

¿AFECTA EL I.R.P.F. A LA DECISIÓN DE CONTRAER MATRIMONIO? UN ESTUDIO APLICADO

Anabel Zárate Marco
Universidad de Zaragoza

1. INTRODUCCIÓN.

2. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO. OBJETIVO A CONTRASTAR Y FORMALIZACIÓN DE LAS DISTINTAS HIPÓTESIS.

2.1. Objetivo y limitaciones.

2.2. Hipótesis: variables del modelo. Descripción y fuente.

2.2.1 Variable dependiente.

2.2.2 Variables explicativas.

2.2.2.1. Variables fiscales.

2.2.2.2. Variables socioeconómicas.

3. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

3.1. Método de estimación.

3.2. Propiedades del modelo.

3.3. Estabilidad del modelo.

3.4. Interpretación de los resultados.

4. CONCLUSIONES.

5. BIBLIOGRAFÍA

ANEXO

¿AFECTA EL I.R.P.F. A LA DECISIÓN DE CONTRAER MATRIMONIO? UN ESTUDIO APLICADO

1. INTRODUCCIÓN

Existen diversos trabajos empíricos, muy recientes, que apoyan la evidencia de que el Impuesto sobre la renta de las personas físicas ha llevado en diversos países desarrollados a alterar las decisiones matrimoniales, bien modificando la fecha de la boda, bien la edad a la que se contrae matrimonio, la decisión de contraer matrimonio, o incluso la decisión de deshacer el vínculo matrimonial¹.

En nuestro país no existen estudios de ese tipo. Los trabajos realizados se han limitado a constatar, mediante simulaciones, la existencia de un impuesto al matrimonio que se ha considerado discriminaba a los matrimonios frente a los solteros, por lo que nosotros vamos a tratar de contrastar empíricamente en la realidad social y económica española si las variables fiscales que recogen el impuesto al matrimonio en nuestro Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas influyen de alguna manera en la decisión de contraer matrimonio, de manera similar a como se ha hecho en los diversos modelos empíricos estadounidenses o europeos.

Tal como establecieron ALM y WHITTINGTON (1995a), un impuesto al matrimonio, en la medida en que reduce las ganancias obtenidas en el matrimonio con respecto a los solteros, debería desincentivar las bodas; aunque si lo que se produce con el matrimonio es un aumento en el tipo marginal de gravamen, el efecto esperado sobre la tasa matrimonial sería indeterminado dado que, por un lado, al aumentar los impuestos pagados caerían las ganancias del matrimonio, pero por otro, al reducir el coste de oportunidad del trabajo en el hogar aumentarían las ganancias del mismo.

Esto, que, más o menos, tiene lugar en las economías norteamericanas y en alguna europea, también encuentra su hueco en nuestro I.R.P.F., puesto que este Impuesto teóricamente contiene incentivos a contraer y deshacer el matrimonio. Es momento entonces de analizar si esto se produce en la realidad española, y lo haremos para el período que comienza en 1979 con la introducción del I.R.P.F. como un impuesto sintético, personal y

¹ ALM y WHITTINGTON (1995a y b); CEBULA y BELTON (1995); SJOQUIST Y WALKER (1995); GELARDI (1996); ALM y WHITTINGTON (1997a y b) y WHITTINGTON y ALM (1997).

progresivo; y termina en 1996, que es hasta donde disponemos de la mayoría de datos necesarios para este análisis.

Para ello, vamos a desarrollar el presente trabajo de la siguiente manera. En una primera sección delimitaremos el objetivo a contrastar y las diversas hipótesis que hemos establecido en el modelo, definiendo cada una de las variables que esperamos influyan de alguna manera en la variable dependiente, tanto variables fiscales como otras variables socioeconómicas. También analizaremos las limitaciones a las que nos hemos enfrentado y que han condicionado nuestro análisis. En una segunda sección, presentaremos la estimación y analizaremos los resultados obtenidos, viendo que se corresponden con los esperados.

2. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO. OBJETIVO A CONTRASTAR Y FORMALIZACIÓN DE LAS DISTINTAS HIPÓTESIS

2.1. Objetivo y limitaciones.

La falta de datos limita el objetivo y desarrollo de nuestro análisis. Estas limitaciones vienen tanto de la corta duración del período de tiempo objeto de estudio, 1979-96, que hace que contemos únicamente con dieciocho observaciones, lo cual afectará a toda conclusión que desde un punto de vista empírico podamos obtener; como del tipo de datos de los que podemos disponer, que delimitarán la definición de las principales variables a utilizar, siendo esta última barrera la que va a afectarnos en este momento de recogida de datos y de construcción de las variables.

Sería muy interesante disponer de un panel de individuos con los suficientes datos sobre ellos desde el momento en que toma vida el impuesto, para poder realizar una estimación similar a la que realizan ALM y WHITTINGTON (1997 a y b), y contrastar, no sólo la probabilidad de contraer matrimonio, sino también el momento idóneo de celebración del mismo y, sobre todo, para poder construir las variables fiscales utilizando su interesante «aproximación del individuo», y separar, como hacen ellos, el efecto de los impuestos del de la renta. Sin embargo, de todos los modelos empíricos existentes que utilizan las variables fiscales como explicativas, en el único en que podría encajar un estudio aplicado para España sería en el de ALM y WHITTINGTON (1995a), ya que sólo disponemos en nuestra economía de datos agregados.

Esta importante y básica limitación obliga a conformarnos con realizar un estudio agregado para el conjunto de nuestra economía, en el que **contrastaremos si el "impuesto medio al matrimonio" y el "cambio medio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio" influyen en los matrimonios, aunque no en la tasa de matrimonios como variable stock, puesto que no se conoce el número anual de matrimonios en curso, sino en la tasa de matrimonios anuales como variable flujo, como veremos más adelante.**

2.2. Hipótesis: variables del modelo. Descripción y fuente.

Lo que pretendemos contrastar empíricamente es si las variables fiscales que recogen el impuesto al matrimonio influyen, de alguna manera, en la tasa anual de mujeres que se casan, incluyendo en el modelo otras variables socioeconómicas que se espera puedan tener alguna incidencia sobre la dependiente. Mientras que el signo esperado de la variable fiscal "impuesto al matrimonio" es negativo; el de la otra variable fiscal "cambio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio", es indeterminado, puesto que incorpora además del efecto renta, un efecto precio del signo contrario.

De esta manera, el modelo general que planteamos y sobre el que vamos a trabajar, en adelante, es el siguiente²:

$$TBOD = f(cte, DifT, Difg, RNpm, TI, THES, TMES, TACF, TPAR, TPM)$$

En el Cuadro 1 hemos recogido la descripción de todas y cada una de las variables que vamos a utilizar en nuestro estudio aplicado, así como su signo esperado, es decir, el efecto que esperamos tengan esas variables sobre la dependiente y que se explican en los siguientes epígrafes.

² En este modelo general hemos incluido una constante que, junto al resto de variables especificadas, tendremos que ver si se mantiene en el modelo óptimo. Además, hemos de tener en cuenta que disponemos de variables alternativas como *RatT*, *Ratg*, *Rncf* y *TOCF*, aunque veremos en la sección siguiente que no son relevantes en las especificaciones óptimas a las que llegamos.

Cuadro 1: VARIABLES DEL MODELO GENERAL

VARIABLE	DESCRIPCIÓN DE LA VARIABLE	EFECTO ESPERADO
<i>TBOD</i>	Número de mujeres que se casan cada año entre 16-44 años / Número de mujeres entre 16-44 años	
<i>DifT</i>	Impuesto/subsidio medio al matrimonio = Impuesto óptimo actualizado de casados - suma de impuestos actualizados de solteros	—
<i>RatT</i>	Impuesto/subsidio medio al matrimonio = Impuesto óptimo actualizado de casados / suma de impuestos actualizados de solteros	—
<i>Difg</i>	Cambio medio con el matrimonio en el tipo de gravamen marginal = Media de los máximos tipos marginales de gravamen óptimos descontados que soportaría la pareja durante todo su matrimonio - media de las medias ponderadas de los máximos tipos marginales de gravamen descontados que soportaría cada miembro de la pareja si permaneciesen solteros todo ese tiempo	Indeterminado
<i>Ratg</i>	Cambio medio con el matrimonio en el tipo de gravamen marginal = Media de los máximos tipos marginales de gravamen óptimos descontados que soportaría la pareja durante todo su matrimonio / media de las medias ponderadas de los máximos tipos marginales de gravamen descontados que soportaría cada miembro de la pareja si permaneciesen solteros todo ese tiempo	Indeterminado
<i>RN a pm</i>	Renta de la pareja medida a través de la RN a pm	Indeterminado (+)
<i>RN a cf</i>	Renta de la pareja medida a través de la RN a cf	Indeterminado (+)
<i>TI</i>	Tipo real de interés interbancario a 3 meses, como <i>proxy</i> al precio de la vivienda	—
<i>TPAR</i>	Población parada total entre 16-44 años / Población activa total entre 16-44 años	Indeterminado (-)
<i>TACF</i>	Población activa femenina entre 16-44 años / Población femenina entre 16-44 años	Indeterminado (+)
<i>TOCF</i>	Población ocupada femenina entre 16-44 años / Población femenina entre 16-44 años	Indeterminado (+)
<i>TMES</i>	Número de mujeres con educación superior entre 16-44 años / Número de mujeres entre 16-44 años	Indeterminado (-)
<i>THES</i>	Número de hombres con educación superior entre 16-44 años / Número de hombres entre 16-44 años	Indeterminado (+)
<i>TPM</i>	Número de hombres cumpliendo el servicio militar entre 16-44 / Número de hombres entre 16-44 años	—

Con Indeterminado (+) queremos indicar que el efecto esperado es indeterminado, aunque creemos que prevalecerá el efecto positivo, y lo contrario si el signo esperado es Indeterminado (-).

