



Reis. Revista Española de Investigaciones
Sociológicas

ISSN: 0210-5233

consejo.editorial@cis.es

Centro de Investigaciones Sociológicas
España

Melo Vieira, Joice; Miret Gamundi, Pau

Transición a la vida adulta en España: una comparación en el tiempo y en el territorio utilizando el
análisis de entropía

Reis. Revista Española de Investigaciones Sociológicas, núm. 131, 2010, pp. 75-107

Centro de Investigaciones Sociológicas
Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=99718782003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Transición a la vida adulta en España: una comparación en el tiempo y en el territorio utilizando el análisis de entropía^{1, 2}

Transition to Adulthood in Spain: a Temporal and Territorial Comparison Using Entropy Analysis

Joice Melo Vieira

Universidade Estadual de Campinas

jmvieira@nepo.unicamp.br

Pau Miret Gamundi

Centre d'Estudis Demogràfics

pau.miret@uab.es

Palabras clave: Transición Entre Etapas Vitales, Juventud, Empleo, Familia, Movilidad Residencial, Entropía.

Keywords: Life Stage Transitions, Youth, Employment, Family, Residential Mobility, Entropy.

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es evaluar las transformaciones en las pautas de emancipación en España en las últimas décadas del siglo xx. Para ello, la transición de la juventud al mundo adulto se descompone en sus tres dimensiones fundamentales: el paso de estudiante al mundo laboral (inserción laboral), de miembro dependiente del hogar a persona de referencia del mismo (emancipación residencial) y de la posición exclusiva de hijo/a a la de padre o madre (formación familiar). Utilizamos los datos de los censos españoles de 1981 y 2001 provenientes del IPUMS (*Integrated Public Use Microdata Series*),

ABSTRACT

The aim of this research is to examine changes in the transition to adulthood in Spain during the last two decades of the 20th century. The three most important dimensions of this phenomenon are: 1) the transition from the education system to the labour market (entry into the labour market); 2) the process of leaving the parental home to settle in an independent household (leaving home); and 3) the change in family status from being a «child» to a «parent» (family formation). The study is based on the 1981 and 2001 Censuses collected by IPUMS-International (*Integrated Public Use of Microdata*

¹ Este trabajo es producto de las actividades desarrolladas en el Centre d'Estudis Demogràfics de Barcelona, dentro del Programa de Doctorado con Estancia en el Exterior (PDEE), financiado por la Coordinación de Perfeccionamiento de Personal de Nivel Superior (CAPES - Gobierno de la República Federal de Brasil). Es parte complementaria del proyecto de doctorado «Transição para a vida adulta no Estado de São Paulo: cenários e tendências sócio-demográficas (1970-2000)».

² Este trabajo ha recibido ayuda para la realización de proyectos de investigación de I+D 2007 por parte del Ministerio de Educación y Ciencia para el estudio «Juventud, género e inmigración ante la inserción en el mercado laboral en España. ¿Sustitución o complementariedad? ¿Efecto edad o efecto cohorte?» (Referencia SEJ2007-67569).

JOICE MELO VIEIRA Y PAU MIRET GAMUNDI

facilitados por el *Minnesota Population Center* de la Universidad de Minnesota. La metodología adoptada es el análisis de entropía de combinación de estatus, que ofrece un indicador sintético de la emancipación juvenil, a la que se añaden dos indicadores: duración y congruencia etárea de las transiciones. Los resultados muestran que el abandono de estatus típicos de la juventud y la asunción a estados típicos de la vida adulta están concentrados en unas edades determinadas. La edad en que los cambios de estatus son más intensos, que aquí llamamos edad ápite de los cambios, se ha desplazado de manera importante entre los dos momentos analizados, con un retraso de seis años en la edad ápite de estos cambios de estatus entre 1981 y 2001. El curso de vida se ha vuelto entre estos dos puntos temporales mucho más complejo, siendo su heterogeneidad mayor entre las mujeres que entre los hombres. Finalmente, cabe destacar una convergencia territorial, como demostramos con los casos particulares de Cataluña y Galicia. El carácter sintético de esta metodología ayuda a resolver la parcialidad en el análisis sobre la transición de la juventud al mundo adulto de otros métodos, y sirve al propósito de construir una visión general e integral del proceso de transición a la vida adulta, aunque se disponga de datos limitados.

