5,28)
Otro estado civil		-0,33 (12,82)
Inversa Ratio Mills	-0,22 (-5,03)	
# Observaciones	43.461	
Censuradas (no trabajan)	29.860	
No censuradas (trabajadoras)	13.601	
Estadística de Wald	7.674,96	

Notas: El salario trimestral se ha construido usando el salario neto mensual y las horas trabajadas. Las CC.AA. y los años también están incluidos.

Los resultados son estándar en las ecuaciones salariales. Encontramos que la educación es una variable fundamental, tanto para participar como para recibir un mayor salario. La inversa del ratio de Mills —que es una medida de

cómo afecta a la estimación el hecho de que sólo observamos el salario de aquellas mujeres que participan— es negativo. Esto indica que, si no tuviéramos en cuenta el hecho de que nos encontramos ante una muestra seleccionada, estimaríamos un salario sesgado al alza. Esto quiere decir que, como no estamos teniendo en cuenta que las mujeres que no trabajan también se han enfrentado a decidir si trabajar o no —en función del salario que reciben en el mercado y su situación personal—, si no tenemos en cuenta a estas mujeres, observaremos sólo el salario de las que sí han decidido incorporarse al mercado de trabajo, que serán las que reciban un mayor salario

Usamos nuestras estimaciones de salarios para imputar una medida del mismo a todas las mujeres. De esta forma, podemos medir como afecta el coste de oportunidad, tanto para las participantes como para las que no participan. Para mejorar nuestra estimación de este salario usamos tanto la media obtenida como la varianza salarial. Para ello, estimamos la varianza del salario imputado, teniendo en cuenta la existencia de selección muestral. Con estas estimaciones, generamos 100 distribuciones aleatorias de salarios para cada mujer y hacemos la media de todas ellas. Esta será nuestra medida de coste de oportunidad del salario femenino, que usaremos en las estimaciones de la probabilidad de tener un hijo.

Los resultados de estas estimaciones se pueden ver en la tabla 2. Como puede verse, los salarios observados para las trabajadoras son ligeramente superiores a los salarios que se les imputan en nuestro método, ya que estamos corrigiendo por el hecho de que sólo observamos el salario de las trabajadoras. Por otro lado, los salarios de todas las mujeres (trabajadoras o no) son inferiores a los de la submuestra de trabajadoras, ya que se supone que, entre las no trabajadoras, las variables de capital humano (educación, formación, etc.) serán inferiores a las de las trabajadoras

Tabla 2
Salario hora observado en imputado
(euros por hora)

Salario	España
Salario observado (trabajadoras)	4,60 (2,05)
Salario imputado (trabajadoras)	3,77 (0,86)
Salario imputado Todas las mujeres	3,41 (0,85)
# Observaciones	26.163
Trabajadoras	10.716

4. Selección de la muestra en la estimación de la probabilidad de tener el primer hijo

Tras excluir de la muestra a las mujeres que no proporcionan toda la información necesaria, nos quedamos con una muestra de 2.292 mujeres, de entre 17 y 35 años, que no han tenido su primer hijo en la primera entrevista. Desafortunadamente, la falta de información sobre el tipo de contrato de la mujer en el año anterior nos hace perder un año entero de información, con lo que nuestra muestra final queda reducida a 1.792 mujeres, de entre 18 y 34 años la primera vez que son entrevistadas. Observamos a estas mujeres, tengan o no el primer hijo, una media de 10 trimestres, de un mínimo de un solo trimestre a un máximo de 28. Como el método de estimación que seguimos utiliza la información de las variables como observaciones independientes para cada mujer en cada trimestre, nuestra muestra expandida tiene 26.490 observaciones de mujeres por trimestre. De este total de mujeres, 327 (5,5 %) tienen su primer hijo durante el periodo en que las observamos. Definimos nuestra variable dependiente como una variable binaria que toma el valor 1 si la mujer tiene el primer hijo en el trimestre y 0 en otro caso. Relacionamos el resultado de esta variable con la situación personal, laboral y familiar de la mujer. Todas las variables están retrasadas un año para considerar la relación de las variables independientes con el momento de gestación del hijo, no con el nacimiento propiamente dicho. Esta forma de considerar las variables nos permite que todas las variables dependientes puedan variar de un trimestre a otro, aunque consideramos que no lo hacen dentro de cada trimestre.

En la tabla 3 mostramos algunos estadísticos de nuestra muestra. La edad media de la mujer de nuestra muestra es de 25,1 años. Como ya se ha mencionado antes, el método de estimación que seguimos para estimar un modelo de duración en tiempo discreto es equivalente a estimar un modelo

de un solo periodo (*logit o probit*) con la muestra expandida, donde cada mujer aparece tantas veces en la muestra como trimestres permanece sin concebir el hijo. Así, una mujer que tenga su hijo en el quinto trimestre contribuirá con cuatro observaciones con variable dependiente 0 y una en el quinto trimestre con variable dependiente 1. Las mujeres que permanezcan en la muestra los siete años posibles y no tengan el hijo, contribuirán con 28 observaciones con variable dependiente 0. Esta forma de estimación nos permite incluir variables que cambian en el tiempo para una misma mujer, como el salario, la situación laboral, edad, etc. Así, podremos observar si los cambios en la situación laboral de la mujer están relacionados con la decisión de tener el primer hijo.

Aunque la mayoría de las mujeres en nuestra muestra son activas o bien están estudiando, solo el 39 % de ellas están trabajando, y un 19 % están desempleadas. Para agrupar la información mensual de la situación laboral para cada trimestre, consideramos que una mujer trabaja si lo hace en alguno de los meses pertenecientes al trimestre. Para tener en cuenta los episodios de desempleo que pueden producirse dentro del trimestre, creamos una variable ficticia que toma el valor 1 si la mujer no ha trabajado los tres meses y 0 en otro caso. Los datos muestran que el 11 % de las trabajadoras en la muestra han experimentado periodos de desempleo intra-trimestre. Debido a la edad de las mujeres en la muestra, un alto porcentaje de ellas está estudiando en el momento de las entrevistas. Por esta razón, separamos a las inactivas en dos grupos, uno recogiendo a las estudiantes y otro engloba otros tipos de inactividad. El 35 % de las mujeres son estudiantes y permanecen, por tanto, inactivas.

