

DEMOGRAFÍA, EDUCACIÓN, MATRIMONIO Y PARTICIPACIÓN LABORAL

Juan A. Cañada Vicinay
ULPGC

ABSTRACT

Es habitual vincular el aumento de la educación con el retraso de los calendarios laborales y matrimoniales que marcan el acceso a la edad adulta. Aquí se propone un análisis descriptivo de estas relaciones en un marco demográfico caracterizado por la caída aguda y progresiva de la natalidad en nuestro país durante el último cuarto de siglo, hasta el punto de observarse un desequilibrio de géneros entre los jóvenes que acceden al matrimonio por escasez (abundancia) relativa de mujeres (varones), dado el desfase de edades de los emparejamientos habituales, donde el varón excede entre dos y tres años a la mujer.

Es un enfoque descriptivo que no pretende establecer relaciones de causalidad sostenidas por un modelo teórico, sino obtener regularidades estadísticas entre la educación, formación de nuevos hogares y actividad laboral y sobre su evolución entre 1978 y 2000.

Datos: últimas pirámides de población con clasificación anual y datos individuales EPA en segundos trimestres de 1978, 1988, 1994, 1998 y 2000.

Métodos: las edades de finalización de la escolarización y acceso al matrimonio se estiman con modelos de duración con parametrización Weibull; el análisis de correspondencia de la situación laboral de los cónyuges se realiza con modelos LOGIT binomial y multinomial ordenado.

1. INTRODUCCIÓN

Es habitual vincular el aumento de la educación con el retraso de los calendarios laborales y matrimoniales, que delimitan la transición de la juventud a la edad adulta. En este trabajo se incorpora la dimensión demográfica expresada por la caída aguda y progresiva de la natalidad en nuestro país durante el último cuarto de siglo, hasta el punto de que las pirámides de población han perdido ese perfil geométrico para adoptar la forma romboidal de la figura-1.

En estas circunstancias, el desfase de edades de los emparejamientos habituales, donde el varón excede entre dos y tres años a la mujer, plantea una nueva situación de desequilibrio de géneros entre los jóvenes que acceden al matrimonio. Desequilibrio por escasez de mujeres o excedente de varones cuya influencia en las decisiones de emparejamiento se abordan en este trabajo. Teniendo en cuenta el mayor incremento en la educación de las mujeres, cabe anticipar que este efecto no sea ortogonal por niveles de educación, sino más considerable en individuos menos instruidos.

El tratamiento de los datos es de tipo descriptivo y no pretende establecer relaciones de causalidad sostenidas por un modelo teórico de Economía de la familia, al estilo de Becker (1991) o de Cigno (1991), sino obtener regularidades estadísticas en el ámbito multidimensional de la educación, formación de nuevos hogares y trabajo y de su evolución reciente, teniendo como fondo la recesión demográfica en que está inmerso el país desde hace más un cuarto de siglo.

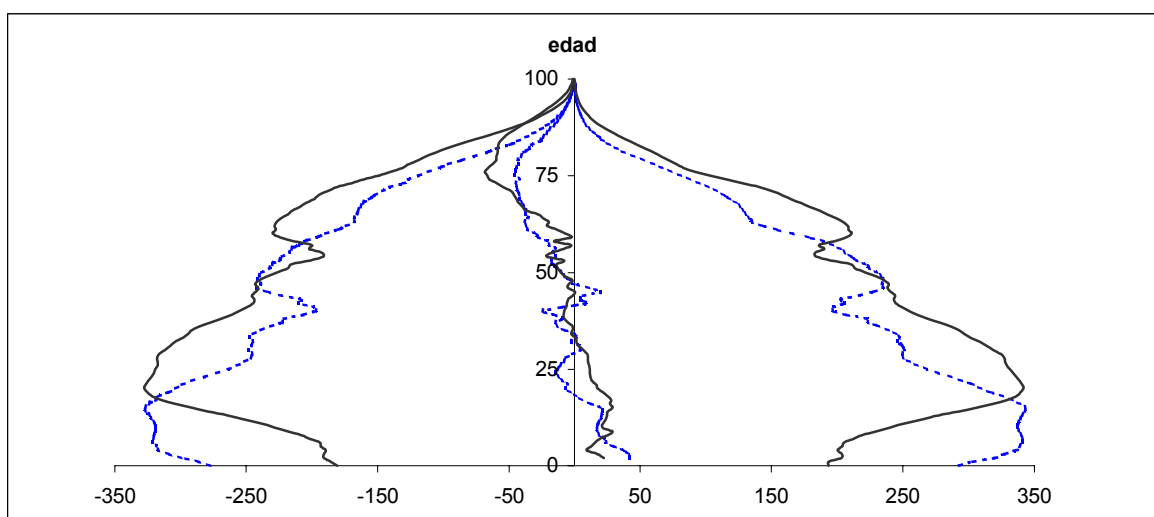
Los datos utilizados corresponden a las Tablas de Mortalidad de la Población Española 1980-1 y 1994-5 y a las muestras completas de personas entre 16 y 35 años de la EPA en los segundos trimestres de 1978, 1988, 1994, 1998 y 2000. Las estimaciones econométricas de las edades de abandono del sistema escolar y de acceso al matrimonio responden a modelos de duración con parametrización Weibull. El análisis de la correspondencia de las situaciones laborales de los cónyuges (en edad de inserción 16-35 años) se afronta con modelos LOGIT con especificaciones binomial y multinomial con cuatro modalidades ordenadas según la intensidad de inserción laboral, medida en términos estabilidad alcanzada en el mercado de trabajo¹.

¹ Los modelos LOGIT multinomiales son de uso habitual en la literatura para analizar las transiciones escuela trabajo, p.e. Lassibille y Navarro (1999) estiman las probabilidades de empleo según su duración (<6 meses, 6-18 meses) con los datos de la encuesta Sociodemográfica.

2. DEMOGRAFÍA, ACCESO AL MATRIMONIO Y EDUCACIÓN.

Las pirámides de población recogen los efectivos vivos de cada género y edad en un momento dado. En nuestro país, las tablas de mortalidad del INE aportan esa información con una periodicidad quinquenal, siendo la última publicada con diferenciación anual de edades la de 1994-95, recogida en la figura-I junto con la correspondiente a 1980-81, al objeto de mostrar la evolución de las pirámides españolas de la población de derecho. Como elemento adicional, se establece la diferencia en los tamaños de las generaciones vivas de varones y mujeres con un desfase de 2 años, en tanto que indicador de las poblaciones que se enfrentan en los emparejamientos de los jóvenes representativos.