Fuente: Elaboración propia.

2.2.1 Variable dependiente

La variable dependiente que vamos a emplear y que llamaremos *TBOD*, va a ser una variable flujo que recoge el porcentaje anual de mujeres entre 16 y 44 años que se casan, ya que entre el 97-98% de los matrimonios celebrados en España los llevan a cabo mujeres de 16 a 44 años, que es lo que consideraremos edad casadera. Y hemos tomado una variable flujo en vez de una variable stock del porcentaje anual de mujeres entre 16 y 44 años que están casadas (aunque esta medida stock pudiera resultar más interesante, al afectar el I.R.P.F. no sólo a la decisión de contraer matrimonio sino también a la de permanecer casado), por no existir en nuestro país la información necesaria para construir dicha variable stock para cada uno de los años que nosotros pretendemos estudiar. Además, la variable que estamos definiendo como dependiente recoge el flujo bruto de matrimonios y no el neto, es decir, que no descuenta las mujeres que se divorcian, ya que éstas son las menos³.

El stock de mujeres casadas sólo queda reflejado en los censos de población (1971, 1981, 1991) y en los padrones (1975, 1981, 1986, 1991, 1996), pero lamentablemente éstos se realizan sólo cada 10 y 5 años, respectivamente. Tampoco con los datos del Registro Civil (donde quedan reflejados los nacimientos, defunciones, matrimonios, separaciones, anulaciones y divorcios) hubiera sido posible elaborar una aproximación al stock de mujeres casadas entre 16-44 años, porque ello supondría hacer un seguimiento individual a cada una de las mujeres para ver en qué fecha se casó, a qué años, y ver si posteriormente ha ocurrido alguna contingencia que haya disuelto ese matrimonio (fallecimiento del marido, separación, nulidad, o divorcio) antes de que ella sobrepasase los 44 años. Además, para construir una medida lo más aproximada posible a la objetivo habría que tener en cuenta también los movimientos migratorios de las mujeres casadas de esas edades, por todo lo cual, resultaría imposible un intento de tal calibre.

Todo ello hace que debemos limitarnos a estimar la tasa anual de matrimonios celebrados por mujeres entre 16 y 44 años, dividiendo el número de mujeres en edad casadera que contraen matrimonio cada año, entre el número anual de mujeres en edad casadera.

2.2.2. Variables explicativas

³ Según el censo de 1981, sólo el 0,76% de las mujeres estaban separadas o divorciadas mientras que el resto estaban casadas, viudas o eran solteras. En el censo de 1991, el colectivo de las separadas o divorciadas suponía

La selección de las variables explicativas a utilizar en nuestro modelo se ha hecho a partir del análisis teórico del mercado matrimonial que BECKER (1973, 1974, 1987) planteó y que otros autores fueron ampliando, y de las diversas aplicaciones empíricas extranjeras que explican decisiones matrimoniales⁴. De esta manera, hemos tomado como variables explicativas, de todas las que allí se emplean y que hemos recogido en el Cuadro 2, las que más se adecuan tanto a nuestra realidad social, económica y demográfica, como al tipo de análisis que vamos a realizar (destacándolas en negrita), lo cual implica rechazar:

- Todas aquellas variables que exigen un seguimiento del individuo a lo largo del tiempo. Ya hemos comentado que no disponemos de ese tipo de información, por lo que difícilmente podemos utilizar ese tipo de definición o descripción para nuestras variables, además de que tampoco es ese el enfoque que vamos a tomar en nuestro análisis, por ser una estimación agregada la que vamos a emprender. Este tipo de variables serían aquellas que recogen el “tamaño de la ciudad” en la que vive cada individuo de la muestra; las que indican si éste tiene “hijos” o si la mujer está “embarazada”; las que miden la “renta, el nivel educativo o el prestigio ocupacional de los padres del sujeto”; el “número de hermanos”; si el individuo vive “independizado”; si ha “nacido en el extranjero”; la “edad”; el “nivel de ayudas a familias con hijos dependientes”, puesto que prescindimos de la existencia de hijos; o si vivió en una “familia intacta”, es decir en una familia tradicional en la que ambos padres vivían en casa y el padre trabajaba, que por otra parte va a ser lo normal en nuestro país.

- Todas aquellas variables que entendemos no tienen sentido en una realidad socioeconómica como la nuestra, que en ciertos aspectos es tan diferente de la norteamericana. Sería el caso de una variable tan empleada en la literatura como la que recoge el “ratio de sexos”, por entender que no sería importante en nuestra economía al tomar ésta un valor muy próximo a la unidad cada uno de los dieciocho años que comprenden el período objeto de nuestro estudio. Tampoco tendría sentido utilizar una variable que midiese la “población católica” puesto que aunque nuestro país es aconfesional la católica es la religión mayoritaria;

un 1,38% del total, por lo que entendemos que podemos prescindir de este colectivo en nuestro análisis.

⁴ Como los de ALM y WHITTINGTON (1995a y b), CEBULA y BELTON (1995), SJOQUIST Y WALKER (1995), GELARDI (1996), ALM y WHITTINGTON (1997a, b) y WHITTINGTON y ALM (1997), que incluyen en sus modelos variables fiscales; y los de FREIDEN (1974), PRESTON y RICHARDS (1975), HANNA, TUMA y GROENEVELD (1977), KEELEY (1977), HOGAN (1978), MARINI (1978), HUTCHENS (1979), KEELEY (1979), GROSSBARD-SHECHTMAN (1982), BOULIER y ROSENZWEIG (1984), WINEGARDEN (1984), HIRSCHMAN (1985), MICHEL y TUMA (1985), KOBRIN y WAITE (1986) y PETERS (1986), MONTGOMERY y SULAK (1989), que no utilizan variables fiscales como explicativas, pero incluyen en sus modelos otras variables económicas y sociodemográficas relevantes.

ni la que recogiese la “raza”, puesto que la que domina en España es la blanca. Quizás pudiese influir en nuestra variable a explicar la “tasa de inmigración”, aunque en todo caso, sería más interesante tenerla en cuenta si la variable dependiente utilizada fuese la tasa de matrimonios como variable stock, puesto que lo que está claro es que la migración contribuye a la inestabilidad matrimonial⁵. Por otra parte, como ya hemos visto que el divorcio en nuestra realidad económica, aunque cada vez es más habitual, aún es escaso, entendemos que tampoco resultaría procedente incluir en nuestro modelo una variable que reflejase el menor riesgo de cometer un error al casarse, si resulta que en la práctica la mujer no suele enmendar ese error haciendo uso del “divorcio”.

Cuadro 2

VARIABLES EMPLEADAS EN LOS MODELOS EMPÍRICOS EXTRANJEROS QUE EXPLICAN LAS DECISIONES MATRIMONIALES

Variables fiscales	Impuesto al matrimonio Cambio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio
Variables sociodemográficas	Ratio salarial Renta Empleo Ganancias de la mujer Ganancias masculinas Tasa de actividad femenina Ayudas a familias con hijos dependientes Educación parental, prestigio ocupacional, renta parental, familia intacta Ratio de sexos Educación masculina Educación femenina Porcentaje de católicos Tasa de inmigración Raza Edad Mili Presencia de un nuevo niño, número hijos, embarazada Tamaño ciudad Número de hermanos Vivir independizado Haber nacido en el extranjero Divorcio

Fuente: Elaboración propia.

⁵ Véase MINCER (1978, p. 772). En este artículo se analiza cómo la migración genera inestabilidad matrimonial y viceversa.

- Todas aquellas variables que lamentablemente no están disponibles o no existen en nuestra economía. Sería el caso del “ratio salarial”, que aunque es una variable relevante que recoge el efecto apuntado por BECKER (1973, p. 822) de las ganancias derivadas de la especialización de la pareja, nosotros no podemos utilizar, al existir la información necesaria para la construcción de la misma únicamente desde el año 1989, y no haber encontrado ninguna otra variable que pudiera captar ese mismo efecto de la manera adecuada, con la excepción, en todo caso, del efecto precio esperado y contenido en la variable fiscal: “cambio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio”, que estudiaremos más adelante. Tampoco existe, entonces, la información suficiente para utilizar como variables explicativas las “ganancias de la mujer” y las “ganancias del hombre”, tal como se hace en muchos modelos empíricos extranjeros.

Vamos a definir y a analizar a continuación cada una las variables que hemos incluido en nuestro análisis, y a describir cuáles son los efectos esperados de cada una de ellas.

2.2.2.1. *Variables fiscales*

Vamos a utilizar dos variables fiscales como en ALM y WHITTINGTON (1995a): el “impuesto/subsidio medio al matrimonio”, y el “cambio medio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio”.

A la primera variable, el “impuesto/subsidio medio al matrimonio”, la llamaremos *DifT* o *RatT*, según la construyamos haciendo la diferencia o el cociente entre el impuesto de casados (el óptimo, esto es, la menor entre la tributación conjunta e individual, cuando sea posible dicha elección) y la suma de los impuestos de solteros. Y a la segunda variable, el “cambio medio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio”, la llamaremos *Difg* o *Ratg*, según la construyamos haciendo la diferencia o el cociente entre el máximo tipo de gravamen óptimo al que tributaría la pareja si estuviese casada y la media ponderada de los máximos tipos de gravamen que soportaría cada miembro de la misma si estuviesen solteros.