Aunque la mayoría de las mujeres en nuestra muestra son activas o bien están estudiando, sólo el 39 % de ellas está trabajando, y un 19 % están desempleadas

Se pueden distinguir varios tipos de trabajadoras dependiendo del tipo de empleo, contrato y situación laboral (asalariadas, autónomas, empresarias, etc.). El 12 % de las mujeres trabajan por cuenta ajena con contratos indefinidos, el 11 % trabajan por cuenta ajena con contratos temporales y el

1 % tiene otro tipo de contrato. El 15 % de las mujeres en la muestra son autónomas. Debe notarse que la composición de la muestra puede estar relacionada con la selección de la misma si, por ejemplo, como muestran otros estudios sobre España, las mujeres con peor situación laboral es menos probable que hayan tenido el primer hijo. En cuanto a la educación, el 35 % de las mujeres han terminado estudios universitarios, el 28 % han completado Educación Secundaria y el 27 % sólo ha alcanzado Primaria. Para las mujeres que están estudiando, solo tenemos en cuenta el nivel de estudios terminados, aunque este se incrementa cuando acaben su formación.

Tabla 3:
Estadísticos Descriptivos

Variable	Media (Error estándar)
Variable Dependiente	
Duración (trimestres) hasta el primer hijo	10,34 (7,17)
Edad y año de nacimiento	
Edad	25,10 (3,73)
Cohorte 1966 - 69	0,28 (0,45)
Cohorte 1970 - 73	0,38 (0,48)
Cohorte 1974 - 77	0,33 (0,47)
Situación Laboral de la mujer	
Trabajadora	0,39 (0,49)
Cuenta ajena con contrato indefinido	0,12 (0,33)
Cuenta ajena con contrato temporal	0,11 (0,31)
Cuenta ajena con otro tipo de contrato	0,01 (0,11)
Autónomas	0,15 (0,36)
Estudiantes	0,35 (0,48)
Otras inactivas	0,07 (0,25)
Desempleadas	0,19 (0,39)
Periodos de desempleo (entre empleadas)	0,11 (0,32)
Nivel educativo	
Primaria	0,27 (0,44)
Secundaria	0,38 (0,48)
Universitaria	0,35 (0,48)
Rentas y Salarios	
Salario Hora femenino neto	4,60 (2,04)
Renta familiar trimestral	4.322,75 (3.809,28)
Salario potencial femenino	3,41 (0,85)

Comunidades Autónomas	
Galicia	0,07 (0,25)
Asturias	0,03 (0,17)
Cantabria	0,03 (0,16)
País Vasco	0,06 (0,24)
Navarra	0,03 (0,17)
La Rioja	0,03 (0,17)
Aragón	0,03 (0,18)
Madrid	0,12 (0,32)
Castilla León	0,06 (0,23)
Castilla La Mancha	0,05 (0,21)
Extremadura	0,03 (0,16)
Cataluña	0,10 (0,30)
Valencia	0,07 (0,25)
Baleares	0,02 (0,15)
Andalucía	0,17 (0,38)
Murcia	0,04 (0,19)
Canarias	0,06 (0,24)
# Observaciones (mujeres trimestre)	26.490

La renta familiar es la renta trimestral de la familia laboral y no laboral sin los ingresos laborales de la mujer.

Los salarios imputados trimestralmente pueden variar de un trimestre a otro. Sin embargo, no tenemos una medida similar de la renta familiar, que está recogida anualmente. El salario hora femenino observado es de 4,66 € mientras que la renta familiar trimestral media es de 4.197,5 €. Dado que la mayoría de mujeres en nuestra muestra son jóvenes y viven con sus padres, la medida de la renta familiar recoge una medida de las condiciones de vida de la mujer en el hogar paterno, esto es, una medida de tipo *Easterlin*².

La tabla 4 muestra las frecuencias de salida (nacimientos) dependiendo de la situación laboral de la madre. Aunque en nuestra muestra hay pocas mujeres inactivas que no sean estudiantes, este es el grupo dentro del cual se producen más salidas respecto al tamaño del grupo (el 5,38 % de ellas tienen el primer hijo). Sin embargo, el mayor número de nacimientos (185) se produce entre las trabajadoras, que también es el grupo más numeroso (cerca del 40 % de las mujeres de la muestra). Las trabajadoras tienen una tasa de salida del 1,8 % y las paradas de menos de la mitad de este número (0,75 %). Las estudiantes tienen una tasa de salida muy baja: sólo el 0,09 % de las estudiantes tiene el primer hijo en el periodo de observación. La tabla muestra que el 56 % del total de nacimientos que observamos se producen entre mujeres que, un año antes, están trabajando. Entre las mujeres inactivas se producen el 29 % de los nacimientos.

2. La Hipótesis de Easterlin supone que los jóvenes tratan de, al menos, mantener las condiciones de vida que tenían en casa de sus padres. Así, cohortes muy numerosas, como la del baby-boom de los años 60 en EE.UU. encontrarán más competencia en el mercado de trabajo y más dificultades para mantener los estándares. Así, mayor renta en el hogar paterno (relativa a la de los hijos) reducirá la fecundidad para mantener esos estándares.

Tabla 4
Nacimientos por situación laboral de la madre
4 trimestres antes (% entre paréntesis)

Situación laboral mujer	Total	Nacimientos	Nacimientos (%)
Trabajadora	10.230 (39,10)	185 (56,57)	1,78
Estudiante	9.321 (35,63)	8 (2,45)	0,09
Desempleada	4.906 (18,75)	37 (11,31)	0,75
Otras inactivas	1.706 (6,52)	97 (29,66)	5,38
TOTAL	26.163 (100)	327 (100)	1,23

Otra variable de interés es el nivel de educación de las posibles madres. Mujeres más educadas tienen más probabilidades de participar en el mercado y ganar mayores salarios. La tabla 5 recoge la distribución de nacimientos por el nivel de estudios terminados de las mujeres. Las mujeres con estudios primarios tienen la mayor tasa de salida y también el mayor número de nacimientos. Las mujeres con estudios universitarios tienen una mayor tasa de salida que las mujeres con Educación Secundaria (que es el mayor grupo): un 1,15 % frente a un 0,83 %. El incremento en educación (más tiempo empleado) es una de las razones que muchos estudios encuentran en el retraso de la entrada a la maternidad en diversos países desarrollados (ver, por ejemplo Gustafsson, Kenjoh and Wetzels, 2001) y también puede estar relacionado con el retraso en la edad del primer hijo en España.