Figura -1
Pirámides españolas de población de 1980 y 1995 por género
y diferencias de tamaño entre géneros con desfase de dos años



Estas dos pirámides ponen de manifiesto el estrechamiento progresivo de la base² a partir de 1974, año en que se manifiesta un decrecimiento sensible y continuado de la natalidad³, que parece haber tocado fondo a comienzo de la década de los 90frenarse todavía continúa, después de haber permanecido relativamente estable a lo largo de la década del “baby

² La pirámide de 1998 con grupos quinquenales de edad confirma esta tendencia

³ Decrecimiento que parece haber tocado fondo a comienzo de la década de los 90, según se aprecia en la pirámide de 1994-95 y confirma la correspondiente para 1998, que diferencia las poblaciones de derecho por edad entre 0 y 4 años y por grupos quinquenales entre 5 y 84 años y un grupo residual de mayores de 85 años.

boom” entre 1963 y 1973. Igualmente, se constata un aumento de la edad en la que la población de varones excede a la de mujeres dos años más jóvenes. Siendo esta edad de 31 años en la pirámide de 1994-5 (36 años en 2000) estamos en condiciones de interrogar a los datos sobre la influencia de este desequilibrio demográfico en las pautas de formación de hogares, en la educación y en la actividad de cada género.

Con esta intención, la tabla-I recoge la evolución de la edad de acceso al matrimonio suministrada por el INE en las estadísticas MNP (Movimiento Natural de la Población) y las estimaciones realizadas con la EPA con ayuda de modelos de duración censurados por la derecha y por la izquierda⁴, que estiman la edad del primer matrimonio a partir de las tasas de solteros por edad. Cabe señalar que se trata de estimaciones condicionadas a acceder al matrimonio a los 16 y más años, debido a que la EPA sólo recoge datos de estado civil a partir de esa edad (población EPA nivel 1). El carácter condicional de la medida introduce un sesgo al alza en las estimaciones practicadas, sesgo que no podemos cuantificar, aunque sí sabemos que está en relación con la fracción de la población no controlada por haber accedido al matrimonio antes de la edad de referencia. Con la intención de ilustrar este hecho se presenta dato del % de la población en la edad inicial de 16 años célibe en la EPA.

Los datos MNP para 1978, 1988 y 1998 ponen de manifiesto *a)* que las mujeres abandonan el celibato antes que los varones, *b)* que ambos géneros retrasan sensiblemente la edad del primer matrimonio⁵ (23.7 años, 25.2, 28.3 para las mujeres y 26.4 años, 28.8 y 30.6 para los varones en 1978, 88 y 98 respectivamente) y *c)* que las diferencias de edad entre géneros disminuyen débilmente de una década a la siguiente (2.7 años, 2.55 y 2.31 en los cortes de 1978, 1988 y 1998 respectivamente).

Las estimaciones con la EPA para estos mismos años y para 2000 ponen de manifiesto la buena calidad del ajuste econométrico practicado. Como era de esperar, los estimadores Weibull superan a las medidas MNP equivalentes en torno a 6 meses. Son diferencias escasas que están ligadas a esas décimas porcentuales de casados antes de la edad de referencia. Este resultado autoriza, o por lo menos no descalifica, el análisis de los calendarios maritales por niveles de educación. A tal efecto, se identifican cuatro niveles básicos de acuerdo con la clasificación de la EPA 2000: APRIM (analfabetos y estudios primarios), OBLG (obligatorios en 2000), SEC (secundarios) y SUP (superiores), tratándose además por separado los

⁴ Procedimiento utilizado con estos mismos fines en Cañada (1997). La censura por la derecha alude a las transiciones no realizadas (solteros) y la censura por la izquierda refiere las transiciones realizadas a una edad desconocida (no solteros sin conocer la fecha de matrimonio). Las estimaciones aquí presentadas corrigen los resultados obtenidos anteriormente.

⁵ Esta tendencia es general en Europa. Margarita Delgado (1997) señala que la edad de acceso al matrimonio de las mujeres pasa, entre 1980 y 1992, de 24.8 a 28 años en Dinamarca, de 23 a 26.1 en Francia, de 24.1 a 26.1 en Italia, de 23.4 a 25.8 en RF Alemania, de 33.3 a 24.3 en Portugal y de 23 a 25.9 en el Reino Unido.

universitarios debido a las diferencias importantes de duración de los programas y de elección por varones y mujeres respecto a la FP2.