No obstante, como estas variables “impuesto/subsidio medio al matrimonio” y “cambio medio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio”, calculadas simplemente como acabamos de apuntar, medirían el impuesto al matrimonio en términos anuales, cuando la decisión de casarse es a largo plazo, como bien argumentan SJOQUIST y WALKER (1995, pp. 551 y 552), creemos que sería más correcto tener en cuenta los impuestos que pagaría la

En segundo lugar, hemos considerado que la renta de los sujetos aumenta con la edad pero disminuye en el último período de vida, tal como indica la teoría del ciclo vital. Para ello, extraemos de NAVARRO (1998) una función de la evolución con la edad de la renta, y obtenemos el flujo de rentas medias y en términos reales de la pareja durante todo su matrimonio, y para cada uno de los dieciocho años de nuestro período objeto de estudio, 1979-96.

De esta manera, tendremos que, para la pareja que se case, por ejemplo, el año 1979, el flujo de renta real será:

$$R_{26}^{79}, R_{27}^{79}, R_{28}^{79}, \dots, R_{64}^{79}, R_{65}^{79}, R_{66}^{79}, R_{67}^{79}, \dots, R_{74}^{79}.$$

En tercer lugar, como hemos tomado como renta media de la pareja el doble de la renta media *per capita*, ahora tenemos que repartirla entre los miembros de la pareja para poder calcular los impuestos que pagarían o el tipo marginal al que tributarían en caso de declarar individualmente. Lo vamos a hacer según la proporción resultante de multiplicar la ratio salarial (mujeres/hombres) media del período 1989-96 por la tasa de actividad relativa (mujeres/hombres) de cada año⁷. Si utilizásemos como ponderación únicamente la proporción marcada por el salario relativo estaríamos repartiendo la renta entre la pareja según el salario relativo medio de las familias en las que la mujer trabaja, es decir, estaríamos representando sólo a las familias en las que la mujer trabaja, mientras que haciéndolo de esta manera estamos tomando una representación media de la proporción relativa media de los salarios en la tasa relativa de actividad, representándose así también a las personas que pertenecen al mercado de trabajo, aunque no estén trabajando.

Ya tenemos las rentas que obtendrían los individuos durante todo su matrimonio, por lo que ya podemos calcular las variables fiscales.

Para calcular la primera variable fiscal, el “impuesto/subsidio medio al matrimonio”, con esas rentas medias futuras que hemos obtenido y las tarifas anuales relevantes, hemos de determinar el impuesto óptimo que pagaría la pareja si estuviera casada (*Tcasados*) y la suma de los impuestos que soportarían sus miembros de estar solteros (*Tsolteros*) en cada uno de

⁷ Como la información salarial desagregada por sexos y, por lo tanto, la ratio salarial, sólo existe desde 1989, no hemos podido emplear la ratio salarial de cada año para calcular esa ponderación anual, por lo que hemos hecho una media aritmética simple de la ratio salarial de 1989 a 1996, y es esa media la que hemos empleado para dicha ponderación. Concretamente, utilizamos las ganancias medias/mes en jornada normal y extraordinaria, correspondientes a pagos ordinarios.

esos años. Ello supone hacer otro supuesto con respecto a la Ley del I.R.P.F. en el futuro. Y lo que hemos considerado es que dicha Ley permanece constante (en términos reales), o mejor dicho, hemos supuesto que la pareja prevé que la tarifa y las deducciones correspondientes van a permanecer invariables (en términos reales) durante toda la duración de su matrimonio.

Teniendo, entonces, el flujo de rentas reales de una pareja media durante todo su matrimonio y la tarifa impositiva y deducciones correspondientes, que permanecen invariables en términos reales durante todo ese matrimonio, hemos calculado el flujo de impuestos reales de casados (los óptimos) y de solteros de esa pareja a lo largo de su vida, para cada uno de los años del período considerado: 79-96, sin más que aplicar la Ley del Impuesto de cada año a la renta obtenida en cada año del ciclo vital⁸ por los que se casan ese año. Por ejemplo, para los que lo hacen en 1979:

$$Tcasados_{26}^{79}, Tcasados_{27}^{79}, \dots, Tcasados_{64}^{79}, Tcasados_{65}^{79}, \dots, Tcasados_{74}^{79}.$$

$$Tsolteros_{26}^{79}, Tsolteros_{27}^{79}, \dots, Tsolteros_{64}^{79}, Tsolteros_{65}^{79}, \dots, Tsolteros_{74}^{79}.$$

Este flujo de impuestos reales lo hemos actualizado al primer año del matrimonio, para obtener el valor actualizado de todos los impuestos que pagaría la pareja durante todo su matrimonio, para lo cual, hemos tomado como tasa de descuento la rentabilidad de las obligaciones eléctricas. La tasa de descuento debería reflejar el coste de oportunidad del importe que tratamos de actualizar, es decir, la rentabilidad que habrían obtenido los contribuyentes con los importes de los impuestos en un activo a largo plazo sin riesgo, pero como en el mercado no existe activo con un plazo como el que a nosotros nos interesa, hemos considerado que una buena aproximación a tal medida sería la rentabilidad de las obligaciones eléctricas.

Esta tasa de descuento la mantenemos constante durante todo el ciclo vital de los sujetos, es decir, que para obtener el valor actualizado a 1979 del flujo de impuestos futuros hemos utilizado la rentabilidad de las obligaciones eléctricas en 1979, que hemos supuesto constante durante toda la vida del matrimonio. Creemos razonable suponer que, cuando los individuos hacen previsiones un año, las hacen con los datos que conocen ese año, y, por lo tanto, consideramos que es lógico establecer rentabilidades invariables durante todo el tiempo

⁸ Para el cálculo del Impuesto hemos supuesto que las rentas obtenidas son del trabajo personal.

que están anticipando los sujetos. Además, como los impuestos a actualizar están libres del efecto de los precios, los tipos de descuento a actualizar tendrán que ser reales⁹.

Así, hemos hallado el valor actualizado a 1979, 1980, ..., 1996, del flujo de impuestos futuros de casados y de solteros, teniendo en cuenta, que la duración del matrimonio varía al hacerlo, con el tiempo, la edad media de entrada al matrimonio y la edad media de esperanza de vida al matrimonio.

$$VAN[Tcasados^t] = Tcasados_{em}^t + \frac{Tcasados_{em+1}^t}{1+dto_r^t} + \frac{Tcasados_{em+2}^t}{(1+dto_r^t)^2} + \dots + \frac{Tcasados_{eev}^t}{(1+dto_r^t)^{d_1+d_2-1}}$$

$$VAN[Tsolteros^t] = Tsolteros_{em}^t + \frac{Tsolteros_{em+1}^t}{1+dto_r^t} + \frac{Tsolteros_{em+2}^t}{(1+dto_r^t)^2} + \dots + \frac{Tsolteros_{eev}^t}{(1+dto_r^t)^{d_1+d_2-1}}$$

donde $t = 1979, 1980, \dots, 1996$; em es la edad media de entrada al matrimonio del varón; eev es la edad media de esperanza de vida al matrimonio del varón; d_1 es la duración de la vida activa, que depende de la edad de entrada al matrimonio del varón; d_2 es la duración de la jubilación que depende de la edad media de esperanza de vida al matrimonio del varón, y dto_r^t es la tasa real de descuento de cada año t .

Y, por último, hemos construido la variable “**impuesto/subsidio medio al matrimonio**”, $DifT$, haciendo la diferencia entre el impuesto actualizado de casados y los impuestos actualizados de solteros. Si en vez de hacer la diferencia entre estos dos valores hacemos el cociente, llamaremos a la variable obtenida $RatT$. Es decir:

$$DifT_t = VAN[Tcasados_t] - VAN[Tsolteros_t]$$

$$RatT_t = VAN[Tcasados_t] / VAN[Tsolteros_t]$$

⁹ Como el mercado ofrece información sobre los tipos de interés nominales, aplicaremos la fórmula tradicional de conversión a estos efectos -véase SUÁREZ (1990):

$$(1+dto_n) = (1+dto_r)(1+g), \text{ por lo que, } dto_r = \frac{1+dto_n}{1+g} - 1$$

donde dto_n es la tasa de descuento nominal, dto_r es la tasa de descuento real, y g es la inflación.

Nosotros obtendremos la tasa de descuento real, para cada año t de nuestro período objeto de estudio, a partir de dicha fórmula y utilizando, para cada año t , la inflación correspondiente y, como tasa nominal de descuento, la rentabilidad nominal de las obligaciones eléctricas, es decir:

$$dto_r^t = \frac{1+dto_n^t}{1+g^t} - 1$$

Para calcular la segunda variable fiscal, el “cambio medio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio”, hemos de determinar, para cada año del matrimonio, el óptimo tipo de gravamen máximo al que se enfrentaría la pareja estando casada (entendiendo por óptimo, el menor entre el que soportaría el matrimonio tributando conjuntamente y la media ponderada de los que corresponderían a cada cónyuge en caso de tributar por separado, cuando así sea posible) y la media ponderada de los tipos de gravamen máximos a que se enfrentarían sus miembros de solteros, empleando como ponderaciones la proporción de renta que obtiene cada uno.

