

**Fecundidad y mercado de trabajo femenino
en España.**

**Jesús Sánchez Fernández
José Sánchez Maldonado
Universidad de Málaga**

1. Introducción.

Como se ha señalado en algún otro lugar, ocurre que a veces los hechos son tan tozudos que contradicen incluso a la más elegante de las teorías. Tal es el caso entre lo que predice el modelo neoclásico en relación con la renta y la fecundidad, según el cual estas magnitudes deberían estar correlacionadas positivamente. Sin embargo, los hechos muestran todo lo contrario, pues a medida que las sociedades se vuelven más ricas los niveles de fecundidad son cada vez más bajos. Esas discrepancias han sido razonadas ampliamente (Becker 1960; Becker y Lewis 1973); Willis 1973; Mincer 1963; etc) poniendo en juego otras componentes que no habían sido tenidas en cuenta, tales como que no se trata de tener muchos hijos sino pocos y de “calidad” o bien que el problema está en el tiempo femenino consumido por el cuidado de los niños y que no puede dedicarse a tiempo de trabajo, además de las posibles pérdidas de oportunidades laborales por parte de la población femenina ocasionada por ese tiempo de gestación y crianza de los niños¹.

De cualquier forma hay que señalar que las predicciones del modelo neoclásico no eran tan descabelladas como los datos sugieren, pues es muy razonable asumir que a mayor nivel de renta resulte menos costoso el mantenimiento de una descendencia mayor. Ahora bien, lo que habría que plantearse es como se llega a ese mayor nivel de renta. Una posible vía podría haber sido a través de incrementos de productividad que repercutieran directamente sobre la fuerza de trabajo tradicionalmente remunerada, es decir, la mano de obra masculina. Pero esto no ha sido del todo así. Quizás el problema ha estado en la miopía del modelo que no fue capaz de intuir que la composición de la oferta de trabajo podía cambiar en el sentido de que la incorporación de la mujer al mercado de trabajo remunerado fuera la causante principal de ese incremento de renta, además de otros factores de tipo cultural y educativo que han motivado un problema de elección: consolidar los niveles de renta adquiridos a cambio de tener menos hijos o bien reducir esa renta, con todas las consecuencias que ello implica, a favor de un número mayor de hijos. Al

¹ Estas contradicciones entre unas teorías y otras puede ser el resultado de que la Demografía es más bien una ciencia empírica que, en raras ocasiones, necesita de una guía o soporte teórico. (Robinson, 1997).

parecer la decisión tomada por las sociedades desarrolladas se ha acercado más a planteamientos de naturaleza hedonista.

Sin embargo, desde mediados de los años ochenta se ha observado que, para los países de la OCDE, la correlación espacial entre la tasas de actividad femenina (TAM) y las tasas de de fecundidad total (TF) para el conjunto de esos países han cambiado de signo y se han vuelto positivas y estadísticamente significativas (Ahn y Mira, 2002, Rindfuss et al., 2004). Este dato ha llevado a cuestionarse las teorías desarrolladas en la segunda mitad del siglo XX encaminadas a explicar las discrepancias que se han mencionado con anterioridad y que dejaban al modelo neoclásico en una situación poco cómoda. La conciliación de estos vaivenes que reflejan la realidad de los hechos se ha intentado explicar con argumentos tales como que se están implantando políticas que intentan minimizar la incompatibilidad entre actividad femenina remunerada y cuidado de los niños por la vía de hacer un uso cada vez mayor de guarderías compatibles con salarios femeninos altos² (Rindfuss y otros 2004; Brewster y Rindfuss 2000; Macunovich 1996).

Ahora bien, ese cambio de tendencia observado en el coeficiente de correlación entre la TAM y la TF para los países de la OCDE no necesariamente ha de llevarnos a pensar que los postulados de la teoría desarrollada por Becker y Mincer han dejado de ser válidos. Se hace necesario indagar otras explicaciones que no han sido tratadas del todo hasta el momento. En este sentido Kögel (2004) y Adserá (2004), haciendo uso de un panel de datos para distintos años para los países de la OCDE, sugieren como una posible explicación a este nuevo fenómeno la heterogeneidad de los países, es decir, la presencia de factores específicos de cada país.

Pero quizás no sea esa la única explicación. Habría que indagar otras, tales como que las variables elegidas no sean las más adecuadas, pues la TAM solo

² Pero incluso asumiendo la existencia de ese mercado siempre sería posible argumentar que el cuidado de los hijos en el hogar estaría siempre por encima del que podrían recibir fuera, por lo que cada vez se exigiría una mayor calidad, solo compatible con unos precios más elevados. Así pues, el resultado de unos ingresos salariales femeninos elevados, por un mero efecto renta, llevaría a un encarecimiento de los costes de mercado para ese nuevo producto, con el consecuente coste de oportunidad de tener hijos (Ermisch,)

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

mide la predisposición de la mujer para entrar en el mercado de trabajo. Pero esa actitud favorable a entrar en el mercado de trabajo no siempre se traduce en conseguir un puesto de trabajo y que este sea además el deseado pues, puede ocurrir, como es el caso de España, que el mercado de trabajo está muy segmentado y las mayores bolsas de paro recaen sobre las mujeres, de forma que un buen número de las mismas, por no decir la mayoría, se limitan a mostrar su deseo de trabajar, aunque al final no puedan hacerlo y, otras, incluso trabajando, lo hacen con modalidades de contrato que no les permiten acceder al mercado de guarderías. Así pues, sería conveniente trabajar también con la tasa de ocupación (TOM) y no solo con la TAM.

Por otro lado la TF de fecundidad puede presentar problemas, pues se trata de un indicador transversal y no longitudinal. Eso hace que la TF se vea afectada tanto por la intensidad de fenómeno como por el calendario del mismo, de manera que aunque la intensidad no cambie, bastará con que se produzca un rejuvenecimiento del calendario motivado, por ejemplo, por efecto de las migraciones que lleve a un incremento temporal, con el consiguiente cambio de tendencia, de los niveles de fecundidad del momento. Esa situación temporal de incremento de la fecundidad podría ser también el resultado de la propia estructura poblacional así como por algún efecto de fecundidad diferida.