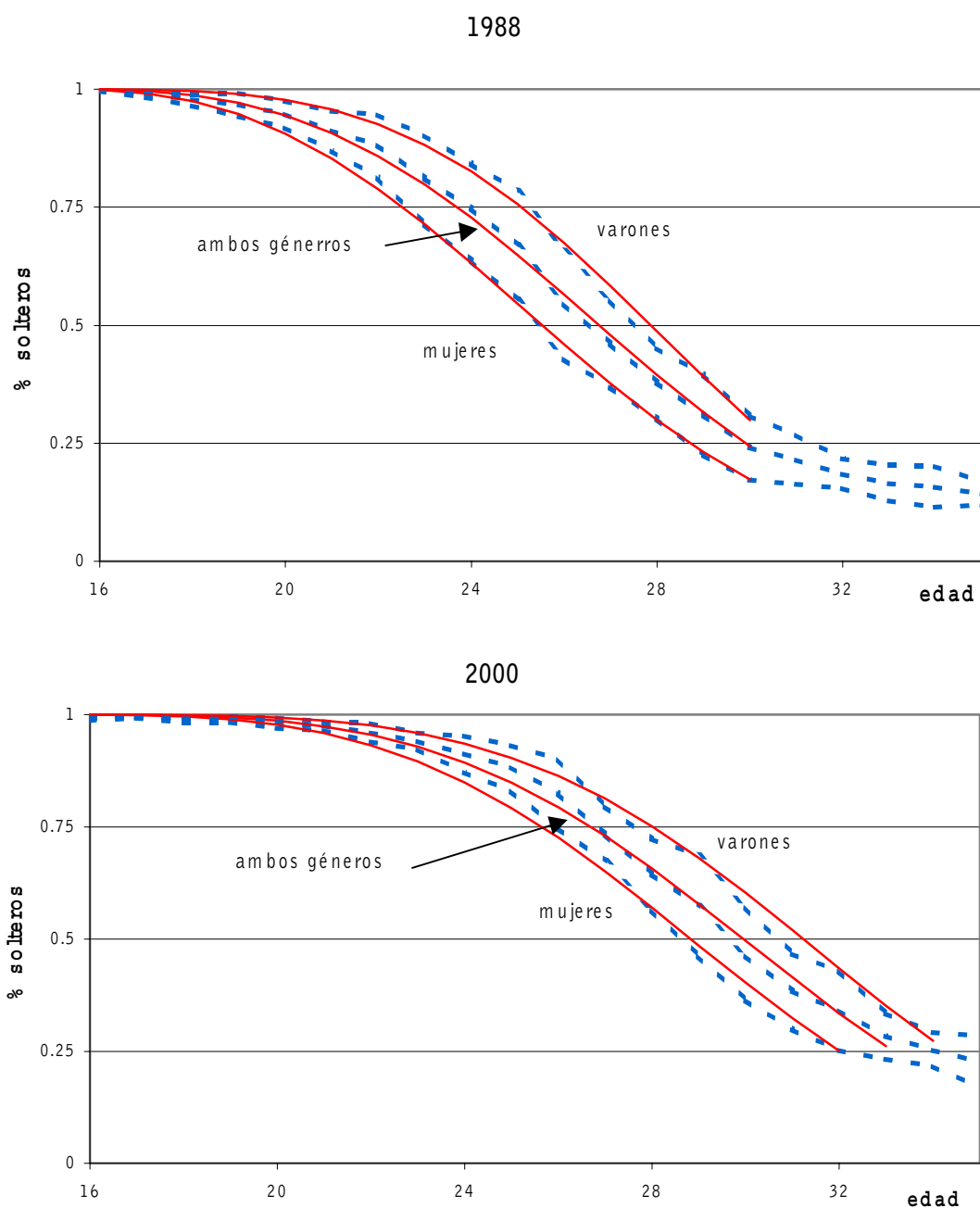
Tabla-I								
Edad de acceso al matrimonio								
Evolución 1978-2000 por géneros y niveles de educación								
Género	Año	Estadísticos	Todos niv educación	desagregación por niveles de educación				
				APRIM	OBLG	SEC	BUP	UNIV
Mujer	1978	EMNP	23.70	Nd	Nd	Nd	Nd	Nd
		EW	24.40	23.48	25.48	25.48	27.02	27.06
		TC_16	98.8%					
Varón	1978	EMNP	26.40	Nd	Nd	Nd	Nd	Nd
		EW	26.80	26.65	26.17	27.39	27.39	28.03
		TC_16	99.5%					
Mujer	1988	EMNP	25.24	Nd	Nd	Nd	Nd	Nd
		EW	25.75	23.49	25.14	26.61	28.17	28.20
		TC_16	99.2%					
Varón	1988	EMNP	27.80	Nd	Nd	Nd	Nd	Nd
		EW	27.83	26.98	27.43	28.24	28.97	29.30
		TC_16	99.8%					
Mujer	1998	EMNP	28.3	Nd	Nd	Nd	Nd	Nd
		EW	28.29	26.18	26.60	28.32	29.83	30.30
		TC_16	99.6%					
Varón	1998	EMNP	30.61	Nd	Nd	Nd	Nd	Nd
		EW	30.84	31.46	30.14	30.74	31.11	31.46
		TC_16	99.8%					
Mujer	2000	EMNP	Nd	Nd	Nd	Nd	Nd	Nd
		EW	28.85	26.74	27.09	28.78	30.35	30.71
		TC_16	99%					
Varón	2000	EMNP	Nd	Nd	Nd	Nd	Nd	Nd
		EW	30.83	30.97	29.87	30.39	31.44	31.73
		TC_16	99.9%					

Notas: Nd dato no disponible; EMNP: Edad media de acceso al matrimonio en Movimiento Natural de la Población (INE); EW: estimador Weibull de la edad esperada de acceso al matrimonio; TC_16 tasa de celibato a los 16 años de edad.
Niveles de educación: APRIM analfabetos y estudios primarios o primer ciclo de EGB; OBLG estudios obligatorios, bachiller elemental o 2º ciclo de EGB; SEC estudios secundarios, Bachiller superior, BUP COU, FP1; SUP estudios superiores, universidad y FP2; UNIV estudios universitarios.

El análisis por niveles de educación con la EPA muestra, como era de esperar, que la duración de la escolarización está relacionada positivamente con la edad de matrimonio y negativamente con la diferencia de edad entre géneros. Además, se constata que la diferencia de edad entre géneros dentro de cada nivel aumenta entre 1978 y 1998 al mismo tiempo que

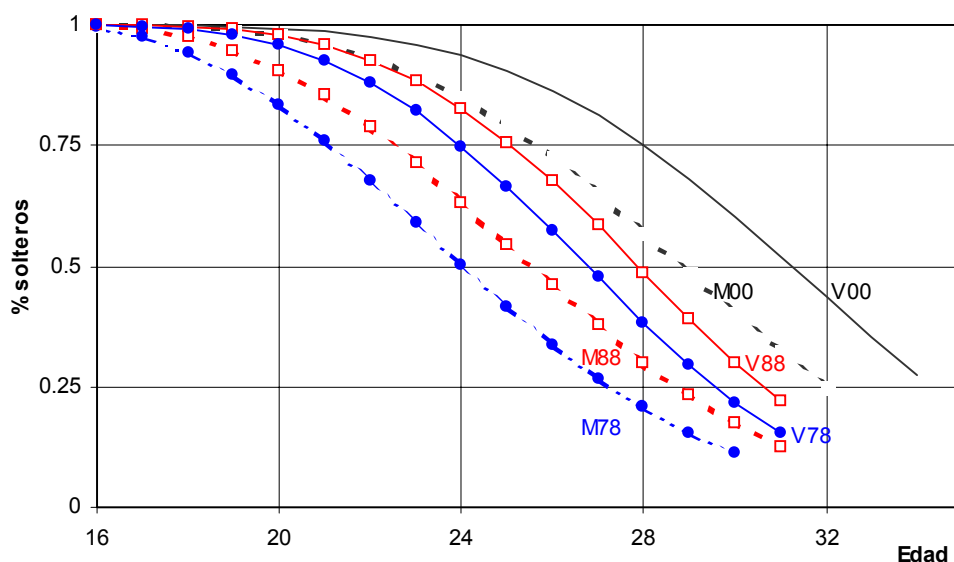
disminuye para al conjunto de los niveles de educación. Este último aspecto es importante, ya que el análisis diacrónico por niveles de escolarización revela que la reducción del diferencial de edad de acceso al matrimonio con datos agregados de MNP y EPA se debe al incremento del nivel de educación de la población.