Como ya tenemos las rentas que obtiene la pareja durante todo su matrimonio y también conocemos las tarifas impositivas correspondientes, podríamos obtener dichos tipos marginales y calcular el diferencial o cociente entre el tipo marginal de casados y el de solteros, para cada uno de los años futuros de matrimonio. La cuestión estribaría ahora en cómo tratar esos tipos de gravamen o esos diferenciales. Por ello, la solución por la que hemos optado es por descontar, en vez de los tipos de gravamen a los que se enfrentaría la pareja durante su ciclo vital, la renta real obtenida por la pareja en ese tiempo, utilizando la misma tasa de descuento que antes, es decir:

$$R_{e m}^t, \frac{R_{e m+1}^t}{1+d_{t o r}^t}, \frac{R_{e m+2}^t}{(1+d_{t o r}^t)^2}, \dots, \frac{R_{e e v}^t}{(1+d_{t o r}^t)^{d_1+d_2-1}}$$

De manera que serán estas rentas reales ya descontadas de la pareja las que llevaremos a la tarifa correspondiente para obtener la serie de óptimos tipos marginales de gravamen a que se enfrentarían los individuos si permaneciesen casados, $t(casados)$, y con esa serie obtendríamos la media aritmética simple de tipos de gravamen a que tributaría la pareja si estuviese casada. Haríamos lo mismo con las rentas individuales de cada miembro de la pareja, es decir, que las descontaríamos con la misma tasa de descuento y hallaríamos los tipos marginales de gravamen a los que tributarían, $t(solteros)$, para determinar a continuación la media ponderada de dichos tipos marginales de solteros, obteniendo también la media aritmética simple de esos tipos de solteros.

$$t(casado)_{em}^t, t(casado)_{em+1}^t, \dots, t(casado)_{eev}^t,$$

$$mediat(casado)^t = \frac{t(casado)_{em}^t + \dots + t(casado)_{eev}^t}{d_1 + d_2}.$$

$$t(\text{soltero})_{em}^t, t(\text{soltero})_{em+1}^t, \dots, t(\text{soltero})_{em+2}^t,$$

$$\text{mediat}(\text{soltero})^t = \frac{t(\text{soltero})_{em}^t + \dots + t(\text{soltero})_{eev}^t}{d_1 + d_2}$$

Tenemos así, la media de los óptimos tipos de gravamen a los que sería gravada la pareja durante todo su matrimonio, y la media de los tipos a los que sería gravada esa misma pareja si permaneciese soltera cada uno de esos años futuros. Haciendo la diferencia entre estas dos medias obtendremos la variable “**cambio medio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio**” $Difg$, mientras que si hacemos el cociente denominaremos a esta variable $Ratg$.

Si, al casarse, aumentan (disminuyen) los impuestos que debe pagar la pareja, estaremos ante un impuesto (subsidio) al matrimonio, tomando la variable $DifT$ valores positivos (negativos) y la variable alternativa $RatT$ valores superiores (inferiores) a la unidad. Si lo que ocurre cuando la pareja se casa es que aumenta el tipo marginal de gravamen al que se debe enfrentar, la variable $Difg$ tomará valores positivos y la alternativa $Ratg$ superiores a la unidad. No obstante, como desde el año 1988 los miembros de la unidad familiar pueden elegir la forma de tributación: conjunta o individual, como cuando a la pareja le resulte mejor la modalidad de tributación separada pagarán los mismos impuestos estando casados que solteros, al poder declarar individualmente en cualquier estado civil, el impuesto al matrimonio será nulo, tomando las variables $DifT$ y $Difg$ el valor 0, y las variables alternativas $RatT$ y $Ratg$ el valor 1. Si, en cambio, desde 1988, algún año resultara mejor la tributación conjunta, se estaría subvencionando el matrimonio, tomando las variables $DifT$ y $Difg$ valores negativos, y las variables alternativas $RatT$ y $Ratg$, valores inferiores a la unidad.

El signo esperado de las variables que miden el “impuesto/subsidio medio al matrimonio”, $DifT$ y $RatT$, sobre la tasa de matrimonios es negativo, es decir, que se espera que al aumentar el impuesto al matrimonio caiga el porcentaje anual de bodas, por disminuir las ganancias derivadas del matrimonio. Mientras que el efecto de las variables que miden el “cambio medio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio”, $Difg$ y $Ratg$, como vimos desde un punto de vista teórico, es indeterminado *a priori*, al producirse simultáneamente pérdidas y ganancias con el matrimonio, ya que, por una parte, al aumentar el tipo marginal de gravamen aumentan los impuestos pagados, perjudicándose al matrimonio, pero, por otra,

mayores tipos marginales reducen el coste de oportunidad del trabajo en el hogar, aumentando las ganancias derivadas de la especialización en el matrimonio.

No queremos dejar de resaltar que este efecto precio contenido en las variables *Difg* y *Ratg*, de alguna manera, está recogiendo el efecto de una variación en el ratio salarial por sexos, variable que no hemos podido introducir en nuestro modelo por falta de datos. Desde el momento en que la diferencia tributaria entre estar casados o no va a surgir por la forma de tributación que se adopte: conjunta o individual, y teniendo en cuenta también que en la mayoría de hogares españoles suele ser la mujer el segundo perceptor de rentas, un aumento en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio va a afectar a las rentas de la mujer, la cual, al acumular sus rentas a las del marido y tributar al tipo marginal de éste, va a ser la que va a ver reducido su salario neto de mercado, aumentando entonces la cuña fiscal para ella y no para él. Es decir, que cuando aumente el tipo marginal de gravamen con el matrimonio se producirá una reducción en los salarios netos relativos mujer/hombre, que incentivará la especialización en el hogar y, por lo tanto, elevará las ganancias derivadas del matrimonio.

2.2.2.2. Variables socioeconómicas

La renta de la pareja, medida a través de la renta nacional *per cápita*, que puede expresarse a coste de factores (cf) o a precios de mercado (pm), por lo que podemos tomar como medida de la renta de la pareja dos veces (una por miembro de la pareja) la renta nacional *per cápita* a coste de factores, o a precios de mercado, que llamaremos *RNcf* y *RNpm*, respectivamente.

Cuanto mayor sea la renta total de la pareja mayor será la probabilidad de contraer matrimonio, ya que éste requiere tener una cierta cantidad de dinero cuando supone pasar de vivir en el hogar familiar a independizarse y tener unos gastos que antes no existían, tales como la vivienda, manutención, etc. Aunque, según el modelo teórico del matrimonio de BECKER (1973), si el aumento en la renta se debiera a un crecimiento equiproporcional en las rentas de capital, sería de esperar una mayor tasa de matrimonios; pero si, en cambio, el incremento en la renta fuese salarial, manteniéndose constantes los salarios relativos¹⁰, esa mayor renta podría estar asociada con mayores costes directos de la búsqueda, que llevarían a una entrada más

¹⁰ Si el aumento en la renta salarial no fuese equiproporcional estaría recogiendo el efecto de una variación en los salarios relativos.

tardía en el mercado matrimonial y, por lo tanto, a una menor tasa matrimonial, al ser menor la probabilidad de matrimonio. Además, a mayor renta, mayor es tanto el beneficio de estar casado como el de estar soltero y, por lo tanto, el efecto sería, en principio, indeterminado.

Consecuentemente, este análisis predice que un aumento en la renta del capital, necesariamente, y que un aumento en los salarios, posiblemente, incrementen el incentivo a casarse. El efecto es entonces, *a priori*, indeterminado, aunque sería de esperar que pesasen más los efectos positivos que los negativos.

El precio de la vivienda es también una variable fundamental a la hora de analizar la facilidad del matrimonio, o simplemente de independencia, aunque esta variable no ha sido considerada en la literatura. Constituiría, por lo tanto, una peculiaridad española.

Los altos precios de las viviendas son un obstáculo para la independencia económica y, por lo tanto, para el proyecto de vida en común de las parejas de hoy en día. Cuanto más caras sean las viviendas menor probabilidad habrá de contraer matrimonio, ya que no estarán en condiciones de poder independizarse. Además, dado que en España la población tiende a adquirir la propiedad de una vivienda más que a vivir de alquiler¹¹, la medida relevante para nosotros será el precio de la vivienda más que el precio de los alquileres, aunque, en cualquier caso, serán variables que evolucionarán más o menos a la par. Y como por cuestiones económicas resulta prácticamente imposible adquirir una vivienda sin ayuda de financiación¹², la casi totalidad de los individuos adquiere su vivienda a través de préstamos hipotecarios¹³. Por ello, entendemos que será mejor utilizar, como medida de la accesibilidad a la vivienda, los tipos de interés del mercado hipotecario¹⁴ en vez del precio medio de la vivienda (que además no existe para todo el período que estudiamos).

No obstante, tampoco resulta sencillo disponer de una serie completa de tipos de interés que reflejen adecuadamente la evolución de los precios de los préstamos hipotecarios a

¹¹ Según el INE, en 1991 el 77,52% de las viviendas se tenían en régimen de propiedad, mientras que sólo el 14,86% eran arrendadas.

¹² Aparte de que sean deducibles de la base imponible del I.R.P.F., hasta un máximo, los intereses de los capitales ajenos invertidos en la adquisición de la vivienda habitual; y de que exista una deducción de la cuota del I.R.P.F. del 15% de las cantidades destinadas a adquirir la vivienda habitual, que está limitada por el 30% de la base liquidable.