Tabla 5
Nacimientos por nivel de estudios completados
de la madre (% entre paréntesis)

Educación Terminada	Total Mujeres	Nacimientos	Nacimientos (%)
Primaria	7.084 (27,08)	137 (41,90)	1,90
Secundaria	9.908 (37,87)	83 (25,38)	0,83
Universitaria	9.171 (35,05)	107 (37,72)	1,15
TOTAL	26.613 (100)	327 (100)	1,23

El estado civil es muy importante en España en relación a la probabilidad de tener el primer hijo, ya que en España el número de nacimientos fuera del matrimonio es uno de los más bajos de Europa. En nuestra muestra la tasa de salida para mujeres no casadas es de sólo 0,6 %, frente al 4,95 % para mujeres casadas (tabla 6). Esto concuerda con los datos para España, donde

solo el 12 % de los nacimientos en 1998 fueron de parejas no casadas, según datos de la *Encuesta de Fecundidad y Familia*. La decisión de casarse (o cohabitar) y tener un hijo están muy relacionadas y, por tanto, los estudios que tratan el *timing* (tiempo que se tarda en tener el primer o sucesivos hijos) de los nacimientos controlan la endogeneidad del estado civil (Ahn and Mira, 2001) o restringen la muestra a mujeres casadas (Kalwij, 2000). Heckman and Walker (1991) encuentran que, cuando controlan el estado civil en la ecuación de fecundidad, la renta del marido pierde su significatividad. Creemos que esto ocurre porque la renta del marido, en realidad, está capturando el estado civil cuando este está omitido en la ecuación. Si las mujeres (o hombres) que tienen más probabilidad de tener el primer hijo –o ya han tomado la decisión– tienen más probabilidad de casarse, entonces, incluir el estado civil como variable explicativa llevaría a resultados sesgados, ya que esta variable no es exógena respecto a la variable dependiente (la probabilidad de nacimiento). Por esta razón nosotros no incluimos el estado civil, aunque sí hacemos una estimación sólo con la muestra de casadas, para comprobar si los resultados se mantienen. También respecto a las rentas, por este motivo, nosotros incluimos la renta del total de la familia –en lugar de la renta del cónyuge– como variable explicativa.

Tabla 6
Nacimientos por estado civil de la madre
(% entre paréntesis)

Educación Terminada	Total	Nacimientos	Nacimientos (%)
Casadas	6.027 (23,04)	314 (96,02)	4,95
No casadas	20.136 (76,96)	13 (3,98)	0,06
TOTAL	26.163 (100)	327 (100)	1,23

5. Método de estimación

Uno de los principales problemas que han encontrado los economistas al tratar de medir la influencia de la situación laboral en la fecundidad es que ambas variables son potencialmente endógenas (ver por ejemplo, Browning, 1992). A priori no puede deducirse si la decisión de participación afecta a la de fecundidad o al revés. El consenso entre los investigadores parece estar en que ambas decisiones se toman conjuntamente: la mujer planifica su vida familiar y profesional sin que una de ellas sea la que condiciona a la otra. Así, las estimaciones de efectos directos de la fecundidad en la oferta laboral femenina, y viceversa, adolecen de tener en cuenta la endogeneidad de ambas decisiones y pueden ser inconsistentes.

Una forma habitual de enfrentar este problema es el uso de técnicas de *variables instrumentales*, que consiste en encontrar variables correladas con, por ejemplo, la fecundidad, pero no con la participación femenina. Nakamura y Nakamura (1992) señalan que la búsqueda de instrumentos válidos puede ser infructuosa. A este problema se añade que las técnicas de variables instrumentales no son válidas cuando ambas variables (fecundidad y participación femenina) se miden de modo discreto. Éste es el caso cuando se trata de medir la relación entre la decisión de participar y de tener el primer hijo. Carrasco (1998) usa el sexo de los dos primeros hijos como instrumento relacionado con la decisión de tener el tercero pero no con la decisión de participación de la mujer. En la estimación utiliza un modelo de *probits alternantes*, donde la variable que produce la alternancia (fecundidad) es tratada como endógena. Álvarez (2001) usa esta técnica para España con datos de la EPA, para medir el efecto del nacimiento de un hijo en la participación de la madre, usando como instrumentos variables cíclicas.

Nosotros estimamos modelos de duración en tiempo discreto en la entrada en la maternidad, de modo que tendremos en cuenta el efecto de las variables de estado laboral de la mujer. A partir de la metodología desarrollada por Allison (1986) y Jenkins (1995) estimamos un modelo condicional de la probabilidad de tener el primer hijo. Finalmente, estimamos un *probit bivariante*, que nos permite estimar conjuntamente las ecuaciones correspondientes a las dos decisiones que nos interesan —fecundidad y participación laboral— considerando también nuestra muestra expandida. Ésto nos permite la inclusión de variables alternantes en el tiempo, si bien su interpretación no debe hacerse como la de un modelo de duración propiamente dicho.

6. Resultados empíricos

Usando el salario potencial estimado previamente (ver tabla 2) como una variable explicativa, estimamos primero el modelo de duración en tiempo discreto. La variable dependiente es la probabilidad de tener el primer hijo, condicionado a no haberlo tenido hasta el momento. Estimamos dos modelos, uno con todas las mujeres y otro restringiendo la muestra a las mujeres casadas. Los principales resultados se mantienen en este segundo modelo. En la estimación controlamos la edad y el año de nacimiento. Encontramos que las mujeres nacidas en los años 1974-77 son las que tienen menos probabilidad de tener el primer hijo respecto a las mujeres de referencia, nacidas entre los años 1965-69. Una vez analizamos el año de nacimiento, el efecto de la edad es negativo: reduce la probabilidad de tener el primer hijo.