Series) at the *Minnesota Population Center* of the University of Minnesota. The method used is the «entropy analysis of status combinations», which offers a synthetic indicator of the transition to adulthood, together with two other indicators: «transition spread» and «age congruity». The results show a great concentration on the transition within a specific age range, and a six-year delay in the transition to adulthood between 1981 and 2001. We conclude that the life course became far more complex during this period, particularly for women. We also observe a territorial convergence in the patterns of transition, as the examples of Catalonia and Galicia prove. Despite our data limitations, this method has proven to be superior to traditionally applied techniques due to its ability to collapse different life course dimensions into a unique cross-sectional indicator.

Joice Melo Vieira

Doctora en Demografía por la Universidade Estadual de Campinas. En la actualidad es Investigadora del Núcleo de Estudos de População (NEPO) en la misma Universidad.

PhD in Demography from the State University of Campinas. She is currently Researcher at the Population Studies Center (NEPO) of the same University.

Pau Miret Gamundi

Doctor en Sociología por la Universidad Nacional de Educación a Distancia. En la actualidad es Investigador del Centre d'Estudis Demogràfics de Barcelona dentro del Programa I3 del Ministerio de Ciencia y Tecnología.

PhD in Sociology from the National University of Distance Education (UNED). He is currently Researcher at the Centre for Demographic Studies in Barcelona.

Centre d'Estudis Demogràfics, Edifici E-2 (CED). Universidad Autónoma de Barcelona. 08193 Cerdanyola del Vallés. Barcelona (Spain).

1. INTRODUCCIÓN

Desde una perspectiva sociodemográfica, la transición a la vida adulta consiste en el cambio desde un estado social caracterizado por la dependencia y por la necesidad de soporte y apoyo, propio de la condición infantil, a una nueva condición de individuo completamente emancipado y autónomo, propio de la condición adulta. Un proceso de juventud en el que se van adquiriendo y asumiendo las responsabilidades sociales en la esfera productiva, doméstica y familiar, esta última con sus componentes conyugal y parental (Billari, 2001; Baizán *et al.*, 2002 y 2003); una larga transición que puede darse por consolidada cuando se alcanza la plena autonomía en todos estos aspectos (Gil Calvo y Menéndez, 1985; De Zárraga, 1985). En definitiva, un cambio de estado (de la infancia a la vida adulta) que afecta tanto a la dimensión familiar como a la dimensión ocupacional de los sujetos. En la práctica, más allá de las volátiles consideraciones de edad (puede verse qué rápidamente cambian estos umbrales etéreos en Moreno y Del Barrio, 2002, o en Martín Serrano y Velarde, 2001), el concepto de juventud se suele descomponer en tres aspectos básicos, a saber: dejar de convivir con los padres y fundar un hogar independiente, conseguir un trabajo estable que abra la puerta a la independencia financiera y —eventualmente— formar un núcleo familiar con pareja e hijos (Gillis, 1981; Gil Calvo, 1985 y 2001; Jones, 1995; Garrido y Requena, 1996; Casal *et al.*, 2003). Esta investigación presenta y utiliza una novedosa herramienta técnica que permite la combinación de las tres dimensiones en un único indicador sintético: el índice de entropía.