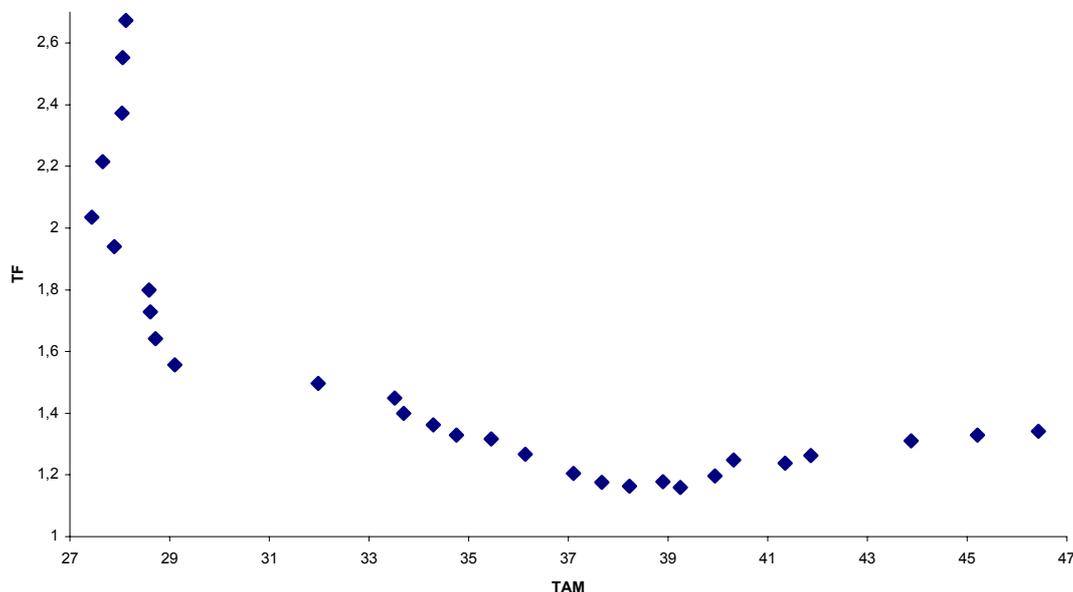
Finalmente, puede ocurrir también que ese cambio de tendencia observada en la correlación empírica sea el resultado de trabajar de forma agregada, sin tener en cuenta las especificidades propias de cada país y las existentes dentro de cada uno de ellos, por lo que sería muy delicado extrapolar esas conclusiones a un país concreto como si se tratara de leyes deterministas.

Dentro de esta línea, en este trabajo se va a contrastar hasta que punto los resultados observados para el conjunto de los países de la OCDE son trasladables a uno de ellos como es el caso de España, donde los niveles de la fecundidad son los más bajos del conjunto de la OCDE, pese a que es cierto que desde 1998 se ha venido produciendo un ligero rebote en los valores de TF, pasando de 1,159 niños por mujer en 1998 a 1,256 en 2002.

2. Análisis descriptivo de la situación

Para el conjunto de los países de la OCDE se ha observado que la correlación espacial entre la TAM y la TF ha cambiado de ser negativa a ser positiva. Este cambio de signo, que resulta contradictorio con todo un conjunto de teorías que se podría enmarcar con lo que se ha conocido como “Nueva economía familiar” (New Home Economics, NHE) (Becker 1960, Mincer 1963, Becker 1965, Willis 1973), pone de manifiesto de forma empírica que es posible compatibilizar niveles altos de fecundidad y tasas de actividad femenina elevadas en ciertos países frente a valores reducidos para esas dos variables para otros países. Pero esta compatibilidad de resultados entre países no se mantiene cuando se observa el comportamiento de esas dos variables para cada uno de ellos por separado. En lo que sigue nos centraremos en el análisis de este fenómeno en el caso de España, que es miembro de la OCDE.

Gráfico 1. Fecundidad y actividad femenina (1976-2005)



Como puede apreciarse en Gráfico 1, las dos variables en cuestión han seguido una evolución distinta a lo largo del periodo considerado. Así, desde 1976 hasta 1986, la TF experimentó una fuerte y continuada caída, pasando de 2,8 hijos por mujer a tan solo 1,56, mientras que durante ese decenio la TAM

permaneció casi inalterada en torno al valor 28. Pero a partir de 1987 la velocidad de los cambios se invierten, siendo ahora la TAM la que crece de forma considerable, mientras que la TF continua disminuyendo pero a un ritmo considerablemente menor, solo alterado en los últimos años donde muestra un ligero repunte, pero que no parece mostrar una tendencia de crecimiento tan clara como la que ofrece la TAM. En cualquier caso, lo que si muestra de forma evidente este gráfico es que la correlación temporal entre esas dos variables a lo largo de esos años es fuertemente negativa (-0,745).

Ese ligero repunte de la fecundidad que se observa para toda España es algo más pronunciado para el conjunto de las provincias localizadas en el arco mediterráneo desde Málaga hasta Girona, además de algunas interiores, como son el caso Madrid, Navarra y Zaragoza. Pero hay que señalar que son precisamente todas esas provincias las que están siendo las receptoras de los mayores flujos de inmigración extranjera de toda España³, población que se caracteriza por ser especialmente joven y por “importar” patrones de fecundidad distintos a los autóctonos, con intensidades más elevadas. Ahora bien, estos colectivos poblacionales no se caracterizan por rentas elevadas, lo que no quita que sus rentas relativas se hayan visto favorecidas como consecuencia de la inmigración.

Pero el tema objeto de controversia no es la correlación temporal entre las dos variables objeto de estudio, sino mas bien el comportamiento la correlación transversal a lo largo del tiempo. La misma es la que se recoge en el Gráfico 2. Como puede apreciarse, el comportamiento de esa correlación en España no responde al modelo seguido por el conjunto de los países de la OCDE, al menos en su calendario, pues el cambio brusco de tendencia que tuvo lugar en los primeros años de la década de los ochenta (Ahn y Mira, 2002) no tiene lugar en España hasta mediados de la década de los noventa, es decir, quince años más tarde.

³ Durante el año 1999, del total de extranjeros con permiso de trabajo residentes en España, en el conjunto de las catorce provincias señaladas más arriba se encontraba más del 77% de esa población.