La decisión de tener el primer hijo está posiblemente muy relacionada con la situación de la mujer en el empleo y su estabilidad (Ariza, De La Rica y Ugidos, 2005; De La Rica y Iza, 2005). Incluimos la situación laboral distinguiendo el tipo de contrato y si la mujer trabaja por cuenta ajena o cuenta propia. Los resultados muestran que tener un contrato temporal —así como estar desempleada— reducen significativamente la probabilidad de tener el primer hijo. No encontramos diferencias significativas entre inactivas (no estudiantes) y trabajadoras con contrato indefinido. Las trabajadoras por cuenta propia tienen menor probabilidad de tener el primer hijo que las trabajadoras indefinidas.

Una mayor educación reduce la probabilidad de tener el primer hijo, como puede verse en los coeficientes de educación, que recogen el efecto de la educación secundaria o universitaria respecto a la educación primaria, que es la categoría omitida.

Respecto a los salarios y rentas, encontramos que el salario potencial afecta positivamente a la probabilidad de entrada a la maternidad mientras que su cuadrado afecta negativamente. Esto es, el salario afecta positivamente pero a una tasa decreciente a medida que el salario crece. Este resultado se mantiene en la muestra de mujeres casadas.

Por último, encontramos un efecto diferencial negativo para Andalucía respecto de Madrid —la comunidad de referencia— aunque, en una estimación en la que no incluimos la situación respecto del empleo para Andalucía, obtenemos que el efecto del salario en Andalucía es ligeramente superior al del conjunto de España.

Tabla 7

Estimaciones del modelo de duración en tiempo discreto.

Probabilidad de tener el primer hijo condicionado a no haberlo tenido hasta el momento

Variable	Todas las mujeres	Mujeres casadas
Edad y año de nacimiento		
Edad	-0,95 (-12,20)	-4,22 (7,09)
Cohorte 1970 - 73	-1,10 (-4,77)	-0,86 (4,76)
Cohorte 1974 - 77	-2,30 (-5,94)	-1,57 (4,71)
Situación Laboral		
Inactivas	-0,005 (-0,03)	0,09 (0,57)
Contrato temporal	-0,63 (-2,95)	-0,64 (3,09)
Otras trabajadoras	-0,37 (-0,82)	0,05 (0,12)
Autónomas	-0,43 (-2,05)	0,53 (3,31)
Desempleadas	-0,96 (-4,45)	-0,72 (3,64)
Periodos de desempleo (entre trabajadoras)	-0,14 (-0,47)	0,02 (0,06)
Nivel educativo		
Secundaria	-7,37 (-16,46)	-2,36 (-6,98)
Universitaria	-17,70 (-17,02)	-5,95 (-8,27)
Salarios y Rentas		
Salario potencial	17,87 (13,60)	4,87 (4,76)
Salario potencial al cuadrado	-0,99 (-8,84)	-0,20 (-2,01)
Renta familiar	-0,001 (5,52)	-0,0004 (-1,90)
Tasa paro CC.AA	0,16 (8,82)	0,02 (2,15)
Comunidades Autónomas		
Galicia	4,81 (11,09)	
Asturias	-0,75 (1,51)	
Cantabria	2,15 (3,36)	
País Vasco	-0,87 (-2,35)	
Navarra	2,09 (4,77)	
Aragón	2,33 (4,75)	
La Rioja	4,80 (7,57)	
Castilla León	1,09 (3,12)	
Castilla La Mancha	0,70 (2,14)	
Extremadura	1,64 (3,41)	

Comunidades Autónomas		
Cataluña	2,07 (6,68)	
Valencia	3,45 (9,96)	
Baleares	3,28 (7,07)	
Andalucía	-2,63 (-4,55)	
Murcia	4,36 (10,02)	
Canarias	3,47 (9,50)	
Noroeste		1,27 (4,17)
Noreste		0,19 (0,68)
Centro		0,77 (3,01)
Este		0,72 (2,86)
Sur		0,50 (1,51)
Canarias		1,35 (4,19)
m²	1,43 (0,41)	
Prob m1	0,18 (0,29)	
Prob m²	0,82 (1,29)	
Log var σ		-3,28 (-0,76)
# Observaciones (mujer / trimestre)	26.490	6.341

Z-Statistics entre paréntesis. La mujer de referencia nació entre 1966 y 1969, es una trabajadora por cuenta ajena con contrato indefinido, nivel de Educación Primaria, y que vive en Madrid. En la muestra de mujeres casadas las comunidades autónomas están agrupadas: Noroeste incluye Galicia, Asturias y Cantabria; Noreste incluye el País Vasco, Navarra, La Rioja y Aragón; Centro incluye Castilla La Mancha, Castilla León y Extremadura; Sur incluye Andalucía y Murcia. Heterogeneidad no observada en la muestra de casadas, ha sido estimada usando una function Gamma debido a problemas de convergencia con la estimación tipo Heckman y Singer.

En la estimación conjunta de las decisiones de fecundidad y participación laboral hemos incluido todas las variables relevantes; en la ecuación de maternidad hemos incluido edad, cohorte de nacimiento, salario imputado, educación, renta familiar, periodos de desempleo, situación laboral, la participación del año anterior (para tratar de recoger si una mayor vinculación al mercado laboral afecta, como medida de estabilidad) y comunidades autónomas; en la ecuación de participación incluimos edad, cohorte de nacimiento, salario imputado, educación, renta familiar, existencia de cónyuge, año y comunidades autónomas, así como tasas de paro agregadas de éstas.

Como en otros trabajos previos (De la Rica e Iza, 2002 y Adserá, 2004), encontramos que una mayor estabilidad laboral afecta positivamente a la probabilidad de tener el primer hijo. En cuanto a la edad, encontramos de nuevo que la edad, una vez controlamos por la cohorte de nacimiento, disminuye la probabilidad de tener el primer hijo.