Diversos estudios han documentado el retraso en la entrada a la vida adulta en países occidentales (Kierman, 1986; Jones, 1995; Fernández Cordón, 1997). Las investigaciones sobre la transición a la vida adulta, junto con aquellas sobre la mayor longevidad y la baja fecundidad, son las que potencialmente pueden contribuir más a la comprensión de la «nueva demografía europea» (Billari, 2004). Sin duda, existe una fuerte relación entre todos estos temas. Por un lado, sin el alargamiento de la vida difícilmente sería factible una reorganización del curso de vida capaz de dilatar la etapa de juventud o la emergencia de nuevas fases en el curso vital (aunque, en la práctica, las personas no necesariamente tengan en cuenta su esperanza de vida al plantearse su futuro). Por otro lado, la reducida fecundidad europea en los últimos tiempos no deriva exclusivamente de opciones personales de tener pocos hijos, sino que está fuertemente relacionada con el retraso en el calendario de transición a la vida adulta.

España no escapa a este contexto europeo, aunque tenga sus particularidades. El país ha experimentado intensas transformaciones, especialmente en las dos últimas décadas. En este período hubo una elevación del nivel de vida, los jóvenes lograron un nivel de instrucción más alto que las anteriores generaciones, e incluso hay más libertad en el seno de la

familia que en un pasado no muy lejano (Garrido y Requena, 1996; Baizán *et al.*, 2002). Entretanto, el paro, más común entre los jóvenes (Casal *et al.*, 1988; Serrano, 1995; Polavieja, 2003; Cachón, 2000 y 2005; Requena, 2002; García-Montalvo *et al.*, 2006); los altos costes de la vivienda (Jurado, 2001 y 2003; Cabré y Módenes, 2004) y la sensación constante de inestabilidad dificultan la conquista de la autonomía completa y de la emancipación residencial. La estrategia utilizada por muchos jóvenes consiste en mantenerse en la condición de estudiante, viviendo en la casa de los padres y sin pareja, hasta el punto que la crisis de empleo de 1973 se ha esgrimido como una de las razones de la extensión universitaria que se dio en la década de los setenta (Martín Moreno *et al.*, 1979). De hecho, la inversión en formación resulta en parte de la dinámica del mercado de trabajo, pues apostar por prolongar los estudios es una estrategia con vistas a aumentar las oportunidades de construir una carrera laboral, aunque esto también represente relegar a un segundo plano los proyectos personales de constitución de pareja y la decisión de tener hijos, retrasándolos para un momento posterior más favorable (Baizán *et al.*, 2003). Por todo ello, la dificultad para emanciparse y formar nuevas familias es un factor que favorece la disminución de la fecundidad en España, país que registra una de las tasas de fecundidad más bajas de Europa. Como ejemplo en esta tendencia general cabe presentar el hecho que desde 1977 a 1995 los jóvenes han retrasado la entrada al mercado de trabajo en seis años, el matrimonio en tres años y el tener su propia vivienda en dos años (Garrido y Requena, 1995).

Entre los diversos aspectos que componen la transición a la vida adulta, la salida de la casa de los padres ha recibido especial atención entre los investigadores que se dedican al caso español. En su estudio comparativo de la emancipación residencial en España y en Gran Bretaña, Holdsworth (2000) afirma que los argumentos estrictamente económicos son insuficientes para dar cuenta de la complejidad de la cuestión. La autora defiende que el tratamiento de este tema debe contemplar no sólo la economía y la estructura de oportunidades, sino también las expectativas normativas acerca del momento de dejar la casa de los padres y de las relaciones intrafamiliares, es decir, el contexto cultural en donde se toman tales decisiones.