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

Gráfico 2. Coeficiente de correlación entre las TAM y las TF por CC.AA.

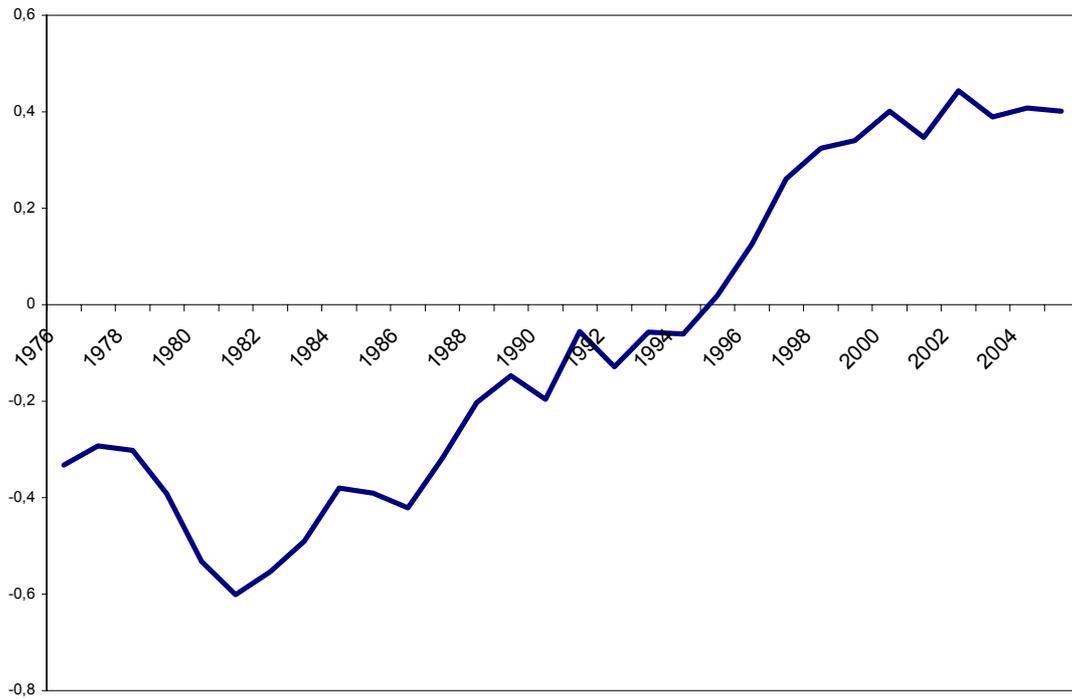
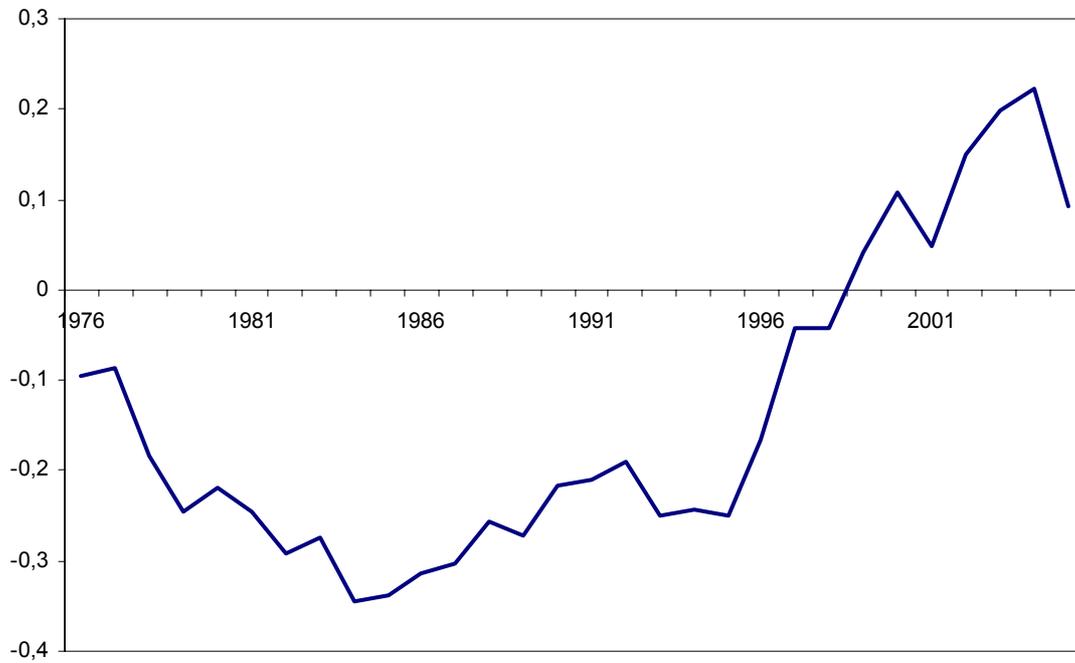


Gráfico 3. Coeficientes de correlación entre las TAM y las TF provinciales



Pero si se compara el Grafico 2 con el 3, se observa que, dependiendo del grado de desagregación con el que se trabaje, se puede llegar a resultados que no son del todo coincidentes, pues si bien es cierto que el cambio de tendencia tiene lugar en las mismas fechas, sin embargo, la intensidad de ese cambio es menor cuando se trabaja con datos provinciales y la tendencia de los últimos años no es tan clara como la que muestra el Gráfico 2.

Estos resultados gráficos no confirman, aunque solo sea de manera provisional y en modo alguno concluyente, los resultados obtenidos para el conjunto de los países de la OCDE.

2.1 Fecundidad y ocupación.

Previamente se ha señalado la posibilidad de que la TAM no fuera la variable más adecuada como condicionante de la “demanda” de hijos dentro del esquema teórico de la “Nueva economía familiar” definida por lo que se ha considerado “Escuela Becker-Chicago” (Robinson, 1997), según la cual la teoría económica de la fecundidad no es más un caso particular de la teoría de la demanda del consumidor. Por tal razón, se han elaborado los Gráficos 4 y 5 que es una réplica del 2 y el 3, pero ahora se trabaja con la tasa de ocupación de las mujeres (TOM), en lugar de la tasa de actividad. Los resultados llevan a confirmar lo que ya se ha apuntado. La correlación transversal solo cambia de signo para las CC.AA., pero con datos provinciales cada vez se hace más negativa. En consecuencia, para el caso de España, este análisis gráfico-descriptivo corrobora los postulados de que la incorporación efectiva de la mujer al mercado de trabajo, y no la mera intención de querer trabajar, condiciona negativamente la demanda de hijos, destinando el incremento de renta familiar resultado del tiempo de trabajo femenino a una demanda de hijos menor pero de más “calidad”.