Estar inactiva o desempleada reduce la probabilidad de entrar a la maternidad, comparado con la de mujeres que trabajan con contrato indefinido. Tener un contrato temporal o estar autoempleada también afecta negativamente a esta probabilidad.

El salario potencial incrementa la probabilidad, tanto de trabajar como de tener el primer hijo. El cuadrado de esta variable afecta de nuevo negativamente, de modo que el efecto del salario es positivo, pero pasa a una tasa cada vez menor. Aunque la renta familiar afecta negativamente a la probabilidad de entrar a la maternidad para todas las mujeres, no es significativa para mujeres casadas, lo que confirma que esta variable está recogiendo el efecto de las rentas familiares de los padres principalmente.

La correlación entre ambas ecuaciones es negativa y significativa, lo que nos indica que ambas decisiones deben estimarse conjuntamente, y que ambas están negativamente relacionadas.

Estos resultados indican que, en España, dadas las circunstancias del mercado laboral español —con altas tasas de desempleo que afectan especialmente a jóvenes y mujeres— el efecto renta del salario femenino puede ser mayor al efecto de sustitución impuesto por la pérdida de tiempo necesario para poder cuidar de los hijos. Este resultado también apunta a favor de la idea de que el incremento del salario femenino por maternidad podría ayudar a mujeres a decidir tener su primer hijo.

Tabla 8.1
Estimaciones Probit Bivariante.
Probabilidad de trabajar y tener el primer hijo.
Todas las mujeres

Variable	Ecuación maternidad Equation	Ecuación trabajo
	Coefficiente Z	Coefficiente Z
Edad y año de nacimiento		
Edad	-0,14 (-7,73)	0,03 (2,38)
Cohorte 1970-73	-0,30 (-5,24)	0,07 (2,16)
Cohorte 1974-77	-0,49 (-4,84)	-0,24 (-4,69)
Situación Laboral		
Participación retrasada	0,07 (1,39)	
Inactivas	-1,41 (-15,43)	
Contrato temporal	-0,20 (-2,96)	
Otro contrato	-0,13 (-0,89)	
Autónomas	-0,11 (-1,65)	
Desempleadas	-0,22 (-3,32)	
Periodos de desempleo	-0,02 (-0,20)	
Nivel educativo		
Secundaria	-0,55 (-5,42)	-1,09 (-16,90)
Universitaria	-1,68 (-8,06)	-1,56 (-10,56)
Salarios y Rentas		
Salario potencial	1,55 (5,09)	1,64 (8,47)
Salario potencial cuadrado	-0,09 (-2,86)	-0,09 (-5,13)
Renta familiar	-0,0002 (3,54)	-0,0003 (16,53)
Regional unemployment		0,02 (6,43)
Cónyuge		0,25 (10,05)
Correlación	-0,81 (-11,85)	
# Observaciones	26.490	

Tabla 8.2
Estimaciones Probit Bivariante.
Probabilidad de trabajar y tener el primer hijo.
Mujeres casadas

Variable	Ecuación maternidad Equation	Ecuación trabajo
	Coeficiente Z	Coeficiente Z
Edad y año de nacimiento		
Edad	-0,11 (-4,64)	-0,07 (-3,12)
Cohorte 1970-73	-0,24 (-3,67)	0,03 (0,48)
Cohorte 1974-77	-0,32 (-2,63)	-0,13 (-1,21)
Situación Laboral		
Participación retrasada	0,04 (0,90)	
Inactivas	-1,38 (-18,48)	
Contrato temporal	-0,218 (-3,08)	
Otro contrato	-0,04 (-0,29)	
Autónomas	-0,14 (-2,17)	
Desempleadas	-0,18 (-2,66)	
Periodos de desempleo	-0,001 (-0,01)	
Nivel educativo		
Secundaria	-0,74 (-6,32)	-0,32 (-2,54)
Universitaria	-1,65 (-6,63)	-1,01 (-3,73)
Salarios y Rentas		
Salario potencial	1,37 (3,76)	1,29 (3,27)
Salario potencial cuadrado	-0,08 (-2,27)	-0,05 (-1,22)
Renta familiar	-0,0002 (-0,20)	-0,0003 (0,06)
Regional unemployment		0,03 (6,24)
Correlación	-0,93 (-7,50)	
# Observaciones	6.341	

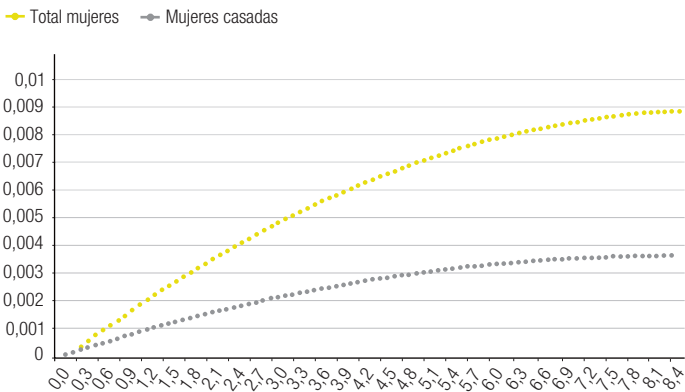
Año y CC.AA. también incluidas.

7. Un ejercicio de simulación

Finalmente, en esta sección nos proponemos medir si las políticas de ayudas públicas a la maternidad para mujeres trabajadoras afectan positivamente a que éstas decidan tener su primer hijo. Tenemos el problema, para medir el efecto de este tipo de políticas, de que nuestros datos no recogen el periodo en que esta política ha sido puesta en marcha en España. Así, nos limitaremos a medir el efecto marginal del salario imputado, para predecir si un aumento de éste aumentaría la probabilidad de tener el primer hijo entre las mujeres de nuestra muestra. El efecto marginal del salario, proveniente de la estimación bivariante, está representado de forma lineal en la figura 7.