En comparación con los patrones de los países desarrollados, España, junto a Italia, presentan las transiciones más tardías. Las explicaciones de ello normalmente priorizan argumentos económicos o culturales, o buscan combinarlos de alguna forma. España es reiteradamente considerada un país «familista», ya sea porque su régimen de bienestar, en comparación a otros del continente europeo, delega a las familias responsabilidades no cubiertas por la seguridad social, o porque la institución familiar, por razones históricas y culturales, es más fuerte y presente en la vida de los individuos que en otras partes. En su estudio sobre la familia italiana, Saraceno (1994) sustenta que, en un sistema de bienestar pobre como el italiano, la regla es que la familia y la red de parentesco tengan como objeti-

vo asegurar el bienestar de los individuos frente a los riesgos socioeconómicos. La familia es una unidad de ingresos y de recursos, que comparte responsabilidad y trabajo, estando caracterizada por una estructura basada en la solidaridad e interdependencia, marcada por asimetrías de género y de generación. El contexto descrito por Saraceno se aplica en cierto modo al sur de Europa en general, ilustrando las concepciones de familia y Estado en los países mediterráneos. De hecho, el Estado de bienestar español tiene sistemáticamente a la familia y no al Estado como protagonista, desempeñando la función de soporte y apoyo a los que no pueden responder íntegramente a sus necesidades básicas (Esping-Andersen, 1993). Es lo que ocurre con los jóvenes que conservan su posición de dependientes en la familia de origen cada vez durante más tiempo.

Nuestro estudio busca captar los cambios en la transición a la vida adulta en dos momentos distintos, 1981 y 2001, utilizando datos censales. Se trata de dos períodos bastante significativos de la historia reciente española. El contexto socioeconómico en 1981 era resultante en gran medida del desarrollismo que tuvo lugar a partir de los años sesenta, aun durante el régimen totalitario franquista (1939-1975). Desde el punto de vista de la organización del trabajo, el desarrollismo franquista se basaba en bajos salarios, pocos derechos laborales, exclusión de las mujeres de la fuerza de trabajo y en un sistema de bienestar muy débil, donde todo servicio de apoyo y cuidado se fundamentaba en el trabajo femenino no remunerado, en especial de las madres y esposas. En contraposición, el período que inmediatamente sucede al franquismo, los años 1976-1986, se caracteriza por la democratización del país, pero también por una crisis económica que imposibilitó el surgimiento de nuevos puestos de trabajo, y que afectó principalmente a la ocupación juvenil y femenina (Miret, 2000; Baizán *et al.*, 2002). La recuperación económica inició su marcha en 1996, momento en que empiezan a caer sistemáticamente las tasas de paro. No obstante, eso ocurrió en gran parte a costa de la flexibilización del mercado de trabajo, con el crecimiento de los contratos de trabajo temporales y a tiempo parcial (Polavieja, 2003; Simó *et al.*, 2005).

Es cierto que, desde finales de la década de 1970, España viene experimentando un amplio proceso de modernización. Desde la perspectiva económica, ello ha supuesto en períodos más recientes una integración acelerada a la economía global. El momento retratado por el Censo de 2001 corresponde a la fase en que ya se notaban los resultados de la transición democrática y de la apertura de España a la Unión Europea. Además, en este momento aún no se habían producido las altas tasas de inmigración extranjera que se registrarían en los albores del siglo XXI, y que sin duda influirán en los indicadores sobre la transición a la vida adulta que se calcularán con el próximo Censo, el de 2011.

Por otro lado, España guarda una diversidad interna muy importante, donde sus comunidades autónomas presentan rasgos socioeconómicos y culturales distintos (véase, para el

tema que nos ocupa, Miret, 2006). Por eso, consideraremos los casos particulares de dos comunidades autónomas: Cataluña, que es una de las áreas más industrializadas del país, y Galicia, como ejemplo de las áreas menos industrializadas.

2. RETRATO DE LA POBLACIÓN ESPAÑOLA DE 15-34 AÑOS EN 1981 Y 2001

Del contraste entre 1981 y 2001, en el tema de la formación, se observa un sustancial aumento en la escolarización en las edades de 15-24 años en España, en especial entre las mujeres y en Galicia (ver tablas 2 y 3). Como muestran otras investigaciones, dejar de estudiar en España es un proceso esencialmente irreversible, con un límite superior en los 25 años (Baizán *et al.*, 2002). Por ello, en las edades de 25-34 años, la escolarización es mucho más baja, pero, aun así, en 2001 la proporción de jóvenes estudiando es casi tres veces mayor que en 1981.