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

Gráfico 4. Coeficiente de correlación entre las TOM y las TF por CC.AA.

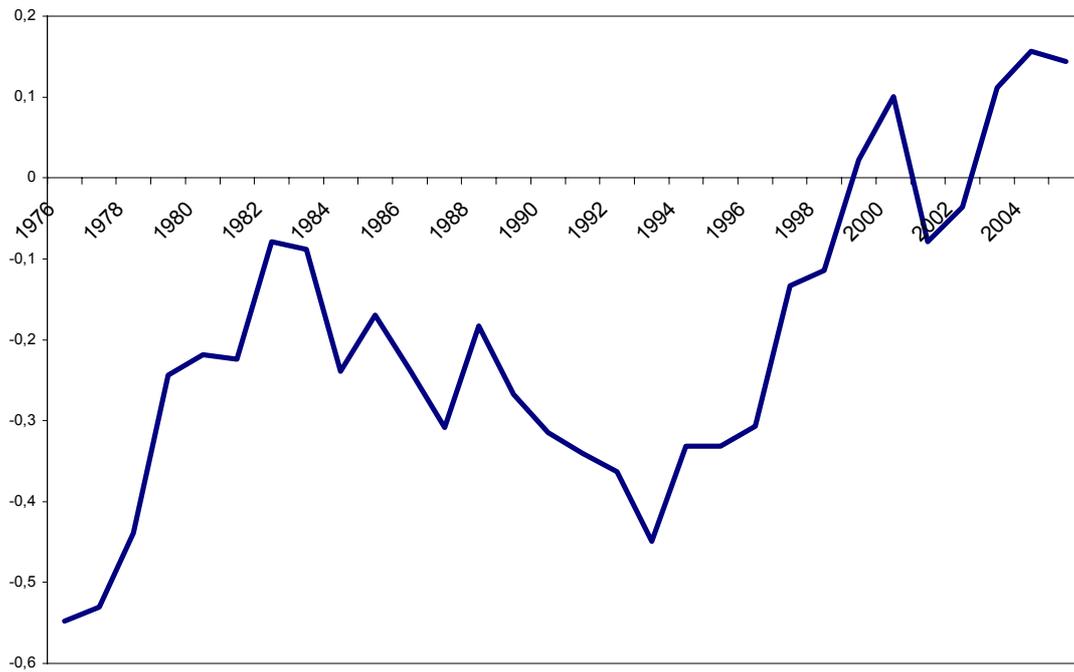
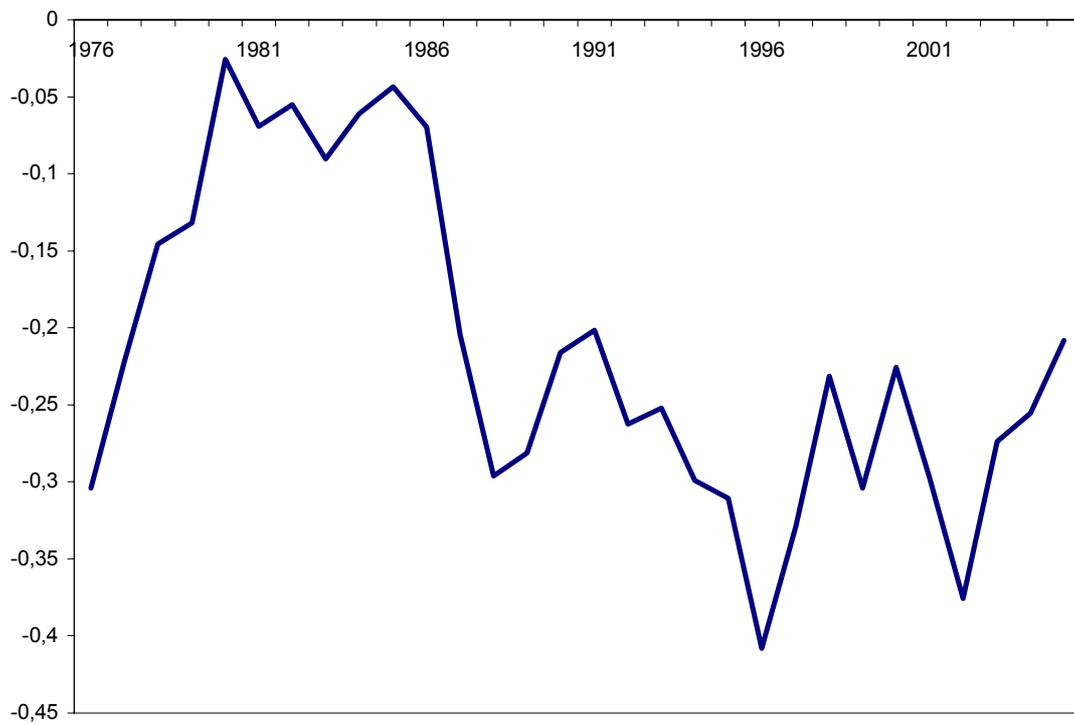