El efecto marginal está medido como el efecto en la probabilidad de trabajar y tener el primer hijo de un incremento unitario del salario por hora. Si pasamos este salario por hora a salario mensual, para una mujer que trabaja 40 horas semanales y gana 600 € mensuales significa que, por ejemplo, un incremento en el salario mensual de 100 € incrementa la probabilidad de entrar en la maternidad en aproximadamente un 5 %. Este resultado nos sugiere que el efecto renta de incrementos en el salario compensa –como ya se dijo antes– el efecto sustitución negativo.

Figura 7
Efecto Marginal del salario en la probabilidad de tener el primer hijo

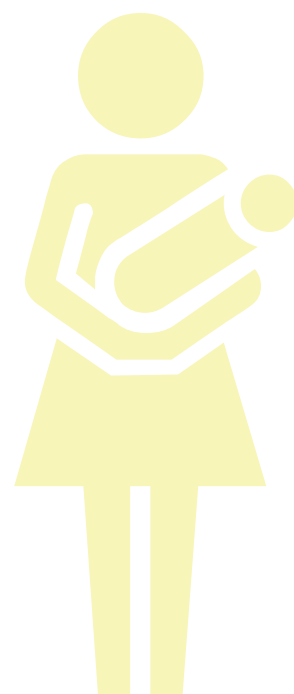


Nuestros resultados indican que el efecto de un aumento del salario potencial, afectaría por tanto de forma positiva, aunque levemente, a la probabilidad de tener el primer hijo y participar en el mercado laboral. El efecto marginal de esta variable es de solo 0,14 % por unidad de aumento, en la media del resto de variables.

Las ayudas serían mucho más efectivas para el colectivo de mujeres no casadas, porque el incremento de rentas provocaría un efecto renta mucho más positivo que para el colectivo que cuenta con una renta adicional en el hogar

Este resultado está en línea con lo encontrado por Sánchez-Mangas y Sánchez-Marcos (2004), que encuentran –con datos agregados– un efecto positivo –pero pequeño– en la probabilidad de participar entre las mujeres que tienen un hijo. Nótese, sin embargo, un interesante resultado: el efecto del aumento salarial es mucho más importante en la muestra donde tenemos mujeres tanto casadas como solteras, frente al resultado para únicamente las mujeres casadas. Parece por tanto que las ayudas serían mucho más efectivas para el colectivo de mujeres no casadas, seguramente porque el incremento de rentas provocaría un efecto renta mucho más positivo que para el colectivo que cuenta con una renta adicional en el hogar.

Finalmente, nuestros resultados señalan también que las ayudas a la maternidad a través de subvenciones en metálico deben ser muy superiores a las actualmente existentes, en relación al salario ganado por la mujer, para que tengan un efecto apreciable en la probabilidad de tener el primer hijo, tanto en el caso de España, como en el de la comunidad autónoma andaluza.



8. Bibliografía

Allison, P. D. (1982)

"Discrete-time methods for the analysis of event histories", in Leinhardt, S. (ed.), *Sociological Methodology 1982*, Jossey-Bass Publishers, San Francisco, pp. 61-97.

Ahn, N. and Mira, P. (1999)

"Job bust, baby bust. The Spanish case", FEDEA Working Papers, FEDEA, Madrid.

Becker, G. S. (1960)

"An Economic Analysis of Fertility", in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Universities-National Bureau Research Conference Series 11, NBER Princeton NJ; pp. 209-31.

Castro Martín, T. (1992)

"Delayed childbearing in Spain: Trends and differentials", *European Journal of Population*. 8, pp. 217-46.

Delgado, M. (1993)

"Cambios recientes en el proceso de formación de las familias", *Revista española de investigaciones sociológicas*, 64, pp. 123-153.

Heckman, JJ., Hotz, VJ., Walker, JR. (1985)

"New Evidence on the Timing and Spacing of Births" *American Economic Review; Papers and Proceedings* 75; pp. 179-84.

Heckman, JJ. and Walker, JR. (1989)

"Forecasting Aggregate Period-Specific Rates: The Time Series Properties of a Microdynamic Neoclassical Model of Fertility" *Journal of the American Statistical Association*, 84; pp. 958-65.

Heckman, JJ. and Walker, JR. (1990a)

"The Relationship Between Wages and Income and The Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data. *Econometrica* 58; pp. 1411-41.

Heckman, JJ. and Walker, JR. (1990b)

"The Third Birth in Sweden" *Journal of Population Economics* 3; pp. 235-75.

Hotz, V. J. and Miller, R. A. (1988)

"An empirical analysis of life cycle fertility and female labour supply", *Econometrica* 56, pp. 91-118.

Jenkins, S. P. (1995)

"Easy estimation methods for discrete-time duration models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, (1), pp. 129-138.

Lesthaegue, R. and van de Kaa, D. (1986)

Ortega, J. A. and Kohler, H. P. (2000)

"¿Está cayendo realmente la Fecundidad Española?. Separación de los Efectos Intensidad, Calendario y Varianza en el índice Sintético de Fecundidad", Documento de Trabajo, Universidad Autónoma de Madrid.

Willis, R. (1973)

"A new approach to the economic theory of fertility behaviour", *Journal of Political Economy*, 87, (5), pp. S65-S97.

Wolpin, K. (1984)

"An estimable dynamic stochastic model of fertility and child mortality" *Journal of Political Economy* 92, pp. 852-841.



Apéndice

Coyuntura del mercado laboral 2006

Con las tablas que se muestran a continuación, el Centro de Estudios Andaluces pretende mostrar periódicamente los resultados más significativos que ofrece la Encuesta de Población Activa sobre el mercado de trabajo en Andalucía, en comparación con las mismas cifras para el conjunto del Estado español. Además de los resultados principales, ofrecemos un análisis exhaustivo sobre la distribución de la temporalidad en ambos mercados de trabajo. Los datos están actualizados hasta finales de 2006.