Figura 2
Ajuste Weibull del proceso de acceso al matrimonio en 1988 y 2000



A modo de ilustración de la calidad del ajuste, la figura II del anexo recoge las tasas de supervivencia en estado de celibato de los datos brutos de la EPA y funciones de supervivencia Weibull estimadas para los años 1978 y 2000. Finalmente, la figura III presenta le evolución 1978, 1988 y 2000 de los perfiles de acceso al matrimonio de mujeres y varones. La división horizontal de estas figuras recoge a los cuartiles 1, 2 y 3 de transiciones realizadas, observándose en todos los casos la proximidad de la mediana y la media (tabla I).

figura 3
Edad de acceso al matrimonio por géneros:
estimaciones Weibull para 1978, 1988 y 2000



La importancia del aumento de la escolarización registrada en España en las últimas décadas aconseja cuantificar su evolución en términos de edad de abandono del sistema escolar, dado tal momento constituye, junto con el acceso al matrimonio y la inserción laboral, uno de los hitos que jalonan el paso de la juventud a la edad adulta. La tabla –II contiene las estimaciones pertinentes con la EPA de la edad de terminación de los estudios en 1978, 1988, 1998 y 2000. Se presentan dos tipos de estimación A y B, condicionada y no condicionada a salir del sistema escolar a partir de los 16 años de edad. Como en el caso anterior de acceso al matrimonio, la estimación condicionada A, realizada para 1978, 1988, 1998 y 2000, responde al desconocimiento de las fechas de transición y de la situación escolar de los menores de 16 años y consiste en estimar un modelo de duración doblemente censurado que aproxima la función de supervivencia en la situación inicial (la persona está escolarizada) en términos del perfil de edad de la tasa de escolarización en el momento de la encuesta. Estimación que sabemos está sesgada

al alza por no tener en cuenta las salidas del sistema escolar de los menores de 16 años de edad (población EPA del nivel 2). La estimación no condicional B se practica con ayuda de la variable disponible en 2000 de edad de terminación del nivel de estudios más alto alcanzado. Variable que facilita un tratamiento de observación no censurada (transiciones realizadas a edad conocida) a esa edad a quienes se declaran no estudiantes en el momento de la encuesta.

Tabla II						
Evolución 1978-2000 de la edad de salida del sistema escolar						
Estimaciones Weibull (muestra 16-35 años)						
Género	Muestra	A				B
		1978	1988	1998	2000	2000
Mujer	Todas	17.86	19.57	22.17	22.77	20.64
	TE_16	54%	72%	89%	91%	
	Solteras	18.84	21.41	23.67	24.24	22.16
	Casadas	16.17	17.19	19.72	20.54	18.19
	Inactivas	19.90	26.01	Nc	Nc	26.51
	PPB	15.03	18.22	21.47	24.26	22.20
	PPE	15.03	17.02	19.32	20.68	19.20
	Ocupadas	15.56	16.43	18.06	19.17	18.71
Varón	Todos	18.00	19.19	21.12	21.85	19.66
	TE_16	56%	71%	83%	86%	
	Solteros	18.60	20.04	21.67	22.51	20.71
	Casados	16.10	16.72	18.63	19.51	16.99
	Inactivos	23.45	28.98	Nc	Nc	25.76
	PPB	15.04	19.09	21.42	24.29	21.57
	PEA	15.05	17.57	19.28	20.70	18.65
	Ocupados	15.97	16.82	18.03	19.19	18.17

Notas: A estimación condicionada a salir del sistema escolar después de los 15 años de edad; B estimación no condicionada, a partir de la variable “edad de finalización de los estudios terminados de mayor nivel; TE_16 tasa de escolarización a los 16 años de edad; Nc no converge; PPB parad@ de primera búsqueda; PEA parad@ con experiencia en el empleo.

Las estimaciones condicionales A ponen de manifiesto un aumento sensible de la permanencia en el sistema escolar de quienes lo abandonan a partir de los dieciséis años de edad, debiendo señalarse que el peso significativo de la fracción de salen antes de esa edad hace que estas medidas condicionales adolezcan de un sesgo no trivial respecto a la verdadera medida de la duración de la escolaridad de toda la población. Las estimaciones no condicionales B de 2000 nos permiten cuantificar este sesgo en 2.1 y 2.3 años en las mujeres y en los varones, donde las medidas condicionales A se refieren, respectivamente, al 91% y 86% de los efectivos que permanecen escolarizados a los 16 años. Por otro lado, el importante aumento de la tasa de

escolarización a esta edad⁶ implica que el sesgo al alza de la estimación A afecte en mayor medida en los períodos más alejados. En estas circunstancias, podemos, no obstante, afirmar que en 1978 los varones recibían más educación que las mujeres y que en fechas más recientes son las mujeres quienes invierten más en educación y que las diferencias tienden a aumentar, llegando a ser de un año en 2000.

La tabla-II también contiene una medida de la interacción de la duración de la escolarización con el estado civil y la situación laboral de los jóvenes de cada sexo en el momento de la encuesta. Como se ha mencionado, esta aproximación no pretende establecer relaciones de causalidad sino, solamente, poner de manifiesto la interdependencia de los citados ámbitos, observándose que:

- 1) el acceso temprano al matrimonio está asociado con una escolarización sensiblemente más corta en ambos géneros (del orden de 4 años en las mujeres y 3 en los varones; medidas A),
- 2) la inserción laboral más rápida e intensa se corresponde con una trayectoria escolar más corta.

Dicho de otra forma, se constata en ambos géneros una relación opuesta entre intensidad de participación y permanencia en el sistema educativo, ya que las duraciones más largas corresponden a los inactivos, seguidos de los parados de primera búsqueda, de los parados con experiencia, siendo los ocupados del momento quienes registran la escolarización más reducida. Este resultado apunta en el sentido de una sustitución en educación e intensidad de participación laboral, hasta el punto que las situaciones de desempleo son paliadas, en parte, con inversiones adicionales en capital humano escolar. Resultado que coincide parcialmente con la evidencia aportada por Petrongolo y San Segundo (1999).

3. DESEQUILIBRIO DEMOGRÁFICO Y EMPAREJAMIENTOS.

La acusada mutación romboidal de las pirámides de población española se acompaña de un desequilibrio entre géneros, de forma que, dado el adelanto de 2 años en la edad de acceso al matrimonio de las mujeres sobre los varones en 2000 (tabla-I), cabe pensar en una posible escasez de mujeres para el contingente de varones que presentan su candidatura de emparejamiento matrimonial (figura-I perfil $Var_{EDAD}-Muj_{EDAD-2}$). Escasez que será más o menos acuciante cuanto que la conducta de los grupos sociales responda con mayor o menor precisión a las pautas del individuo representativo. La tendencia a retrasar la edad media de matrimonio actúa en el sentido de reducir el desequilibrio de las cohortes que acceden al emparejamiento.

⁶ 54% de las mujeres y 56% de los varones en 1978, 72% y 71% en 1988 y 89% y 83 % en 1998, respectivamente (ver tabla II).

Igualmente, la mayor varianza de la distribución de diferencias de edad merma la escasez potencial por reasignación de las parejas en un mayor espectro de edades.