Gráfico 5. Coeficientes de correlación entre las TOM y las TF provinciales



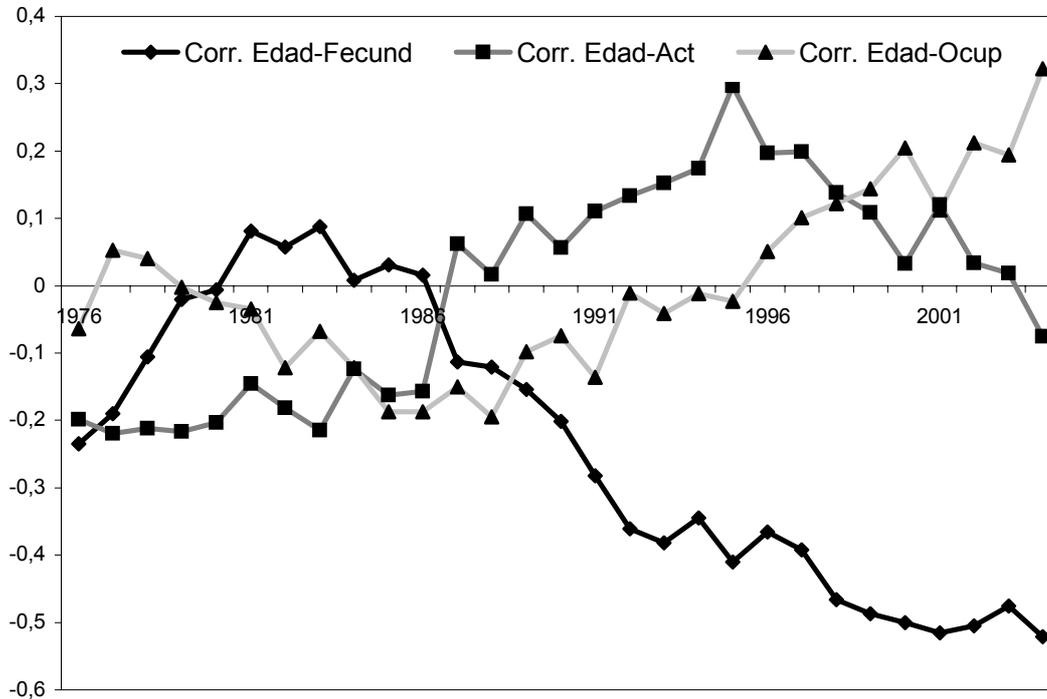
2.2 Participación y edad media a la maternidad.

La decisión de tener hijos no es algo que se pueda posponer de manera indefinida pues el reloj biológico de la mujer impide que la fecundidad más allá de los cincuenta años sea casi nula. Por esta razón, resulta interesante estudiar la relación existente entre esta nueva variable, la edad media a la maternidad, y las tres vistas hasta ahora.

El Gráfico 4 muestra las correlaciones entre la edad de las madres y las otras variables. Los resultados no suponen ninguna sorpresa pero si son muy ilustrativos. Así, la entrada de la mujer al mercado de trabajo, con una formación cada vez más elevada, ha llevado a posponer el calendario de la fecundidad de manera continuada desde 1980 y especialmente desde 1987, lo que ha provocado que la edad media a la maternidad sea cada vez más alta, reduciendo de esta forma la demanda de hijos. En consecuencia la correlación entre edad de las madres y TF se hace cada vez más negativa. A su vez, la correlación entre edad de las madres y TAM, o bien, entre aquella y la TOM ha pasado de ser negativa a positiva. Todo ello lleva a que el envejecimiento del calendario de la fecundidad motivado por la incorporación de la mujer al mercado de trabajo está condicionando los niveles de fecundidad de manera considerable por lo que es poco previsible un repunte decidido de la fecundidad, a no ser que se produjera un rejuvenecimiento del calendario de la misma, lo cual parece poco compatible con la decidida incorporación de la mujer al mercado de trabajo⁴.

⁴ Tendrían que darse nuevas circunstancias, que ahora no se dan, tales como que las rentas salariales de las mujeres se acercaran a las de los hombres, de manera que esas rentas femeninas no fueran un mero complemento de la renta familiar. Solo en ese caso se podría producir una mayor demanda de hijos y de más "calidad".

Gráfico 6. Correlaciones entre la edad media a la maternidad y los niveles de fecundidad, actividad y ocupación de las mujeres en las provincias españolas



3. Heterogeneidad temporal y espacial de fecundidad.

Kögel (2004) sostiene que el cambio de signo en la correlación entre la TF y la TAM observada para los países de la OCDE está motivado por la yuxtaposición de dos factores. Uno de ellos es la heterogeneidad de los países, es decir los efectos específicos de cada uno de ellos. El otro es la heterogeneidad temporal en cuanto a la correlación entre esas dos variables para cada país. La validación de esas hipótesis, que se verifican con datos agregados a nivel de estado, es lo que se pretende realizar en este trabajo haciendo uso de datos espaciales más desagregados.

En efecto, si se toman dos provincias de naturaleza muy diferente, como pueden ser Barcelona y Ourense, resulta la TF es más elevada en Barcelona tanto en 1976 como en 2005 (efecto espacial), pero además la correlación

entre TF y TAM presenta distinto signo en esas dos provincias. Ni que decir tiene que con esas dos provincias no se pretende representar a ningún conjunto más amplio. Más bien lo que se intenta es poner de manifiesto las heterogeneidades mencionadas con anterioridad. Algo similar ocurre cuando se trabaja con datos agregados por CC.AA. Así, para Cataluña se pasa de una TF de 2,863 en 1976 a otra de 1,455 en 2005 con una correlación temporal para las variables TAM y TF en esa Comunidad y para ese periodo de tiempo de -0,75. En cambio esos mismos datos para Galicia son 2,383 y 1,02 para la TF y 0,45 para la correlación.

3.1 Análisis de resultados.

Para la realización de los correspondientes contrastes de los que se ha venido hablando en párrafos anteriores vamos a trabajar con datos para las diecisiete CC.AA. y para el periodo de 1976 a 2004, ambos inclusive. Esto hace que el panel completo de datos esté compuesto por 493 observaciones.

Como las series temporales con las que se va a trabajar son relativamente largas, ello nos hace pensar en la posibilidad de presencia raíces unitarias. Es decir que esas series no sean estacionarias, lo que nos llevaría a trabajar con relaciones espurias. Para evitar ese problema y dada la naturaleza de los datos se hace aconsejable aplicar previamente un test de raíces unitarias cuando se trabaja con datos de panel. En la literatura existe⁵ más de un procedimiento que permite la realización de este tipo de contrastes. En este trabajo se usará el propuesto por Harris y Tzavalis (1999). Este procedimiento es muy flexible pues contempla la posibilidad de trabajar con un panel homogéneo, con otro que donde se postule efectos fijos para la media y sin tendencia y, finalmente, aquel donde se recoja también una tendencia determinista.