¹³ ALBERDI (1990, p. 67) afirma que más del 90% de los compradores de una vivienda lo hacen a través de un crédito hipotecario, aun cuando cuenten con el importe procedente de la venta de otra vivienda.

¹⁴ Véanse los estudios de GOMEZ y LEVENFELD (1993) y HIERRO, BORRAS y SAN MARTIN (1998), que analizan el impacto de los tipos de interés en la accesibilidad a la vivienda.

los que se ha tenido que enfrentar el individuo desde 1979, ya que las series más interesantes y adecuadas para nuestro propósito, como el MIBOR a 1 año, o el Índice de la Asociación Hipotecaria, o cualquier tipo de referencia del mercado hipotecario, no existen hasta bien entrados los años 80. Por este motivo, hemos tenido que recurrir al tipo de interés del mercado interbancario a tres meses que llamaremos *TI*, por considerarla la serie completa más similar a las ideales comentadas, esperando que un aumento en los tipos reales de interés tenga un efecto negativo sobre la fracción anual de bodas.

La tasa de paro de la población en edad casadera, *TPAR*. Esta variable, desde un punto de vista económico, viene a ser la inversa de la variable renta, con lo cual el razonamiento y explicación de esta variable será del mismo tipo y afectará a los rendimientos de permanecer soltero y de casarse de manera opuesta a como lo hacía la variable renta de la pareja. Es decir, que cuanto más se complique y retrase el logro de un empleo menor será la capacidad económica de la pareja y más difícil será el logro de su independencia. Aunque, por otra parte, cuanto mayores sean las tasas de desempleo, menores serán los costes de oportunidad de la búsqueda marital, más atractiva será la especialización en la producción del hogar y más interesante, por lo tanto, el matrimonio.

Pero además de ese componente económico, de esa íntima relación con la renta, esta variable *TPAR* tiene otro componente más de tipo psicológico, que estaría en la línea de la relación que CEBULA y BELTON (1995, p. 346) establecen entre la tasa de inflación y el divorcio¹⁵. En este sentido, en la medida en que tener trabajo es una condición casi necesaria para contraer matrimonio, cuanto más se complique y retrase el logro de un empleo más incertidumbre relacional se producirá y menor será la probabilidad de matrimonio.

Además, la dificultad y la incertidumbre del empleo disminuirán los costes de oportunidad de la prolongación de los estudios, por lo que la probable mayor dedicación al estudio disminuirá la probabilidad media de que las diversas cohortes contraigan matrimonio.

Si analizamos por separado los efectos de las tasas de desempleo masculinas y femeninas llegamos a la misma ambigüedad esperada, ya que las altas tasas de desempleo masculinas reducen las ganancias de los hombres solteros pero también las de los hombres

¹⁵ Estos autores entienden que la inflación reduce el nivel de vida de una pareja y que, por lo tanto, puede generar presiones económicas en la familia y, en consecuencia, conflictos. Nosotros no estamos diciendo que esto sea así puesto que, por lo menos, en nuestra economía las rentas salariales suelen acomodarse a la tasa de inflación experimentada, pero, desde luego, sí consideramos que las cuestiones económicas pueden crear conflictos e inestabilidad en una pareja.

casados, y las altas tasas de desempleo femeninas reducen tanto las ganancias de las mujeres solteras como las de las mujeres casadas, por lo que el efecto neto será, *a priori*, indeterminado.

El efecto esperado de esta variable es, entonces, indeterminado, aunque esperamos que tenga más fuerza el efecto negativo sobre la tasa de matrimonios.

La participación de la mujer en el mercado laboral, que podemos medir tanto a través de la tasa de actividad femenina, *TACF*, como del número de mujeres en edad casadera que trabajan, que hemos llamado *TOCF*.

Por una parte, cuanto más participe la mujer en el mercado laboral, más renta tendrá, lo cual le hará ser más independiente y, por lo tanto, no tendrá tanta necesidad de casarse con un receptor de rentas. O visto de otra manera, su mayor independencia le llevará a establecer un nivel mínimo de aceptabilidad mayor con respecto al potencial marido, con lo cual, no necesitará emparejarse con un hombre de bajas cualidades o permanecer casada aunque sea infeliz, como afirma OPPENHEIMER (1988, p. 587). Además, como la mayor tasa de participación de la mujer en el mercado de trabajo reduce el tiempo del que ésta dispone para participar en el mercado matrimonial, aumentará el coste de oportunidad de participar en el proceso de búsqueda marital, con lo cual, entrarán menos mujeres al mercado matrimonial siendo menor la probabilidad del matrimonio.

Aunque, por otra parte, al aumentar la tasa de participación de la mujer en el mercado laboral y aumentar entonces sus rentas, ésta puede resultar más atractiva como esposa y recibir mejores ofertas en el mercado matrimonial, influyendo este hecho positivamente en la tasa matrimonial. Además, si la mujer participa más en el mercado laboral ayudará a financiar los gastos y necesidades de la pareja, y, en consecuencia, contribuirá a eliminar el posible problema económico que puede frenar el matrimonio. En este sentido, cualquier subsidio al matrimonio dará a la gente joven un incentivo para casarse y, por lo tanto, si las esposas trabajan se reducirá la edad al matrimonio, ya que las uniones dependerán menos de las ganancias del hombre¹⁶.

¹⁶ OPPENHEIMER (1988, pp. 578 a 580) habla del trabajo de las esposas como si de una dote se tratara. En CEBRIAN, MORENO y TOHARIA (1997, pp. 131 y ss.) se hace un análisis de las tasas de actividad, paro y ocupación de las mujeres solteras, casadas y con hijos de diferentes edades, obteniendo como resultado que han sido las tasas de actividad y de ocupación de las mujeres casadas las que más han aumentado en los últimos 10 años, aunque para interpretar correctamente esos datos hay que tener en cuenta que partían de niveles inferiores. Véase también CARRASCO y MAYORDOMO (1997, p. 47).

El efecto final resulta, entonces, *a priori*, indeterminado.

La tasa de mujeres con educación superior, *TMES*, medida como el porcentaje de mujeres en edad casadera que se ha graduado en una escuela superior.

La educación parece condicionar la valoración de la división sexual de funciones, de manera que las mujeres con niveles de estudios más altos tienden a rechazar en mayor grado la división tradicional de funciones en el hogar, prefiriendo trabajar en el mercado extradoméstico¹⁷. El efecto y explicación de esta variable es, en cierta parte, igual que el de la participación de la mujer en el mercado laboral, ya que al aumentar el nivel de estudios de la mujer, su educación formal, aumenta su salario extradoméstico¹⁸ y crece el coste de oportunidad de dedicarse a las labores domésticas, con lo cual, aumenta la participación de la mujer en el mercado de trabajo, conociendo ya los efectos que siguen y que harán, por lo tanto, indeterminado el efecto de un aumento en la tasa de mujeres con educación superior sobre la tasa de matrimonios.

De todas maneras, a todo esto habría que añadir que quizás una mayor educación de la mujer eleve sus expectativas en un mercado matrimonial en el que los varones, particularmente los de niveles más avanzados de estudios, demandan cada vez más formación en las mujeres, como bien argumenta DE MIGUEL (1993, p. 102). En cambio, en esta misma línea, CABRILLO y CACHAFEIRO (1993, p. 151 y ss.) afirman que por más que las mujeres en la actualidad reciban igual capital humano que los hombres, si se emparejan de forma hipergámica no servirá de mucho, puesto que la hipergamia (mujeres que se casan con varones de mayor calidad, prestigio o estatus) favorece la jerarquía dentro de la familia, es decir, hace que la mujer se dedique al hogar y el hombre al mercado, y que por lo tanto, el emparejamiento hipergámico sea la causa de que la probabilidad de contraer matrimonio sea menor para las mujeres con mayor capital humano (y para los hombres con escaso capital humano)¹⁹. Por otra

¹⁷ DE MIGUEL (1993, p. 103) señala que diferentes encuestas muestran que las mujeres de escasa cualificación aluden preferentemente a necesidades económicas para explicar su trabajo extradoméstico, mientras que las de mayor cualificación explican mayoritariamente su participación en el mercado laboral por un deseo personal. Véase también OTERO y FERNANDEZ (1997, p. 144).

¹⁸ Véase DE MIGUEL (1993, p. 102); FERNANDEZ (1993, p. 57); RODRIGUEZ (1993, p. 60) y CEBRIAN, MORENO y TOHARIA (1997, p. 131).

¹⁹ BENHAM (1974, p. s58) tiene en cuenta los beneficios de la asociación, es decir, el hecho de que una persona se pueda beneficiar de las experiencias y de la educación de otras, y se centra en una forma concreta de asociación: el matrimonio, donde hay muchos más incentivos para compartir habilidades o capacidades que en cualquier otra asociación. Este autor analiza la influencia que ejerce en Estados Unidos la educación de la mujer no sólo en su capital humano y productividad, sino también en los de su marido, encontrando que la educación de la mujer influye positivamente en las ganancias del marido, por lo que la mayor educación

parte, GARRIDO (1993, p. 165) apunta que las mujeres sin formación pueden ser unas cónyuges demasiado caras para unos potenciales patriarcas insolventes, y que las que tienen que consolidar una posición profesional estable pueden tener las suficientes dificultades derivadas de la competencia como para no poder entretenerse, es decir, que a quien le interese casarse puede no tener demanda solvente, y a la oferta que podría colaborar para lograr esa solvencia no interesarle el negocio.