En estas circunstancias, procede analizar la evolución de las tasas de participación en el mercado de matrimonio junto diferencias de edad y de educación de los cónyuges por grupos de edad y género. La tabla III ilustra estos hechos a lo largo de dos décadas con los datos de 1978, 1988 y 1998, además de 2000, para grupos de edad de 10 (16-25, 26-35, 36-45, 46-55) y 20 años (16-35 y 36-45). La agrupación en bloques de 10 años permite una doble lectura de los datos: a) en estática comparativa transversal de cada grupo de edad en sucesivos momentos del tiempo; b) mediante aproximación pseudo-longitudinal por comparación de un grupo decenal (bicedenal) con el que le sigue al cabo de 10 (20) años. Además, la doble agrupación es aconsejable por la baja y decreciente tasa de matrimonio de los más jóvenes, que en los menores de 26 años cae entre 1978 y 2000 de 20.7% a 5.5% en las mujeres y de 8.6% a 2.2% en los varones.

La tendencia observada en la tabla-I y en las figuras II y III, tiene su confirmación en este nuevo formato, ya que la tasa de matrimonios se reduce sensible y monótonamente a lo largo del período de observación, salvo en el caso del subgrupo 46-55, donde la fase de acceso al matrimonio está concluida y, además, son más activos los reemparejamientos.

Por lo que se refiere a las diferencias de edad entre los cónyuges (edad del marido menos edad de la mujer) evaluada por la diferencia media y su desviación estándar, se observa una tendencia a su reducción en ambos géneros con las muestras bidecenales. Las muestras decenales ponen de manifiesto que la aproximación de las edades de los cónyuges es particularmente marcada en los grupos de 25-35 y 36-45 años donde el mercado de matrimonios presenta su mayor intensidad. En los menores de 26 años se constata una estabilidad de las diferencias de edad en el caso de las mujeres y una reducción en el caso de los varones, que ya en 2000 se casan como media con mujeres mayores que ellos. Este resultado, aunque carece de significación estadística por no referirse más que al 2.2% de la población a riesgo, es importante en la medida en que indica una adaptación de las pautas de comportamiento de los jóvenes a los efectivos presentes en el mercado de matrimonios, donde la relativa de mujeres más jóvenes induce a los varones a intensificar la búsqueda de la pareja entre mujeres mayores que ellos. La relativa estabilidad de la desviación típica apunta a un desplazamiento de la función de distribución de diferencias de edad manteniendo su forma. No obstante, la confirmación de esta conjetura requiere el cálculo de los estadísticos de asimetría y curtosis. El análisis pseudolongitudinal con muestras decenales y bidecenales revela que tanto las diferencias de edad entre cónyuges como sus desviaciones típicas disminuyen con la edad en el caso de las mujeres y aumentan en el de los varones. Es resultado es conforme con la consideración social

de que, a medida que avanza el ciclo de vida las mujeres, buscan sus parejas en su grupo de edad, mientras los varones apuntan con mayor intensidad hacia más jóvenes.

Tabla III									
Evolución 1978-2000 de las diferencias de edad y nivel de educación									
Entre cónyuges por genero y grupo de edad									
Grupo edad	Estadísticos muestrales	Mujeres				Varones			
		1978	1988	1998	2000	1978	1988	1998	2000
A) Tasa de matrimonios									
16-35	%casados	48	41.1	31.8	30.6	34.9	29.9	22.7	21.7
16-25	“	20.7	14.9	6.6	5.5	8.6	5.8	3.2	2.2
26-35	“	83.2	74.9	61.8	56.5	72.5	63.7	46.3	43.2
36-55	“	85.3	86.1	82.9	81.9	89	88.3	85.6	83.4
36-45	“	88.3	87.1	82.8	81.7	88.7	87	83.0	80.9
46-55	“	82.6	85.1	82.9	82	89.3	89.7	88.4	87
B) Diferencias de edad entre cónyuges (edad del marido menos edad de la esposa)									
16-35	Media	3.73	3.23	3.04	2.99	2.07	1.94	1.34	1.23
	std err	4.23	3.64	3.64	3.71	3.31	2.92	2.99	2.97
16-25	Media	4.37	3.78	4.31	4.24	0.91	0.92	0.12	-0.12
	std err	4.41	3.70	3.99	4.15	3.18	2.76	3.32	2.93
26-35	Media	3.57	3.09	2.91	2.88	2.19	2.06	1.41	1.29
	std err	4.17	3.61	3.57	3.65	3.30	2.92	2.95	2.96
36-55	Media	3.21	3.16	2.86	2.76	2.91	2.87	2.67	2.60
	std err	4.37	3.91	3.78	3.72	4.19	3.73	3.44	3.45
36-45	Media	3.41	3.12	2.77	2.68	2.73	2.76	2.42	2.33
	std err	4.24	3.83	3.79	3.68	4.00	3.42	3.27	3.20
46-55	Media	3.02	3.20	2.96	2.85	2.97	3.00	2.91	2.88
	std err	4.48	4.00	3.77	3.77	4.38	4.02	3.59	3.67
C) diferencia de niveles de estudios terminados (nivel del marido menos nivel de la esposa)									
16-35	Media	0.35	0.14	-0.02	-0.15	0.34	0.11	-0.04	-0.18
	std err	1.17	1.30	0.62	1.32	1.17	1.29	0.63	1.32
16-25	Media	0.31	-0.02	0.01	-0.13	0.29	-0.03	0.02	-0.12
	std err	1.15	1.13	0.48	1.09	1.15	1.08	0.40	1.10
26-35	media	0.35	0.18	-0.02	-0.16	0.34	0.13	-0.04	-0.19
	std err	1.18	1.33	0.64	1.34	1.17	1.31	0.64	1.33
36-55	media	0.34	0.34	0.10	0.23	0.34	0.32	0.09	0.18
	std err	1.09	1.17	0.56	1.34	1.08	1.19	0.57	1.35
36-45	media	0.37	0.33	0.07	0.11	0.09	0.31	0.06	0.08
	std err	1.12	1.21	0.59	1.36	0.69	1.25	0.61	1.35
46-55	media	0.32	0.35	0.12	0.38	0.31	0.33	0.11	0.28
	std err	1.06	1.13	0.51	1.31	1.04	1.12	0.53	1.34
niveles de escolarización: 1, analfabetos y sin estudios; 2 estudios primarios; 3 obligatorios; 4, secundarios; 5 FP2; 6 universidad media; 7 universidad superior									

El análisis de las diferencias de niveles de educación entre cónyuges pone de manifiesto que también en los casados se pasa de una situación inicial en que el marido aventajaba en instrucción a la esposa a otra donde las diferencias son en sentido contrario, ya que entre los menores de 36 años las esposas tienen como media un nivel de educación superior al de sus maridos, mientras que en 2000 para los mayores de esa edad los maridos siguen siendo más instruidos pero la diferencia es tres veces menor que la observada en 1978. El enfoque pseudo-longitudinal indica que las diferencias en nivel de educación se acortan en el ciclo de vida en ambos géneros. Este resultado está en línea con comentarios anteriores. Desde el punto de vista de las mujeres parece actuar la relación negativa entre intensidad de participación laboral y educación, de modo que en los matrimonios tardíos la mujer representativa presenta un plus de educación asociado a su menor presencia en el mercado de trabajo. Desde la perspectiva de los varones, la disminución de las diferencias de escolarización entre cónyuges a medida que avanza el ciclo de vida está, al menos en parte, vinculada al aumento de la diferencia de edades, ya que siendo la esposa más joven es, como media, más instruida.