Trabajando con efectos fijos, pues en ningún caso se pudo rechazar la hipótesis de ausencia de los mismos, se ha procedido a aplicar el test de raíces unitarias a cada una de las variables con las que se ha trabajado, incluyendo en unos casos una tendencia determinista y en otros no, según ha procedido.

⁵ Entre ellos están el propuesto por Harris y Tzavalis (1999) y el de Levin et al. (2002).

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

El resultado de estos tests son los que se muestran en la Tabla 1. Como puede comprobarse, ninguna de las variables con las que ha trabajado presenta problemas de raíces unitarias. La razón fundamental de este resultado descansa en que unas series no son suficientemente largas y otras no son de naturaleza monetaria, que son las más propensas a presentar problemas de estacionaridad.

Tabla1. Test de raíces unitarias para datos de panel

Series	DF	Tendencia
TF (1977-2004)	-21,07*	no
TF (1977-1994)	-15,08*	si
TF (1995-2004)	-8,21*	si
TAM (1977-2004)	-17,45*	no
TAM (1977-1994)	-6,89*	si
TAM (1995-2004)	-7,36*	si
EMM (1995-2004)	-5,47*	si
PreEmpH (1995-2004)	-3,75*	no
PreEmpM (1995-2004)	-4,47*	no
CoberP (1995-2004)	-5,72	si
SHCont (1995-2004)	-6,01*	si
SMCor (1995-2004)	-5,58	si

* Significativos al nivel del 5%.

Otra cuestión que nos planteamos es debíamos trabajar en términos de niveles o con logaritmos, como parece que suele ser habitual. Los resultados según se trabaje con niveles o con logaritmos no cambian en cuanto al signo del coeficiente, aunque el significado del mismo es distinto, pues en el segundo caso lo que se estima son elasticidades. Pero esas elasticidades son constantes para cualquier valor de la variable explicativa y ese supuesto no siempre es asumible, pues admitir que la respuesta porcentual de la TF es la misma sin importar el nivel de la TAM, o de cualquier otra variable, no siempre resulta fácil de admitir. No obstante se ha trabajado tanto en términos de logaritmos como en niveles.

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

En lo que sigue se irán mostrando en sucesivas tablas los resultados solo para las variables relevantes, omitiendo los efectos fijos para CC.AA y temporales. Solo se indicará si se han incluido y si son significativos conjuntamente.

En la Tabla 2 se recogen los resultados para el panel completo que va de 1976 a 2004. El mismo se ha estimado sin efectos fijos, con efectos fijos y con efectos aleatorios.

Tabla 2. Resultados de la regresión del lnTF con respecto al lnTAM (1976-2004)

	MCO	MCO con efectos fijos para CC.AA.	MCO con efectos aleatorios para C.AA.
Constante	3,64 (18,10)	4,48 (22,61)	4,51 (22,74)
lnTAM	-0,93 (-16,15)	-1,19 (-21,3)	-1,18 (-21,18)
Efectos fijos temporales		no	no
		P- value	
H ₀ : Ausencia de efectos por CCAA		0,00	0,00

*Entre paréntesis aparecen los valores del estadístico t.

Como puede apreciarse, cuando se trabaja con todo el horizonte temporal el signo del coeficiente del logaritmo de la tasa de actividad de las mujeres es siempre negativo y además significativo, no importa el nivel de significación con el que se trabaje. Además, el valor del coeficiente obtenido por los tres procedimientos es muy estable. Por otro lado, en los casos en los que se estima tanto con efectos fijos como aleatorios no se puede rechazar el factor espacial debido a cada CC.AA., es decir, que el mismo es relevante a la hora de explicar el comportamiento seguido por la tasa de fecundidad⁶.

⁶ Los tests utilizados para la verificación de estas hipótesis relativas a los efectos espaciales han sido el test de la F para el caso del modelo de efectos fijos y el de Breusch-Pagan para el caso de efectos aleatorios.

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

Tabla 3. Resultados de la regresión del lnTF con respecto al lnTAM (1976-1994)

	MCO	MCO con efectos fijos para CC.AA.	MCO con efectos aleatorios para C.AA.
Constante	3,59 (12,66)	5,53 (15,94)	5,34 (15,62)
lnTAM	-0,90 (-10,89)	-1,5 (-14,90)	-1,41 (-14,21)
Efectos fijos temporales		no	no
		P- value	
H ₀ : Ausencia de efectos por CCAA		0,00	0,00

Si nos limitáramos a estos resultados se podría llegar a la conclusión de que la fecundidad a lo largo de todo el periodo analizado se ha comportado conforme a lo postulado por la predice la NHE. Sin embargo, este resultado debe entenderse como una media ponderada de dos periodos distintos. El que va de 1976 a 1994 y el otro que va de 1995 a 2004. Pero como los dos no tienen la misma longitud, tampoco tienen el mismo peso, lo que hace que el primero domine al segundo, obteniéndose esa relación negativa que no concuerda con lo observado en los últimos años. Por esta razón se ha procedido a dividir las series en los dos subperiodos que han señalado antes.

En la Tabla 3 se han reproducido las estimaciones que aparecen en la dos, pero ahora solo para los años que van de 1976 a 1994. Como puede observarse los resultados son casi idénticos, como era de esperar. La cuestión, sin embargo, radica en saber si a partir de ese momento se puede seguir manteniendo que la fecundidad y la decisión de la mujer de incorporarse al mercado de trabajo siguen sendas diferentes o, si por el contrario, se mueven al unísono. Para comprobar hasta que punto el comportamiento de estos últimos años ha sido el mismo o si por el contrario ha cambiado se ha procedido a reestimar las ecuaciones anteriores pero ahora solo para las fechas más recientes.