El efecto de un aumento en esta variable es, por consiguiente, indeterminado.

La tasa de hombres con educación superior, *THES*, medida como el porcentaje de hombres en edad casadera que se ha graduado en una escuela superior.

Esta variable estará probablemente relacionada con los salarios, al igual que lo estaba para el sexo femenino, puesto que una mayor educación elevará los salarios potenciales a obtener en el mercado laboral. De esta manera, una mayor educación masculina aumentará la renta de estos individuos, haciéndolos más atractivos como esposos y aumentando su probabilidad de matrimonio, aunque como esa mayor renta de los hombres puede también aumentar el coste de oportunidad de la búsqueda de una esposa y desincentivar su participación en el mercado del matrimonio, el efecto final resulta, por lo tanto, *a priori*, indeterminado.

El servicio militar, como el porcentaje de población masculina en edad casadera cumpliendo con el servicio militar o haciendo la Prestación Social Sustitutoria, *TPM*.

Como ambas actividades (obligatorias) exigen una dedicación que no es compatible con la vida laboral, lo cual hace que no sea posible adquirir la independencia económica que el matrimonio requiere; y además son actividades intensivas en tiempo, que hacen que tampoco el sujeto pueda llevar a cabo un proceso óptimo de búsqueda en el mercado matrimonial, el efecto esperado de esta variable será negativo, es decir, que cuanto mayor sea el porcentaje de hombres cumpliendo con el servicio militar menor será la tasa de matrimonios.

3. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

3.1. Método de estimación

femenina también podrá tener efectos sobre la curva de demanda derivada de esposas, es decir, oferta de esposos. Los mismos resultados obtiene SCULLY (1979) para Teherán.

Los escasos datos de series temporales con los que contamos para nuestro análisis van a limitar en todo momento los resultados de nuestra estimación, dado que los estadísticos y contrastes existentes son eficientes en un marco asintótico y nuestra muestra se compone sólo de 18 observaciones, siendo imposible ampliarla, justamente por la naturaleza de la materia que estamos analizando: si influye el impuesto al matrimonio en el ámbito del I.R.P.F. en el número de bodas. El I.R.P.F. entra en vigor por primera vez en 1979, por lo que no podemos retroceder más allá de esta fecha. Esta limitación debemos tenerla presente al interpretar cualquier resultado que obtengamos.

Del análisis de las funciones de autocorrelación simple y de autocorrelación parcial, de los contrastes de raíz unitaria de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (DFA) y de Phillips-Perron (PP), así como del contraste de raíz unitaria con cambio estructural de Perron, además de los gráficos de las series, podemos deducir que todas nuestras variables son $I(0)$, por lo que no vamos a emplear, para estimar, la técnica de cointegración, sino que simplemente vamos a seguir el procedimiento de regresión hacia atrás²⁰, estimando por Mínimos Cuadrados Ordinarios (en adelante MCO).

En la sección anterior recogíamos el conjunto de variables que, de acuerdo con la teoría y sin olvidar la realidad socioeconómica de nuestro país, podrían influir de alguna manera en la tasa anual de matrimonios que se celebran. Dicho modelo general era el siguiente:

$$TBOD = f(cte, DifT, Difg, RNpm, TI, THES, TMES, TACF, TPAR, TPM).$$

Pero ahora tenemos que analizar cuáles de esas variables son las que realmente afectan significativamente a nuestra variable dependiente, puesto que puede que no todas estén teniendo realmente influencia, además de que son demasiadas las variables que allí recogemos para los pocos datos con los que contamos, de manera que sería razonable plantear un modelo con las variables más relevantes para no perder demasiados grados de libertad, así como para que no aumente la varianza con que se estiman los coeficientes de las variables explicativas relevantes, y perdamos, por lo tanto precisión en la estimación de los mismos²¹. Esto nos obliga a tomar decisiones sobre qué variables son las más adecuadas, qué variables explican

²⁰ Véase en MADDALA (1996, p. 565).

²¹ NOVALES (1993, P. 103).

mejor la tasa de bodas en nuestra economía y en el período de tiempo considerado: 1979-1996. En definitiva, cuál es la especificación adecuada del modelo.

Para ello, tal como ya hemos avanzado antes, el procedimiento que vamos a seguir es el de regresión hacia atrás, es decir, que a partir de ese modelo teórico general y estimando por MCO, vamos a ir eliminando aquellas variables que sean menos significativas, hasta quedarnos con un modelo que explique correctamente y de manera significativa nuestra variable dependiente, para analizar posteriormente la bondad y propiedades de dicho modelo como explicativo de la tasa anual de bodas celebradas.

El programa informático utilizado ha sido el TSP 4.3., y el modelo obtenido, el siguiente:

$$TBOD = b_0 + b_1 DifT + b_2 Difg + b_3 TMES + b_4 THES + b_5 TPAR + b_6 TPM$$

Dicho modelo presenta excelentes propiedades, tal como puede verse en el Cuadro 3. En dicho Cuadro se puede comprobar que en la perturbación aleatoria de este modelo no existe ningún componente sistemático relevante para la explicación de la variable endógena y que, por lo tanto, por lo que a la perturbación respecta, este modelo es adecuado para explicar el flujo anual de matrimonios.

Por lo que a la parte sistemática del modelo se refiere, entendemos que no existen problemas graves de multicolinealidad ya que al excluir las primeras observaciones de las series (y alternativamente las últimas) no se han producido variaciones importantes en las estimaciones mínimo cuadráticas; así como tampoco se da la situación de que las variables sean poco significativas individualmente a pesar de que lo sean conjuntamente.

Cuadro 3: RESULTADOS

Constante	29,0989 (4,475)**
DIFT	-0,0000124 (-3,202)**
Difg	0,384130 (2,51387)*
TMES	-4,92962 (-4,50748)**
THES	5,84105 (3,20872)**

TPM	-2,40968 (-3,32869)**
TPAR	-0,246948 (-3,11696)**
F (0,05,k-1,T-k) = F(0,05,7-1,18-7) = F(0,05,6,11) = 3,09	29,57
RESET ~ F (p-1, T-k-p-1) = F(4-1,18-10-4-1) = F(0,05,3,3) = 9,28	1,46
DW	1,902
Breusch-Godfrey LM: AR/MA1 ~ χ^2 (0,05,1) = 3,84	0,147
Breusch-Godfrey LM: AR/MA2 ~ χ^2 (0,05,2) = 5,99	0,415
Breusch-Godfrey LM: AR/MA3 ~ χ^2 (0,05,3) = 7,81	1,778
Breusch-Godfrey LM: AR/MA4 ~ χ^2 (0,05,4) = 9,49	1,282
ARCH test ~ χ^2 (0,05,1) = 3,84	1,522
Breusch-Pagan ~ χ^2 (0,05,k-1) = χ^2 (0,05,7-1) = 12,6	5,62
Jarque-Bera test ~ χ^2 (2) = 5,99	0,372
Hausman ~ F (s,T-k) = F(0,5,5,18-12) = f(0,5,5,6) = 4,39	2,71
R²	0,9416
R² corregido	0,9097
SBIC	-0,04
Test de Chow (1987-88) ~ F(k,T-2k) = F(0,05,7,18-14) = 6,09	3,67
Test de Chow (1984-85) ~ F(T ₁ ,T ₂ -k) = F(0,05,6,12-7) = 4,95	3,34
Test de Chow (1991-92) ~ F(T ₂ ,T ₁ -k) = F(0,05,5,13-7) = 4,39	3,78
CUSUM	0,4644
CUSUMSQ	0,328

Los t-estadísticos de significatividad individual están entre paréntesis: ** Nivel de significación 1%;
* Nivel de significación 5%

Fuente: Elaboración propia.

Podemos decir, por consiguiente, en términos generales, que ni la perturbación ni la parte sistemática de este modelo presenta problemas graves y que, por lo tanto, éste sería un modelo válido para explicar la tasa anual de bodas, siendo que además el R² del modelo, recogido en el cuadro 3, se aproxima bastante a la unidad. Además, la relación estimada entre las variables del modelo manifiesta la estabilidad necesaria, al no haberse podido detectar ninguna influencia de los cambios en la normativa del I.R.P.F., por lo que a la unidad contribuyente se refiere, en la estructura general de dicho modelo.

3.4. Interpretación de los resultados

Hasta ahora hemos estado hablando de las excelentes propiedades de este modelo, pero todavía no hemos hecho referencia ni a las variables en él contenidas, ni a cómo influyen sobre la dependiente, por lo que vamos a centrarnos en adelante en este punto.

En primer lugar, debemos destacar que los signos de todas las variables, detallados en el Cuadro 3, resultan los adecuados desde el punto de vista teórico, aunque, también es cierto, que algunas de esas variables tenían un efecto esperado indeterminado.

Concretamente, el signo obtenido por la variable *DifT* se interpreta como explicábamos en la teoría, es decir, que el hecho de que haya un “impuesto medio al matrimonio” que hace que las parejas tengan que pagar mayores impuestos por el simple hecho de estar casadas, ha influido negativamente en la fracción anual de matrimonios, como suele ocurrir en los modelos aplicados en el extranjero.