4. MATRIMONIOS EN EL MERCADO DE TRABAJO

La asociación de situaciones laborales de los miembros del hogar es uno de los tópicos que recibe atención de los analistas, en particular en lo referido a las poblaciones más desfavorecidas (McLanahan y Sandefur, 1994 y Wilson, 1997). Las estimaciones que se presentan a continuación prestan atención a este hecho en términos de probabilidad estimada con modelos LOGIT binomiales y multinomiales para los casos en que la situación laboral se establece dos y en cuatro modalidades, respectivamente. En el primer caso, se diferencian los ocupados y no ocupados. En el segundo, se subdivide cada una de estas categorías en otras dos para obtener las modalidades de empleo fijo, empleo temporal, paro e inactividad.

Las tablas 4, 5 y 6 presentan los resultados para 1988, 1994 y 2000 con las poblaciones EPA de casados de cada sexo de edades comprendidas entre 16 y 35 años. La probabilidad estimada es en orden ascendente de estabilidad en el mercado de trabajo (ocupado en caso dicotómico, empleo fijo en caso politómico ordenado). Las variables explicativas de la persona y de su cónyuge son: la edad (propia lineal y cuadrática; lineal del cónyuge), niveles de estudios terminados propios y del cónyuge (secundarios, FP2 y universitarios, tomando como grupo de referencia los niveles de estudios obligatorios e inferiores), la condición de estudiante de la persona y la situación laboral del cónyuge con similar especificación a la propia recogida por la variable dependiente. La tabla 4 contiene los estadísticos muestrales de las variables utilizadas y las tablas 5 y 6 presentan las estimaciones LOGIT en dos y cuatro modalidades

respectivamente. Al pie de cada modelo se refleja el tamaño y composición de la muestra según las posiciones de la variable dependiente.

Tabla IV						
Estadísticos muestrales de personas casadas de 16-35 años y de sus cónyuges						
	1988		1994		2000	
	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones
EDAD	29.20	30.21	29.92	30.81	30.59	31.30
(std err)	4.08	3.54	3.84	3.58	3.58	3.18
EDADCON	32.43	28.27	33.01	29.25	33.72	30.20
(std err)	5.23	4.20	4.92	4.04	4.72	3.87
Niveles de educación propia						
SEC	0.12	0.14	0.18	0.18	0.22	0.22
FP2	0.02	0.05	0.06	0.09	0.09	0.10
UNIV	0.09	0.10	0.11	0.10	0.16	0.12
STUDENT	0.01	0.01	0.02	0.01	0.02	0.02
Niveles de educación del cónyuge						
CSEC	0.12	0.13	0.16	0.19	0.20	0.22
CFP2	0.04	0.02	0.08	0.06	0.09	0.09
CUNIV	0.11	0.09	0.10	0.11	0.12	0.16
Situación laboral propia						
OCUPADO	0.32	0.88	0.36	0.82	0.48	0.93
AFIJO	0.19	0.57	0.18	0.42	0.27	0.53
OCU NO FIJO	0.13	0.31	0.18	0.40	0.21	0.40
NO OCUPADO	0.68	0.12	0.64	0.18	0.52	0.07
PARADO	0.13	0.11	0.19	0.15	0.14	0.05
INAC	0.55	0.01	0.45	0.03	0.38	0.02
Situación laboral del cónyuge						
COCUPADO	0.88	0.33	0.81	0.36	0.90	0.49
CAFIJO	0.56	0.20	0.42	0.18	0.52	0.29
COCNFIJO	0.32	0.12	0.38	0.18	0.39	0.20
CNO OCUP	0.12	0.67	0.19	0.64	0.10	0.51
CPARADO	0.10	0.14	0.14	0.20	0.05	0.13
CINAC	0.02	0.53	0.05	0.44	0.04	0.37
Nº OBS	11712	8868	10632	7934	8244	5952

La evolución de la composición muestral refleja que importante incremento en el nivel de educación de los jóvenes casados, en particular en las mujeres. Esto es así incluso teniendo en cuenta que, a igual edad y según lo visto en la tabla 2, el matrimonio se acompaña estadísticamente de menor permanencia en el sistema escolar. El porcentaje de población con niveles de estudios post-obligatorios (SEC + FP2 + UNIV) puede ayudar a cuantificar este hecho: pasan de representar el 24% en 1978 al 47% en 2000 en las mujeres y de 29% a 44% en los varones, lo que ratifica que en 2000 ellas están más instruidas como media que ellos. Los datos cruzados entre cónyuges ponen de manifiesto con las muestras de ambos géneros que en

1978 las esposas estaban menos instruidas que sus maridos (23% frente a 27% con datos propios 1988 y 24% frente a 29% con la muestra de varones), mientras que en 2000 ellas aventajan a sus cónyuges tanto con sus datos (47% vs 40%) como con los de ellos (47% vs 44%). Los datos sobre situación laboral recogen un incremento notable de la actividad (45% en 1988 frente a 62% en 2000), del empleo (de 32% pasa a 48%) y del empleo fijo (prograsa del 19% al 27% de la muestra entre 1988 y 2000) de las jóvenes casadas. En ellos la situación también mejora, pues el paro cae de un 11% a un 5% de la muestra y la ocupación pasa del 88% al 93%, debido al importante aumento del empleo no fijo que avanza del 31% al 40%, mientras que el empleo fijo se deprecia cayendo de un 57% de la muestra en 1988 a un 53% en 2000.

En sintonía con el proceso de inserción al empleo caracterizado por funciones de riesgo con dependencia temporal negativa (Cañada *et al* 1998), los modelos LOGIT binomiales de la tabla V, que estiman la probabilidad de estar ocupado, ponen de manifiesto un perfil cuadrático en ambos géneros, salvo en los varones de 2000 donde el grupo de contraste, los no ocupados, representa únicamente el 6.8% lo que afecta negativamente a la capacidad diferenciadora de las variables explicativas por motivos de colinealidad. Las restantes variables muestran efectos relativamente diferentes en ambos géneros, con excepción del efecto negativo y significativo de la condición de estudiante. El nivel de estudios propios influye positiva y monótonamente en el empleo de las casadas, mientras que en los varones se observa un efecto positivo y robusto de los niveles secundario y FP2, y menos claro para los universitarios casado que en 2000 no presentan probabilidad de empleo distinta del grupo de referencia (estudios obligatorios y menos). Este resultado es conforme con análisis anteriores que señalan el valor de mercado de la educación en la participación y empleo de las mujeres. Los estudios del cónyuge confirman el resultado anterior según, el cual la ocupación de las mujeres depende principalmente de sus propias inversiones en capital humano. En los varones, sin embargo, se observa un efecto positivo y monótono de la instrucción de sus esposas agrupadas en niveles secundario y postsecundario.