La extensión del nivel de instrucción entre las generaciones más jóvenes se debe en parte a cambios del propio sistema educativo, como por ejemplo el aumento de niveles universitarios de más corta duración y mayor especialización. En 1981, el 25,6% de los hombres españoles de 25-29 años tenían estudios secundarios o superiores completos; en 2001, esta cifra aumenta hasta el 53,6% (tabla 1). Entre las mujeres, el aumento en el nivel de instrucción es más acentuado: para el mismo período y grupo de edad, el porcentaje de mujeres españolas que completaron estudios secundarios o superiores se incrementa del 20,0 al 64,1%.

TABLA 1

Proporción de población con estudios secundarios o superiores completos en el tramo 25-29 años

Sexo	Área geográfica	1981	2001
Hombres	Cataluña	28,2	56,3
	Galicia	16,2	53,8
	España	25,6	53,6
Mujeres	Cataluña	23,3	66,5
	Galicia	14,1	65,7
	España	20,0	64,1

FUENTE:
Elaboración propia a partir de los datos del Censo INE/IPUMS.

TRANSICIÓN A LA VIDA ADULTA EN ESPAÑA

A escala territorial, la tabla 1 muestra que hubo una importante reducción de la desigualdad en el nivel de instrucción entre las comunidades autónomas de Cataluña y Galicia a lo largo de los veinte años que separan los dos momentos censales. Además, en ambas regiones se dio un mayor incremento en el nivel de instrucción entre las mujeres que entre los hombres.

Los datos presentados en las tablas 2 y 3 también muestran el crecimiento entre 1981 y 2001 de la población soltera, en especial en los grupos 25-29 y 30-34 años. La soltería en estos tramos de edad se vuelve importante entre personas de ambos sexos, pero de manera más acentuada entre los hombres (tabla 2).

Paralelamente, entre la población masculina, la proporción de activos disminuye en todos los grupos de edad. Entre las mujeres, la participación en el mercado laboral se mantiene

TABLA 2

Estadística descriptiva para España, Cataluña y Galicia. Hombres (porcentajes)

Hombres	1981			2001		
	España	Cataluña	Galicia	España	Cataluña	Galicia
Escolarizados 15-19 años	50,5	52,2	47,8	71,5	67,8	75,9
Escolarizados 20-24 años	16,9	16,7	12,2	36,7	35,2	39,1
Escolarizados 25-29 años	5,3	6,1	3,6	16,1	17,1	16,9
Escolarizados 30-34 años	2,2	2,7	1,1	8,7	11,0	6,9
Activos 15-19 años	51,3	52,8	51,5	26,3	27,8	21,1
Activos 20-24 años	85,2	88,1	87,4	61,1	60,7	57,4
Activos 25-29 años	95,8	96,9	95,0	81,1	78,1	79,0
Activos 30-34 años	97,4	97,8	97,1	88,0	83,8	88,3
Solteros 15-19 años	98,3	98,3	97,6	99,5	99,4	99,2
Solteros 20-24 años	81,2	76,9	75,2	96,3	96,5	95,4
Solteros 25-29 años	36,1	29,9	38,9	77,2	75,8	77,2
Solteros 30-34 años	17,1	14,0	21,8	45,8	44,9	45,5
Persona principal 15-19 años	1,0	1,2	1,2	1,7	1,8	1,2
Persona principal 20-24 años	16,1	22,3	13,4	9,5	10,9	13,4
Persona principal 25-29 años	59,5	68,3	41,1	32,1	36,8	41,1
Persona principal 30-34 años	79,6	83,6	58,4	62,5	67,6	58,4
Con hijos en el hogar 15-19 años	—	—	—	0,2	0,2	0,1
Con hijos en el hogar 20-24 años	—	—	—	2,1	1,8	2,0
Con hijos en el hogar 25-29 años	—	—	—	9,7	8,3	10,4
Con hijos en el hogar 30-34 años	—	—	—	34,7	34,2	36,0