El signo obtenido por la otra variable fiscal utilizada, *Difg*, el “cambio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio”, es positivo, a diferencia de lo que ocurre en las aplicaciones empíricas extranjeras, concretamente norteamericanas, en las que el signo que resulta significativo es el negativo. Dicho signo positivo está indicándonos que pesan más las ganancias matrimoniales derivadas de la reducción del coste de oportunidad del tiempo en el hogar (efecto precio) y, por lo tanto, de la caída en el salario relativo neto de la mujer; que las pérdidas en las ganancias matrimoniales derivadas del aumento en los impuestos pagados por los matrimonios (efecto renta). No obstante, hay que resaltar que como el efecto renta también está siendo captado por la primera variable fiscal, *DifT*, puede que el resultado positivo de esta segunda variable fiscal, *Difg*, se deba a que todo el efecto renta se esté concentrando en la variable *DifT* y sólo se esté captando en *Difg* el efecto precio.

Por otra parte, hay que decir que aunque estas variables fiscales han resultado estadísticamente significativas, el valor de los coeficientes estimados de las mismas son pequeños, como puede verse en el Cuadro 3, lo cual nos está indicando que la importancia del efecto de estas variables fiscales (sobre todo de la primera, *DifT*) es reducido. El efecto de la variable “cambio medio en el tipo marginal de gravamen con el matrimonio”, *Difg*, es mayor, quizás debido al efecto precio recogido en la misma, que mide de alguna manera las ganancias de la especialización, a las cuales se les ha dado una gran importancia en el mercado matrimonial, como vimos en el capítulo anterior, tanto desde un punto de vista teórico, como en los diversos trabajos aplicados que han estimado decisiones matrimoniales.

Una importante limitación, que ya fue apuntada por SJOQUIST y WALKER (1995, p. 552) y por otros, como ALM y WHITTINGTON (1996), cuando calculaban el impuesto al matrimonio, es que un análisis de este tipo mide el impuesto al matrimonio sólo para las ganancias medias, mientras que cuando las parejas se analizan por separado incurren en

impuestos de diversa magnitud e incluso en subvenciones, es decir, que, como cualquier dato agregado, las variables fiscales agregadas engloban comportamientos muy dispares. Sin embargo, con los datos existentes, este es el tipo de estudio que nos vemos obligados a hacer.

Por lo que respecta a la variable que mide la “tasa de mujeres en edad casadera con educación superior”, *TMES*, tiene un efecto negativo sobre la tasa anual de matrimonios, al igual que ocurre en los trabajos aplicados extranjeros. Este signo nos confirma las hipótesis realizadas de que las mujeres más educadas y más preparadas no tienen tanto incentivo a casarse. El hecho de que la educación condicione, como hemos comentado, la valoración de la división sexual de funciones, está haciendo que la mujer educada rechace el reparto tradicional de labores y, por lo tanto, el matrimonio, lo cual está provocando el signo negativo de esta variable. Además, la independencia psicológica y material que proporciona la posibilidad de un mayor salario extradoméstico derivado de esa mayor educación, hace que no necesiten ser mantenidas por un hombre y sean más reacias al matrimonio. De la misma forma, al estar estudiando o trabajando como consecuencia de esa formación superior, no disponen de tanto tiempo ocioso como para participar en el mercado matrimonial, lo cual reduce también la probabilidad de matrimonio.

En cambio, la “tasa de población masculina en edad casadera con educación superior”, *THES*, y su consecuente efecto sobre los salarios, genera un efecto positivo sobre la variable dependiente, que muestra que la mayor renta derivada de la educación del hombre resulta tan interesante en el mercado matrimonial, que las mejores ofertas que recibe en el mismo le compensan del mayor coste de oportunidad de búsqueda de pareja. Con respecto a esta variable no se ha apreciado ninguna regularidad destacable en los resultados de los modelos extranjeros.

También ha resultado estadísticamente significativa y con el signo esperado, la “tasa de hombres cumpliendo el servicio militar”, *TPM*, cuando ésta es una variable que, de las pocas veces que se ha incluido en las aplicaciones empíricas extranjeras, sólo una, en KOBRIN y WAITE (1986), ha influido de manera relevante en la endógena. Aunque, en realidad, sólo ha influido negativamente en la probabilidad de matrimonio de los hombres pero no en la de las mujeres. En nuestro modelo, la “tasa de población masculina en edad casadera cumpliendo con el servicio militar”, *TPM*, influye negativamente en el flujo anual de bodas. El resultado de esta variable nos indica, entonces, que cuanto mayor proporción de hombres en edad casadera esté cumpliendo el servicio militar o haciendo la Prestación Social Sustitutiva,

menor será la fracción anual de bodas, lo cual no es sino un reflejo de las peores condiciones que estos sujetos tienen en el mercado matrimonial.

Y por último, en nuestro modelo resulta significativa una variable que nunca ha sido relevante en los modelos extranjeros, la “tasa de paro de la población en edad casadera”, *TPAR*. El paro influye en España negativamente en la tasa anual de matrimonios, de manera que, de todos los posibles efectos esperados por un aumento en la misma, los positivos que apuntaban a un menor coste de oportunidad de la búsqueda marital se ven anulados, tal como se esperaba, por los efectos negativos más relevantes que indican que una situación laboral precaria desincentiva y dificulta económicamente el matrimonio, aunque ya comentamos que no sólo el matrimonio sino también cualquier otra forma de independencia. Además, una situación en la que resulta difícil encontrar empleo hace que resulte más interesante la prolongación de los estudios, al tiempo que provoca un clima de incertidumbre en la pareja que genera a su vez inestabilidad y que hace que, en definitiva, sea menos probable el matrimonio.

En este mismo sentido, cabría argumentar que el hecho de que el precio de la vivienda no haya resultado significativo en nuestro modelo, nos está indicando que hay más miedo al paro que al alto coste de la independencia. Con un trabajo estable y sin miedo a acabar en el paro, unas viviendas caras no serían un obstáculo para que el sujeto se independizase. En cambio, sin renta o sin una garantía de renta futura, sería imposible adquirir una vivienda.

Además de este excelente modelo que acabamos de comentar, hemos obtenido otros dos modelos que incluyen también como variables significativas las dos fiscales, las dos que miden la educación, y la que recoge la capacidad de independencia de la pareja, bien sea a través de la “renta”, bien sea a través de la “tasa de paro”. Sin embargo, estos otros modelos los hemos rechazado finalmente porque, aunque son también muy buenos, no presentan propiedades tan puras como el que hemos elegido (uno presenta un estadístico Durbin Watson algo elevado, y el otro, adolece de cierta endogeneidad en sus variables explicativas), además de que éste capta de una manera más general y completa todas las variables que teóricamente consideramos podían afectar a la tasa anual de matrimonios²².

²² Cuando hemos utilizado las variables fiscales construidas con el cociente, en vez de con la diferencia entre los impuestos o los tipos marginales de gravamen, esto es *RatT* y *Ratg*, no hemos obtenido modelos tan buenos como los que estamos comentando, aunque hemos de destacar que las variables fiscales han resultado normalmente significativas y del mismo signo que las variables *DifT* y *Difg*.

En cualquier caso, la presencia en todos ellos de las variables fiscales, las educativas, y las que recogen la capacidad de independencia de la pareja, estaría indicándonos la fuerte relación existente entre las citadas variables y la tasa anual de matrimonios, y corroborándonos la oportunidad de su inclusión en dichos modelos.

4. CONCLUSIONES

El objetivo de este capítulo ha sido la contrastación empírica en la realidad española de uno de los incentivos personales contenidos en el I.R.P.F. que tantas veces ha sido puesto de manifiesto, de manera teórica, en la literatura: la influencia del I.R.P.F. sobre la decisión de contraer matrimonio.

Trabajos empíricos con este propósito se han emprendido en el extranjero recientemente. El primero, de ALM y WHITTINGTON, data de 1995. Dichos trabajos incorporan variables fiscales en sus estimaciones matrimoniales, aunque se limitan a medir el impuesto al matrimonio el año de la boda, sin tener en cuenta en sus cálculos, aunque conscientemente, que la decisión del matrimonio es a largo plazo y que, por lo tanto, habría que tener en cuenta ese impuesto al matrimonio durante todo el tiempo que éste dure.

Nosotros hemos continuado esa línea de investigación y, teniendo en cuenta nuestra realidad socioeconómica, además de las limitaciones a las que nos somete nuestro propio I.R.P.F., que sólo existe desde 1979, y las de los propios datos existentes en nuestro país, hemos estimado, de manera agregada y con datos de series temporales, el flujo anual de bodas de las mujeres en edad casadera, que hemos considerado son las que tienen entre 16 y 44 años, en función de, entre otras, dos variables fiscales, que miden de alguna forma el impuesto al matrimonio durante todo el tiempo que éste dure.

Los resultados obtenidos son consistentes con las hipótesis establecidas teóricamente y, en general, con los resultados obtenidos en los modelos empíricos extranjeros, aunque hay que decir que, en nuestro modelo, han resultado significativas ciertas variables que no han destacado por su significatividad, por lo menos con cierta regularidad, en dichos estudios extranjeros.

De esta manera, la variable fiscal “impuesto/subsidio medio al matrimonio”, $DifT$, al reducir las ganancias del matrimonio frente a los solteros, afecta negativamente a la tasa anual de bodas. En cambio, la variable fiscal que recoge el “cambio medio en el tipo marginal de

gravamen con el matrimonio”, *Difg*, afecta de manera positiva a los matrimonios, lo cual significa que pesa más el efecto precio contenido en esta variable (que reduce el coste de oportunidad del trabajo en el hogar y eleva las ganancias del matrimonio por la probable mayor especialización), que el efecto renta (que al elevar los impuestos a pagar de casados reduce las ganancias del matrimonio).