La probabilidad de empleo de las mujeres jóvenes casadas se ve afectada de manera opuesta y significativa por la edad y ocupación del cónyuge en todo el período de observación. El efecto negativo de la edad del cónyuge indica que, a igual edad propia, las mujeres con esposos más mayores ejercitan menos sus capacidades laborales⁷. La asociación positiva entre situaciones laborales de los cónyuges es importante en el sentido de que coexisten emparejamientos ocupada/ocupado y no-ocupada/no-ocupado. Las estimaciones con las

⁷ Estimaciones con la variable diferencia de edad en lugar de la edad del cónyuge muestran el mismo signo negativo aunque con significación estadística más baja.

muestras de varones confirman esta situación que abre la puerta a la marginalización de los hogares con parejas de no ocupados (Wilson 1997).

Tabla V
Influencia de la educación propia y del cónyuge en la situación laboral:
Estimación LOGIT binomial ocupado vs no ocupado

	1994						2000											
	Mujeres			Varones			Mujeres			Varones								
	Coef	Std err		Coef	Std err		Coef	Std err		Coef	Std err							
INTERCPT	-4.462 ^a	0.941		-5.546 ^a	1.545		-4.740 ^a	1.013		-7.481 ^a	1.289		-5.242 ^a	1.392		-2.739 ^a	3.268	
EDAD	0.268 ^a	0.067		0.393 ^a	0.109		0.238 ^a	0.070		0.529 ^a	0.088		0.397 ^a	0.095		0.262	0.224	
EDAD2 ***	-0.386 ^a	0.117		-0.610 ^a	0.190		-0.350 ^a	0.121		-0.782 ^a	0.157		-0.667 ^a	0.160		-0.382	0.379	
EDADCON	-0.036 ^a	0.006		0.037 ^a	0.012		-0.011 ^c	0.006		-0.003	0.010		-0.032 ^a	0.007		0.014	0.018	
SEC	0.705 ^a	0.064		0.557 ^a	0.120		0.559 ^a	0.057		0.500 ^a	0.091		0.784 ^a	0.061		0.729 ^a	0.169	
FP2	1.092 ^a	0.142		0.794 ^a	0.215		0.798 ^a	0.089		0.860 ^a	0.140		0.979 ^a	0.088		0.810 ^a	0.250	
UNIV	1.728 ^a	0.083		0.534 ^a	0.161		1.711 ^a	0.082		0.949 ^a	0.164		1.666 ^a	0.086		0.251	0.241	
STUDENT	-1.346 ^a	0.210		-1.834 ^a	0.275		-1.116 ^a	0.157		-1.473 ^a	0.239		-0.616 ^a	0.178		-0.773 ^c	0.408	
CSEC	-0.035	0.066		0.457 ^a	0.122		0.200 ^a	0.060		0.371 ^a	0.087		0.129 ^b	0.063		0.561 ^a	0.158	
CFP2	-0.086	0.104		0.764 ^b	0.328		0.066	0.082		0.323 ^b	0.139		-0.004	0.086		0.652 ^a	0.239	
CUNIV	0.061	0.078		0.280 ^c	0.163		0.173 ^b	0.082		0.722 ^a	0.150		-0.021	0.091		0.737 ^a	0.229	
COCUPAD	0.138 ^c	0.069		0.229 ^a	0.077		0.213 ^a	0.058		0.038	0.066		0.168 ^b	0.206		0.211 ^c	0.113	
O																		
llk (in&cov)	13772			6231			13250			7172			10210			2690		
llk (in only)	14552			6486			14232			7593			10987			2805		
	Tamaño muestral y composición en % de las categorías de la variable dependiente																	
Ocupado	3689	31.68		7756	87.87		3705	35.24		6506	82.88		3814	47.46		5359	93.18	
No ocupado	7954	68.32		1071	12.13		6809	64.76		1344	17.12		4222	52.54		392	6.82	
Muestra total	11643	100		8827	100		10514	100		7850	100		8036	100		5751	100	

Nota: niveles de significación: a 99%, b 95% y c 90%; *** Edad al cuadrado dividido por 100. Variable dependiente: probabilidad de estar ocupado; variables independientes: a) propias de la persona: EDAD, EDAD2, SEC=1 si estudios secundarios (BUP, COU, FPI o equivalentes), FP2=1 si formación profesional de ese nivel; UNIV=1 si titulación universitaria de primer, 2º o 3er ciclo. STUDENT=1 si estudiante. Variables del cónyuge: EDADCON, CSEC=1, CFP2=1, CUNIV=1 si respectivas titulaciones; COCUPADO=1 si ocupado; grupo de referencia cónyuges no ocupado.

Tabla VI
Influencia de la educación propia y del cónyuge en la situación laboral:
Estimación LOGIT multinomial 4 modalidades: Empleo fijo, Empleo no fijo, parado, inactivo