Tasa de participación

ESPAÑA	2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)
Total Población Activa	21.776.209	21.121.512	3,10
Inmigrantes activos	1.834.594	1.491.112	23,04
TASAS (%)			
Total	58,59	57,73	0,86
Hombres	69,00	68,96	0,04
Mujeres	48,57	46,96	1,61
Inmigrantes	76,33	72,08	4,25
16 a 20 años	28,50	27,74	0,76
20 a 30 años	78,11	77,29	0,82
30 a 40 años	85,76	84,32	1,44
40 a 50 años	81,12	80,18	0,94
50 a 60 años	65,40	63,87	1,53
60 a 70 años	9,59	9,56	0,03
Estudios básicos	45,47	45,18	0,29
Estudios medios	73,31	71,80	1,51
Estudios superiores	82,08	81,28	0,80

ANDALUCÍA	2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)
Total Población Activa	3.584.227	3.504.730	2,27
Inmigrantes activos	228.556	161.597	41,44
TASAS (%)			
Total	55,38	55,11	0,27
Hombres	67,97	68,56	-0,59
Mujeres	43,22	42,17	1,05
Inmigrantes	74,52	65,10	9,42
16 a 20 años	31,83	28,33	3,50
20 a 30 años	74,63	75,43	-0,80
30 a 40 años	79,90	78,57	1,33
40 a 50 años	75,01	75,32	-0,31
50 a 60 años	56,32	54,97	1,35
60 a 70 años	7,66	8,47	-0,81
Estudios básicos	45,77	46,04	-0,27
Estudios medios	69,15	68,63	0,52
Estudios superiores	79,39	78,76	0,63

Tasa de empleo

ESPAÑA	2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)
Total empleados	19.828.744	19.136.826	3,62
Inmigrantes empleados	1.632.123	1.363.021	19,74
TASAS (%)			
Total	66,21	64,95	1,26
Hombres	77,38	76,82	0,56
Mujeres	54,77	52,84	1,93
Inmigrantes	72,61	71,33	1,28
16 a 20 años	19,63	20,05	-0,42
20 a 30 años	69,16	67,35	1,81
30 a 40 años	79,40	77,90	1,50
40 a 50 años	76,03	74,92	1,11
50 a 60 años	61,51	60,18	1,33
60 a 70 años	32,56	32,74	-0,18
Estudios básicos	57,31	56,62	0,69
Estudios medios	71,32	69,59	1,73
Estudios superiores	82,29	80,57	1,72

ANDALUCÍA	2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)
Total empleados	3.134.083	3.003.011	4,36
Inmigrantes empleados	197.587	142.515	38,64
TASAS (%)			
Total	58,67	57,24	1,43
Hombres	72,81	72,08	0,73
Mujeres	44,24	42,15	2,09
Inmigrantes	71,70	65,85	5,85
16 a 20 años	21,75	19,55	2,20
20 a 30 años	63,03	62,07	0,96
30 a 40 años	70,91	68,88	2,03
40 a 50 años	68,26	66,34	1,92
50 a 60 años	50,74	49,78	0,96
60 a 70 años	25,76	26,86	-1,10
Estudios básicos	51,27	50,37	0,90
Estudios medios	64,32	62,56	1,76
Estudios superiores	78,51	76,84	1,67

Nota: La tasa de participación se define como número de activos entre total de población entre 16 y 64 años.

Fuente: Encuesta de Población Activa, 04 Trimestre

Nota: La tasa de empleo se define como número de empleados entre el total de población entre 16 y 14 años.

Fuente: Encuesta de Población Activa, 04 Trimestre

Tasa de paro

ESPAÑA	2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)
Total parados	1.807.610	1.838.234	-1,67
Inmigrantes parados	197.649	125.404	57,61

TASAS (%)			
Total	8,30	8,70	-0,40
Hombres	6,06	6,64	-0,58
Mujeres	11,36	11,61	-0,25
Inmigrantes	10,77	8,41	2,36
16 a 20 años	31,13	27,70	3,43
20 a 30 años	11,46	12,86	-1,40
30 a 40 años	7,41	7,62	-0,21
40 a 50 años	6,27	6,57	-0,30
50 a 60 años	5,94	5,78	0,16
60 a 70 años	4,68	4,66	0,02
Estudios básicos	10,27	10,50	-0,23
Estudios medios	7,45	7,90	-0,45
Estudios superiores	5,56	6,15	-0,59

PORCENTAJE CON			
Paro larga duración	20,88	24,21	-3,33
Sin experiencia previa	11,15	11,96	-0,81
Prestación desempleo	24,61	23,71	0,90
No inscrito en oficina de empleo	31,21	27,87	3,34

ANDALUCÍA	2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)
Total parados	437.829	484.516	-9,64
Inmigrantes parados	30.969	19.082	62,29

TASAS (%)			
Total	12,22	13,82	-1,60
Hombres	8,71	10,20	-1,49
Mujeres	17,54	19,50	-1,96
Inmigrantes	13,55	11,81	1,74
16 a 20 años	31,66	30,99	0,67
20 a 30 años	15,54	17,71	-2,17
30 a 40 años	11,26	12,33	-1,07
40 a 50 años	9,00	11,93	-2,93
50 a 60 años	9,92	9,45	0,47
60 a 70 años	7,55	10,42	-2,87
Estudios básicos	14,67	16,36	-1,69
Estudios medios	11,05	12,43	-1,38
Estudios superiores	6,97	8,18	-1,21

PORCENTAJE CON			
Paro larga duración	23,40	28,23	-4,83
Sin experiencia previa	10,48	13,10	-2,62
Prestación desempleo	25,60	22,38	3,22
No inscrito en oficina de empleo	24,67	25,37	-0,70

Nota: La tasa de paro se define como número de parados entre total de activos.

Fuente: Encuesta de Población Activa, 04 Trimestre.