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

Tabla 4. Resultados de la regresión del lnTF con respecto al lnTAM (1995-2004)

	MCO	MCO con efectos fijos para CC.AA.	MCG con efectos aleatorios para CC.AA.	MCO con efectos fijos para CC.AA
Constante	-1,7(-5,03)	-2,10 (-0,51)	-2,12 (-10,40)	-0,12 (-0,25)
lnTAM	0,51 (5,5)	0,63 (11,28)	0,62 (11,36)	0,09 (0,7)
Efectos fijos temporales		no	no	si
		P- value		
H ₀ : Ausencia de efectos por CCAA		0,00	0,00	0,00

Los resultados de la Tabla 4 están en consonancia con lo observado en los Gráficos 2 y 3. Ahora la relación entre fecundidad y actividad femenina es positiva, incluso aunque se haya estimado introduciendo los correspondientes efectos espaciales para recoger la heterogeneidad debida al posible comportamiento diferenciado por CC.AA. Estos resultados están en consonancia con planteamientos recientes según los cuales cada vez hay menos rigideces para compatibilizar en cuidado de los hijos y la presencia en el mercado de trabajo por parte de las mujeres, como sugieren, por ejemplo, Brewster y Rindfuss (2000) y Rindfuss et al. (2004), lo que va también en línea con lo mantenido por Ahn y Mira (2002).

Pero sin rechazar frontalmente esos planteamientos y centrándonos en el caso de España habría que preguntarse si ese rebrote de la fecundidad no está motivado por un efecto calendario, en el sentido de que hasta mediados de los años noventa la edad media a la que las madres tenían su primer hijo era cada vez mayor a la vez que el número total de hijos caía en picado. Tanto había caído que en España se estaban dando los niveles más bajos de fecundidad de todos los países desarrollados, y en consecuencia de todo el mundo. Para algunas CC.AA. se había llegado a niveles de fecundidad por debajo de un hijo por mujer. Ya no pretende alcanzar el nivel de reemplazamiento.

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

La preocupación ahora es el envejecimiento progresivo de la población provocado por esa fecundidad tan baja. Pero como se ha señalado, los valores del número medio de hijos por mujer eran tan bajos y el calendario se había envejecido tanto que no era previsible que pudieran seguir cayendo. En realidad se puede decir que se había tocado fondo. En esas circunstancias o se recuperaba la fecundidad o se mantenía, pero no era muy verosímil que siguiera disminuyendo. En realidad lo que ha ocurrido es que la caída brutal que tuvo lugar a finales de los setenta y a lo largo de los años ochenta del siglo pasado se ha estancado y ahora está teniendo lugar un rebrote de la fecundidad motivado especialmente por lo que se conoce en términos demográficos como fecundidad diferida. Es decir ahora están naciendo los hijos que no lo hicieron antes como consecuencia del envejecimiento del calendario que se ha mencionado con anterioridad. A ello hay que añadir los nuevos patrones de fecundidad importados por la población inmigrante.

Pero si el resurgir de la fecundidad se fundamenta en los dos factores señalados antes no es de esperar que sea duradero y en cualquier caso será poco decidido⁷. Donde esa recuperación ha sido un poco más fuerte ha sido en la comunidades donde la inmigración es más elevada, como son los casos de Madrid y Cataluña, o bien en aquellas en las que se había llegado a una situación casi preocupante, como ocurría en el Asturias (0,825), Cantabria (0,95), Castilla y León (0,964) y País Vasco (0,952).

Lo que también resulta evidente es que si lo anterior es cierto entonces ese rebrote de la fecundidad no viene motivado por el actual clima laboral. Es decir, sería más bien una respuesta independiente a las condiciones del mercado de trabajo. Se trataría de un movimiento autónomo y que solo si se mantiene en el tiempo podría llevarnos a pensar que el modelo teórico que ha sido paradigma hasta mediados de los años noventa ha dejado de ser válido. En cualquier caso habría que plantearse si ese cambio de signo en la relación entre las dos variables que estamos estudiando no es más bien un movimiento cíclico dentro de una senda en la que a largo plazo el modelo de la NHE sigue siendo válido,

⁷ A lo largo del decenio que de 1996 a 2005 la fecundidad se ha recuperado en España un 14%, mientras que durante el decenio anterior (de 1986 a 1996) cayó un 25% y de 1975 a 1986 se redujo un 45%.

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

como se sugiere en otros trabajos, donde se argumenta que ese cambio de signo solo es el resultado de desviaciones más o menos a corto plazo que están teniendo lugar en algunos países, gracias a las particularidades propias de los mismos tanto en materia de contratación, de empleo estable o de volumen de paro así como de beneficios e incentivos a la maternidad.

Antes de reformular el modelo, dando entrada a un conjunto de variables que recojan de manera específica alguna de las peculiaridades propias de cada comunidad autónoma que las diferencia respecto de las demás, se ha reestimado el modelo admitiendo distintas ordenadas en el origen según la Comunidad Autónoma y según el año con el que se esté trabajado. Estos resultados son los que se recogen en la última columna. Como puede apreciarse, en este caso el coeficiente del logaritmo de la tasa de actividad femenina deja de ser significativo. Esto nos lleva a pensar que detrás del anterior signo positivo debe haber ciertos condicionantes que podrían ser los responsables de ese cambio de tendencia.

Todo esto no ha llevado a reformular el modelo estimado con anterioridad introduciendo otros factores que pudieran ser válidos de cara a contrastar la solidez de ese cambio de signo.

Tabla 5. Resultados de la regresión del lnTF con respecto al lnTAM y otras variables de interés (1995-2004)

	MCO con efectos fijos para CC.AA.
Constante	5,32 (2,14)
lnTAM	0,03 (0,21)
LEMM	-1,8 (-3, 0)
LPRECAM	0,17 (3,9)
LCOBER	0,15 (2,56)
Efectos fijos temporales	si
	P- value
H ₀ : Ausencia de efectos por CCAA	0,00

Las variables seleccionadas, además de la actividad femenina, han sido tres, todas ellas en términos logarítmicos. La primera de ellas es la edad media de

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

las mujeres a la hora de tener hijos. El signo de esta variable es muy revelador y está en línea con lo argumentada en líneas anteriores. El envejecimiento del calendario de la fecundidad en España ha llegado a unos niveles tan elevados que en los últimos años ha empezado a dar signos de agotamiento en cuanto a la tendencia anterior. La consecuencia inmediata de ese rejuvenecimiento ha sido un incremento de la fecundidad.