	1988						1994						2000					
	Mujeres			Varones			Mujeres			Varones			Mujeres			Varones		
	Coef	Std err		Coef	Std err		Coef	Std err		Coef	Std err		Coef	Std err		Coef	Std err	
INTERCP1	-4.439 ^a	0.796		-8.944 ^a	1.151		-4.088 ^a	0.735		-12.039 ^a	0.998		-4.977 ^a	1.204		-9.890 ^a	1.980	
INTERCP2	-3.704 ^a	0.796		-7.148 ^a	1.149		-3.057 ^a	0.735		-10.021 ^a	0.996		-3.970 ^a	1.204		-7.261 ^a	1.977	
INTERCP3	-3.108 ^a	0.796		-4.852 ^a	1.150		-2.201 ^a	0.734		-7.840 ^a	0.991		-3.344 ^a	1.204		-5.556 ^a	1.979	
EDAD	0.252 ^a	0.057		0.493 ^a	0.080		0.153 ^a	0.051		0.663 ^a	0.067		0.288 ^a	0.082		0.570 ^a	0.133	
EDAD2	-0.377 ^a	0.100		-0.783 ^a	0.137		-0.200 ^b	0.090		-1.013 ^a	0.118		-0.465 ^a	0.139		-0.917 ^a	0.221	
EDADCON	-0.044 ^a	0.005		0.025 ^a	0.008		-0.022 ^a	0.005		0.014 ^c	0.007		-0.034 ^a	0.006		0.018 ^b	0.009	
SEC	0.796 ^a	0.057		0.715 ^a	0.071		0.667 ^a	0.049		0.629 ^a	0.060		0.825 ^a	0.055		0.649 ^a	0.071	
FP2	1.221 ^a	0.128		0.869 ^a	0.118		0.870 ^a	0.077		0.792 ^a	0.082		0.995 ^a	0.078		1.087 ^a	0.102	
UNIV	1.790 ^a	0.074		0.780 ^a	0.093		1.829 ^a	0.069		0.910 ^a	0.090		1.543 ^a	0.073		0.650 ^a	0.105	
STUDENT	-0.811 ^a	0.165		-1.222 ^a	0.236		-0.769 ^a	0.123		-0.524 ^a	0.203		-0.475 ^a	0.156		-0.045	0.226	
CSEC	-0.014	0.059		0.264 ^a	0.071		0.191 ^a	0.052		0.302 ^a	0.058		0.121 ^b	0.056		0.266 ^a	0.072	
CFP2	0.049	0.091		0.146	0.161		0.093	0.070		0.334 ^a	0.092		-0.026	0.076		0.179 ^c	0.100	
CUNIV	0.115	0.069		0.169 ^c	0.095		0.186 ^a	0.070		0.352 ^a	0.086		-0.017	0.079		0.126	0.094	
CINAC	0.462 ^a	0.151		0.714 ^a	0.065		-0.557 ^a	0.102		0.294 ^a	0.059		0.261	0.161		0.299 ^a	0.073	
CPARADO	0.064	0.066		0.420 ^a	0.080		0.213 ^a	0.055		0.014	0.068		0.193 ^b	0.094		0.048	0.090	
CAFJO	-0.077 ^c	0.041		0.982 ^a	0.078		0.017	0.041		0.376 ^a	0.072		0.238 ^a	0.044		0.680 ^a	0.077	
llk (in&cov)	25960			16486			26825			17271			20092			10006		
llk (in only))	27167			17223			28181			18145			21039			10477		
Tamaño muestral y composición en % de las categorías de la variable dependiente																		
A.fijo	2132	18.31		4893	55.43		1840	17.50		3249	41.39		2051	25.52		3004	52.23	
Ocu no fijo	1557	13.37		2863	32.43		1865	17.74		3257	41.49		1763	21.94		2356	40.97	
Parado	1489	12.79		940	10.65		2080	19.78		1146	14.60		1158	14.41		315	5.48	
Inactivo	6465	55.53		131	1.48		4729	44.98		198	2.52		3064	38.13		76	1.32	
tot muestr	11643	100		8827	100		10514	100		7850	100		8036	100		5751	100	

Nota: niveles de significación: a 99%, b 95% y c 90%, *** Edad al cuadrado dividido por 100. Variables independientes: a) propias de la persona: idénticas a tabla IV Variables del cónyuge: idénticas a tabla IV salvo CINAC=1, CPARADO=1, CAFJO=1 si inactivo, parado o empleado fijo en el momento de la encuesta. Grupo de referencia cónyuges con empleo temporal y auto-empleados.

Las estimaciones LOGIT ordenadas por intensidad de presencia en el empleo, que evalúan la probabilidad de empleo fijo conjuntamente con situaciones de empleo temporal, paro e inactividad, de la tabla VI clarifican algunos aspectos de las estimaciones binomiales de la tabla V.

Ahora, se confirma el perfil cóncavo del proceso de consolidación de la situación laboral en ambos géneros⁸. El efecto contrario y significativo de la edad del cónyuge, negativo en ellas y positivo en ellos, arroja nueva evidencia sobre la especialización de roles en la pareja, reforzando la posición de los maridos y debilitando la probabilidad de las esposas de situarse en los niveles más estables del mercado de trabajo. El efecto de los estudios propios y del cónyuge verifica el valor la educación de las mujeres en los mercados de trabajo (efecto positivo, monótono y significativo de la educación propia en las mujeres) y de matrimonio (efecto positivo y significativo de la educación del cónyuge en los varones). El efecto de la educación propia es diferente para los jóvenes varones casados, donde la FP2 muestra mayor eficacia en la consolidación laboral, mientras los estudios universitarios no generan efectos significativamente diferentes de los secundarios.

5. CONSIDERACIONES FINALES

El tratamiento descriptivo de los datos sugiere el desequilibrio en las cohortes que acceden al matrimonio que resulta de la caída de la natalidad manifestada en las últimas décadas, el extraordinario incremento en el nivel de educación, en particular en el caso de las mujeres y su mayor presencia en el mercado se traducen en una acomodación de las estrategias de emparejamiento de los jóvenes en lo que se refiere a las diferencias de edad y de estudios entre los cónyuges, al mismo tiempo que se observa esa un mayor estabilidad en las pautas de emparejamiento según la posición en el mercado de trabajo, donde se constata una vez más el valor de las inversiones en capital humano escolar propio de las mujeres. Esta primera aproximación requiere una exploración más profunda en el marco de la teoría económica de la familia.

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Becker G. (191) *A treatise on the family* Harward UP

⁸ Incluso en los varones en 2000, donde la ampliación de la horquilla de posibilidades absorbe los efectos de colinealidad, antes mencionados.

- Cañada Vicinay J. (1997) “Emancipación, primer matrimonio e inserción laboral de los jóvenes españoles” en *La edad de emancipación de los jóvenes* R. Vergés (ed.), pp 125-154, CCCB Barcelona.
- Cigno A. (1991) *Economics of the family*. Clarendon Press, Oxford.
- Delgado M. (1997) “Los jóvenes españoles y su permanencia en el hogar de origen” en *La edad de emancipación de los jóvenes* R. Vergés (ed.), pp 155-162, CCCB Barcelona.
- INE (varios años) *Encuesta de población activa*, datos brutos, Madrid.
- INE (varios años) *Movimiento natural de la población*. (datos 1998 en WEB INE).
- INE (varios años) *Tablas de mortalidad de la población española*.
- Lassibille G. and L. Navarro Gómez (1999) “Youth transition from school to work in Spain” TSER STT Working Paper 08 99.
- McLanahan S and G. Sandefur (1994) *Growing with a single parent* Harvard UP.
- Petrongolo B. y M.J. San Segundo (1999) “¿Incentiva el paro juvenil la escolarización secundaria ?” *Ekonomiaz* 43, pp10-37.
- Ryan P. (2001) The School to work transition: a cross-national perspective *Journal of Economic Literature*. vol 39(1): 34-92.
- Wilson W. (1997) *When work disappears* Vintage NY.