Tasa de temporalidad

ESPAÑA				ANDALUCÍA			
	2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)		2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)
Nº trabajadores temporales	5.560.161	5.342.436	4,08	Nº trabajadores temporales	1.194.811	1.129.490	5,78
TASAS (%)				TASAS (%)			
Total	33,82	33,78	0,04	Total	46,42	45,64	0,78
Hombres	32,05	31,97	0,08	Hombres	44,59	43,52	1,07
Mujeres	36,19	36,26	-0,07	Mujeres	49,23	49,12	0,11
Inmigrantes	54,72	53,33	1,39	Inmigrantes	68,68	63,48	5,20
16 a 20 años	81,10	81,32	-0,22	16 a 20 años	87,18	83,42	3,76
20 a 30 años	52,06	52,66	-0,60	20 a 30 años	64,69	62,05	2,64
30 a 40 años	33,95	32,25	1,70	30 a 40 años	45,78	43,90	1,88
40 a 50 años	23,51	24,51	-1,00	40 a 50 años	34,42	36,75	-2,33
50 a 60 años	17,25	17,05	0,20	50 a 60 años	26,48	27,58	-1,10
60 a 70 años	14,10	11,91	2,19	60 a 70 años	21,79	20,19	1,60
Estudios básicos	39,43	38,91	0,52	Estudios básicos	55,68	53,53	2,15
Estudios medios	31,76	31,91	-0,15	Estudios medios	40,74	40,21	0,53
Estudios superiores	26,76	27,17	-0,41	Estudios superiores	31,43	32,99	-1,56
Sector público (total)	33,82	33,78	0,04	Sector público (total)	46,42	45,64	0,78
Administración central	13,72	14,98	-1,26	Administración central	17,13	14,66	2,47
Seguridad Social	29,66	30,86	-1,20	Seguridad Social	25,94	28,70	-2,76
Comunidades Autónomas	26,00	24,35	1,65	Comunidades Autónomas	23,44	24,40	-0,96
Administraciones locales	37,61	34,68	2,93	Administraciones locales	41,29	40,08	1,21
Empresa pública	16,57	17,86	-1,29	Empresa pública	24,65	27,42	-2,77
Agricultura y pesca	59,24	62,82	-3,58	Agricultura y pesca	78,42	80,13	-1,71
Industria	23,96	24,93	-0,97	Industria	35,66	33,75	1,91
Construcción	56,49	56,06	0,43	Construcción	71,82	68,13	3,69
Comercio y hostelería	32,72	32,61	0,11	Comercio y hostelería	42,02	40,40	1,62
Transporte y comunicación	25,87	25,85	0,02	Transporte y comunicación	41,48	37,47	4,01
Finanzas y s. inmobiliario	26,84	27,87	-1,03	Finanzas y s. inmobiliario	34,29	36,07	-1,78
Administración pública	27,96	27,64	0,32	Administración pública	29,50	30,69	-1,19
Otros	43,82	40,99	2,83	Otros	58,44	55,20	3,24
Ocupación cualificada	22,21	22,96	-0,75	Ocupación cualificada	27,08	29,27	-2,19
Ocupación semi-cualificada	33,55	33,63	-0,08	Ocupación semi-cualificada	46,37	44,19	2,18
Ocupación no cualificada	53,03	52,06	0,97	Ocupación no cualificada	68,06	67,15	0,91
Duración del contrato				Duración del contrato			
0 a 3 meses	54,99	48,68	6,31	0 a 3 meses	66,01	59,95	6,06
3 a 6 meses	21,62	25,71	-4,09	3 a 6 meses	17,18	19,93	-2,75
más de 6 meses	23,39	25,62	-2,23	más de 6 meses	16,82	20,12	-3,30

Nota: La tasa de temporalidad se define como número de asalariados con contrato temporal sobre total de asalariados.

Fuente: Encuesta de Población Activa, 04 Trimestre

Cifras por Provincias

	TASA DE PARTICIPACIÓN			TASA DE PARO		
	2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)	2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)
Almería	66,33	62,58	3,75	9,58	9,35	0,23
Cádiz	52,56	53,58	-1,02	13,78	17,30	-3,52
Córdoba	54,81	53,11	1,70	15,11	15,90	-0,79
Granada	52,60	51,44	1,16	10,50	12,92	-2,42
Huelva	52,98	54,59	-1,61	13,52	16,92	-3,40
Jaén	48,98	52,13	-3,15	12,86	16,88	-4,02
Málaga	55,78	54,81	0,97	10,34	11,15	-0,81
Sevilla	57,59	57,69	-0,10	12,91	13,22	-0,31

	TASA DE EMPLEO			TASA DE TEMPORALIDAD		
	2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)	2006 trimestre 4	2005 trimestre 4	Variación (%)
Almería	68,01	66,86	1,15	59,50	56,66	2,84
Cádiz	53,74	52,59	1,15	45,74	42,87	2,87
Córdoba	57,87	55,82	2,05	47,47	48,52	-1,05
Granada	58,28	55,19	3,09	51,05	45,17	5,88
Huelva	54,32	54,12	0,20	52,64	52,91	-0,27
Jaén	54,23	53,29	0,94	40,20	43,23	-3,03
Málaga	60,80	58,60	2,20	39,03	43,25	-4,22
Sevilla	59,90	59,60	0,30	45,24	43,11	2,13

Nota: Para las definiciones de cada tasa, véase las notas de las tablas anteriores.

Fuente: Encuesta de Población Activa, 04 Trimestre

...11 12 13 14 15 16

NÚMEROS ANTERIORES

Actualidad 01

Aportaciones para entender el efecto de la inmigración en Andalucía

Actualidad 02

Cómo entender el debate de la Financiación Autonómica

Actualidad 03

La Reforma del Estatuto de Autonomía para Andalucía: contexto e inicio

Actualidad 04

Valores democráticos de la II República

Actualidad 05

El gasto y el endeudamiento en las familias españolas

Actualidad 06

¿Es viable el copago en el sistema de financiación sanitaria?

Actualidad 07

La brecha digital de Andalucía

Actualidad 08

Dependencia en personas mayores en Andalucía

Actualidad 09

La política en Andalucía desde una perspectiva de género

Actualidad 10

Propuestas para el uso racional del agua en Andalucía

Actualidad 11

La Reforma del Estatuto de Autonomía para Andalucía: la proposición parlamentaria

Actualidad 12

La evolución del bienestar en Andalucía

Actualidad 13

Los andaluces y la Unión Europea

Actualidad 14

Aproximación a la Cooperación Internacional para el Desarrollo de la Junta de Andalucía

Actualidad 15

Economía política de los gobiernos locales. Una valoración del funcionamiento de los municipios