Otra de las variables introducidas es el grado de precarización del mercado de trabajo femenino medido por el porcentaje que representa la población ocupada femenina con contrato temporal respecto del total de mujeres ocupadas. El signo de esta variable no es el que cabría esperar, pues se podría pensar que cuanto mayor es el nivel de precariedad en el empleo menos segura se siente la familia de cara al agrandamiento de la familia. Sin embargo este tipo de razonamiento hay que matizarlo, pues si la precarización se diera en todos los miembros de la familia eso sí sería un problema. Sin embargo cuando se da solo en la mujer podría entenderse en cierta forma como una flexibilidad en la contratación, siempre que la incorporación al mercado de trabajo en periodos posteriores sea relativamente fácil, como parece ser que está ocurriendo en los últimos años, donde la tasa de paro es cada vez menor, pese a que no estemos frente a un empleo de calidad en términos de estabilidad. En definitiva, lo que estamos diciendo es que esa mayor probabilidad de ser contratada, aunque sea de forma temporal, se ve como un incentivo para tener el hijo que en su momento no se tuvo y ahora, aunque con edades más altas de las que eran tradicionales en otras fechas, se decide tener.

La tercera variable que se ha introducido es el grado de cobertura del desempleo. En este caso el signo sí que es el que se espera a priori. Cuanto mayor es grado de cobertura más segura se siente la familia para planear su descendencia. La conjunción de las prestaciones por desempleo junto con la contratación temporal está creando un grado de confianza que permite ver la descendencia con menos recelo de lo que ocurría hasta fechas recientes.

La presencia de estas variables, junto con los efectos fijos espaciales y temporales, hace que el coeficiente de la variable actividad femenina siga siendo no significativo. Esto nos lleva a pensar que en los momentos actuales no es la actividad la que condiciona la fecundidad. La planificación de esta última, al menos en sus niveles mínimos que son de los que estamos hablando, es el resultado de otros factores tales como la seguridad económica y el deseo de tener al menos un hijo, pues es precisamente la recuperación de la fecundidad de rango uno la que está ejerciendo un papel decisivo el cambio de tendencia de la fecundidad total. Pero lo que los datos no confirman es el carácter procíclico de la fecundidad, como desde otros ámbitos se está argumentando.

Se podrían haber ensayado con otras variables explicativas, tales como la tasa de paro, el volumen de empleo del sector público, el autoempleo, el nivel de agrarización de la comunidad autónoma, los salarios femeninos, etc., como se recogen en otros estudios. Pero todas ellas van en el mismo sentido: cuantificar, mediante indicadores indirectos, el grado de seguridad y estabilidad económica del entorno familiar para poder tomar decisiones de procreación sin asumir riesgos económicos elevados.

4. Consideraciones finales

A lo largo de los párrafos anteriores se ha venido discutiendo la validez del modelo de fecundidad que se deriva de la NHE propuesto por Becker y Mincer allá por años sesenta de la centuria pasada. Para el conjunto de los países de la OCDE tuvo lugar a mediados de los años ochenta un cambio en el signo de la relación entre la tasa de actividad de las mujeres y la tasa de fecundidad. Esto dio lugar a que se retomara la teoría del comportamiento procíclico de la fecundidad. Sin embargo, cuando se analiza el fenómeno con más profundidad, sin limitarse a la mera correlación entre las dos variables relevantes en cuestión, se observa que ese signo no se mantiene. Por el contrario cambia, debiéndose esa aparente relación positiva a un conjunto de factores propios de cada país, tales como las políticas fiscales y laborales tendentes a incentivar la

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

fecundidad, los bajísimos niveles de fecundidad que hacen que se produzca un efecto rebote de naturaleza transitoria y en cualquier caso de escasa intensidad, la percepción de que se dan condiciones que permiten planear la descendencia en condiciones de más estabilidad económica, la entrada de intenso flujos de inmigrantes con nuevas pautas de fecundidad, etc.

En este contexto de cambio se ha contrastado la hipótesis lanzada por la NHE para el caso español, trabajando con datos por CC.AA. Con esos datos se ha construido un panel de que nos ha permitido verificar hasta que punto todas las discusiones previas eran válidas para el caso español. Las conclusiones a las que se llegan es que ese cambio observado para el conjunto de todos los países de la OCDE también ha tenido lugar en España, aunque con desfase de unos diez años. Pero al igual que para los demás países, tampoco para el caso español puede decirse que la fecundidad tenga naturaleza procíclica.

Referencias bibliográficas:

Adserá, A. (2004): "Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions". *Journal of Population Economics*, 17, 17-43.

Ahn, N. y P. Mira (2002): "A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries", *Journal of Population Economics*, 15: 667-682.

Becker, G. S (1960): "An economic analysis of fertility" en *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Princeton: National Bureau of Economic Research.

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

Becker, G. S, y H. G. Lewis (1973): "On the interaction between quantity and quality of children", *Journal of Political Economy*, 82: 279-288.

Brewster, K.L. y Rindfuss R. R. (2000): "Fertility and women employment in industrialized nations", *Annual Review of Sociology*, 26:271-296.

Ermisch, J. (): "The relevance of the "Easterling hypothesis" and the "New home economics" to fertility movements in Great Britain", *Population Studies*, 33:39-28.

Harris, R.D.F. y E. Tzavalis (1999) : "Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed". *Journal of Econometrics*, 91, 201-226.

Levin, A., C. Lin y C.J. Chu (2002): "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties". *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.

XIV ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA. Santander

Kögel, T. (2004): "Did the association between fertility and female employment within OECD countries really change its sign?", *Journal of population Economics*, 17:45-65.

Macunovich, D. J. (1996): "Relative income price of time: exploring effects on US fertility and female labor force participation", *Population and Development Review* (Suppl), 22:223-257.

Mincer, J. (1963): "Market prices, opportunity costs and income effects" en C Christ et al. (eds), *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics in Memory of Yehuda Grunfeld*. Stanford University Press, Stanford, CA.

Rindfuss, R. R, K. B. Guzzo y S. P. Morgan (2004): "The changing institutional context of low fertility" *Population research and Policy Review* (forthcoming).

Robinson, W. C. (1997): "The economic theory of fertility over three decades", *Population Studies*, 51: 63-74.

Willis, R. J. (1973): "A new approach to the economic theory of fertility behaviour", *Journal of Political Economy*, 81(2): 14-64.