Además de las variables fiscales, otras variables socioeconómicas han resultado significativas en la explicación de la variable endógena, siendo su signo consistente también con los resultados esperados. Estas variables han sido: la “tasa de mujeres con educación superior”, *TMES*, que influye negativamente en la variable endógena; la “tasa de hombres con educación superior”, *THES*, que afecta positivamente a la tasa anual de matrimonios; la “tasa de hombres cumpliendo el servicio militar”, *TPM*, que ha influido negativamente en la probabilidad de matrimonio de las mujeres; y la “tasa de paro de la población en edad casadera”, *TPAR*, que influye negativamente en la tasa anual de matrimonios.

En definitiva, hemos podido comprobar, que tal como indica la teoría del mercado matrimonial, hay una serie de factores económicos (entre los que se encuentran las variables fiscales que miden el impuesto al matrimonio), sociales y demográficos, que cambian los rendimientos de estar soltero o casado y, por lo tanto, influyen en las decisiones matrimoniales.

5. BIBLIOGRAFIA

- ALBERDI, B. (1990): “La adquisición de una vivienda y sus costes”, *Revista Española de Financiación a la Vivienda*, nº 12, pp. 67-73.
- ALM, J. y L. A. WHITTINGTON (1995a): “Income taxes and the marriage decisions”, *Applied Economics*, vol.27, pp. 25-31.
- ALM, J. y L. A. WHITTINGTON (1995b): “Does the Income Tax Affect Marital Decisions?”, *National Tax Journal*, vol. XLVIII, nº. 4, pp. 565-572.
- ALM, J. y L. A. WHITTINGTON (1997a): “Income Tax and the Timing of Marital Decisions”, *Journal of Public Economics*, vol. 64, nº. 2, pp. 219-240.
- ALM, J. y L. A. WHITTINGTON (1997b): “For Love or Money? The Impact of Income Taxes on Marriage”, University of Colorado, *Working Paper*.
- ALM, J. y WHITTINGTON, L. A. (1996): “The Rise and Fall and Rise ... of Marriage Tax”, *National Tax Journal*, vol. XLIX, nº. 4, pp. 571-589.
- BECKER, G. S. (1973): “A Theory of Marriage: Part I”, *Journal of Political Economy*, vol. 81, nº 4, pp. 813-846.

- BECKER, G. S. (1974): "A theory of marriage: part. II", *Journal of Political Economy*, vol. 82, nº 2, part. II, pp. s11-s27.
- BECKER, G., (1987), *Tratado sobre la familia*. Madrid, Alianza.
- BENHAM, L (1974): "Benefits of women's education within marriage", *Journal of Political Economy*, vol. 82, nº2, part. II, pp. s57-s71.
- BOULIER, B. L. and M. R. ROSENZWEIG (1984): "Schooling search, and spouse selection: testing economic theories of marriage and household behavior", *Journal of Political Economy*, vol. 92, nº 4, pp. 712-732.
- CABRE, A. (1993): "Volverán tórtolos y cigueñas", en GARRIDO, L. y E. GIL, eds. (1993), pp. 113-131.
- CABRILLO, F. y CACHAFEIRO, M. L. (1993): "Estrategias nupciales" en GARRIDO y GIL (1993).
- CARRASCO, C. y MAYORDOMO, M. (1997): "La doble segmentación de las mujeres en el mercado laboral español", *Información Comercial Española*, nº 760, pp. 43-59.
- CEBRIAN, I., MORENO, G. y TOHARIA .L. (1997): "Las transiciones laborales de las mujeres casadas en España, 1987-1996", *Información Comercial Española*, nº 760, pp. 129-141.
- CEBULA, R. J. y W. J. BELTON, Jr. (1995): "Taxes, divorce-transactions costs, economic conditions, and divorce rates: an exploratory empirical inquiry for the United States". *Public Finance*, vol. 3, pp. 342-355.
- DE MIGUEL, C. (1993) : "Profesión y género" en GARRIDO, L. y E. GIL, eds. (1993), pp. 95-110.
- FERNANDEZ, F. (1993): "El proceso de formación ocupacional de hombres y mujeres en GARRIDO, L. y E. GIL, eds. (1993), pp. 48-59.
- FREIDEN, A. (1974): "The United States Marriage Market", *Journal of Political Economy*, vol. 82, nº 2, part II, pp. s34-s53.
- GARRIDO MEDINA, L. y GIL CALVO, E. (1993), *Estrategias familiares*. Madrid, Alianza Universidad.
- GARRIDO, L. (1993): "La familia estatal: El control fiscal de la natalidad" en GARRIDO y GIL (1993).
- GELARDI, A.M.G. (1995): "The Influence of Tax Law Changes on the Timing of Marriages: A Two Countries Analysis", *National Tax Journal*, vol. XLIX, nº 1, pp. 17-30.
- GOMEZ, R. y LEVENFELD, G. (1993): "La accesibilidad de la vivienda en España: 1985-1992", *Revista Española de Financiación a la Vivienda*, nº 22, pp. 127-134.
- GROSSBARD-SHECHTMAN, A. (1982): "A Theory of Marriage Formality: The Case of Guatemala", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 30, nº. 4, pp. 813-830.
- HANNAN, M. T.; N. B. TUMA y L. P. GROENVELD (1977): "Income and Marital Events: evidence from an income-maintenance experiment" *American Journal of Sociology*, vol 82, pp. 1186-211.
- HIERRO. L. A.; BORRAS, J. M. y SAN MARTIN, I. (1998): "El impacto de los tipos de interés en la accesibilidad a la vivienda", I encuentro de Economía Aplicada. Barcelona.

- HIRSCHMAN, C. (1985): "Premarital socioeconomic roles and the timing of family formation: a comparative study of 5 Asian Societies". *Demography* 22, nº 1, pp. 35-60.
- HOGAN, D. P. (1978): "The effects of demographic factors family background, and early Job Achievement on Age at Marriage", *Demography* 15, pp. 161-75.
- HUTCHENS, R. M. (1979): "Welfare, Remarriage, and Marital Search", *The American Economic Review*, vol. 69, nº. 3, pp. 369-379.
- KEELEY, M. C. (1977): "The economics of family formation", *Economic Inquiry* 15(2), pp. 238-250.
- KEELEY, M. C. (1979): "An analysis of the age pattern of first marriage", *International Economic Review*, vol. 20, nº 2, pp. 527- 544.
- KOBRIN, F. and L. J. WHITE (1986): "Sex Differences in the Entry into Marriage", *American Journal of Sociology*, vol. 92, nº 1, pp. 91-109.
- MADDALA, G. S. (1996): *Introducción a la econometría*, Prentice-Hall Hispanoamericana, S. A. Mexico.
- MICHAEL, R. T. y N. B. TUMA (1985): "Entry into the marriage and parenthood: by young men and women: the influence of family background". *Demography* 22, nº 4, pp. 515-44.
- MINCER, J. (1978): "Family migration decisions", *Journal of Political Economy*, vol. 86, nº 5, pp. 749-774.
- MONTGOMERY, M. R. y D. B. SULAK (1989): "Female first marriage in East and Southeast Asia", *Journal of Development Economics*, vol. 30, pp. 225-240.
- NAVARRO, M. C. (1998): *El valor económico de la educación. Una propuesta metodológica aplicada a la estimación del valor de la educación superior en España*. Tesis doctoral. Universidad de Zaragoza.
- NOVALES, A. (1993): *Econometría*, McGraw-Hill. Madrid.
- OPPENHEIMER, K. V. (1988): "A Theory of Marriage Timing", *American Journal of Sociology*, vol. 94, nº 3, pp. 563-591.
- OTERO, M. S. y C. FERNÁNDEZ (1997): "La incidencia del ciclo economico sobre la tasa de participación femenina agricola en España", *Información Comercial Española*, nº 760, pp. 144-152.
- PETERS, H. E. (1986): "Marriage and Divorce: Informational Constraints and Private Contracting", *The American Economic Review*, vol. 76, nº 3, pp. 437-454.
- PRESTON, S. H. y A. T. RICHARDS (1975): "The influence of women's work opportunities on marriage rates", *Demography*, 2, pp. 209-222.
- RODRIGUEZ, J. M. (1993): "Inversión en capital humano e ingresos de hombres y mujeres", en GARRIDO, L. y E. GIL, eds. (1993), pp. 60-94.
- SCULLY, G. W. (1979): "Mullahs, muslims, and marital sorting", *Journal of Political Economy*, vol. 87, nº 5, part. I, pp. 1139-1143.
- SJOQUIST, D. L. y M. B. WALKER (1995): "The Marriage Tax and de Rate and Timing of Marriage", *National Tax Journal*, vol. XLVIII, nº. 4, pp. 547-558.
- SUÁREZ, A. (1990): *Economía financiera de la empresa*. Madrid, Pirámide.

- WHITTINGTON, L. A. y J. ALM (1997): "Till death or Taxes Do Us Part: Income Taxes and the Divorce Decision" Decisions", *Journal of Human Resources*, vol. 32, n°. 2, pp. 388-412.
- WINEGARDEN, C. R. (1984): "Women's fertility, market work and marital status: a test of the new household economics with international data", *Economica*, vol. 51, pp. 447-456.