FUENTE:
Elaboración propia a partir de los datos del Censo INE/IPUMS.

por debajo de la participación masculina en todas las edades consideradas. Sin embargo, desde una perspectiva temporal es notorio el incremento de la actividad femenina por encima de los 25 años (tabla 3).

En cuanto a la identificación como persona principal del hogar de los individuos de 15 a 34 años entre 1981 y 2001, está clara la tendencia a la reducción del volumen de personas que alcanzan la emancipación residencial. Con todo, existen algunas excepciones a esta regla. En el tramo 30-34 años en Galicia no hubo cambio entre los hombres, pues la proporción de emancipados a estas edades es de 58,4% en los dos momentos considerados. Entre las mujeres gallegas esta cifra sufrió incluso un leve incremento, pasando de 65,6% en 1981 a 68,3% en 2001. De ello inferimos de nuevo que hubo una significativa disminución de desigualdades regionales en la transición a la vida adulta en España.

TABLA 3

Estadística descriptiva para España, Cataluña y Galicia. Mujeres (porcentajes)

Mujeres	1981			2001		
	España	Cataluña	Galicia	España	Cataluña	Galicia
Escolarizadas 15-19 años	50,7	52,9	50,0	80,1	77,5	86,9
Escolarizadas 20-24 años	16,6	15,8	14,2	45,5	42,8	49,9
Escolarizadas 25-29 años	3,9	4,1	2,3	19,3	20,6	22,4
Escolarizadas 30-34 años	1,6	2,1	0,9	9,9	12,3	8,9
Activas 15-19 años	33,4	45,2	27,4	16,3	17,6	9,9
Activas 20-24 años	50,0	64,2	42,5	47,8	49,8	42,6
Activas 25-29 años	37,5	44,2	38,6	67,5	67,6	63,9
Activas 30-34 años	25,4	29,9	32,8	66,4	69,5	67,2
Solteras 15-19 años	94,3	94,5	90,8	98,6	98,7	98,5
Solteras 20-24 años	59,0	51,3	52,6	90,7	90,5	89,3
Solteras 25-29 años	21,7	16,1	23,2	62,5	60,9	64,1
Solteras 30-34 años	12,2	9,1	15,0	31,1	31,8	32,2
Persona principal 15-19 años	3,8	4,3	4,0	2,5	2,6	2,1
Persona principal 20-24 años	35,8	45,2	29,1	15,4	18,3	12,6
Persona principal 25-29 años	73,3	80,4	55,3	45,0	51,2	35,1
Persona principal 30-34 años	84,4	87,6	65,6	74,8	78,4	68,3
Con hijos en el hogar 15-19 años	—	—	—	1,1	0,7	0,9
Con hijos en el hogar 20-24 años	—	—	—	6,5	5,3	6,4
Con hijos en el hogar 25-29 años	—	—	—	20,5	18,7	21,3
Con hijos en el hogar 30-34 años	—	—	—	53,9	52,3	54,9

FUENTE:

Elaboración propia a partir de los datos del Censo INE/IPUMS.

Finalmente, en relación a la información sobre la presencia de hijos en el hogar, aunque está disponible sólo para el año 2001, también corrobora la percepción de relativa similitud entre la proporción de individuos que conviven con hijos en Cataluña, Galicia y en la totalidad de España según grupo de edad de los padres.

Reconociendo que todo este escenario produce un impacto sobre el curso de vida, conduciendo posiblemente a su reorganización, este artículo pretende medir las transformaciones en la transición a la vida adulta entre 1981 y 2001. ¿Entre qué edades son más intensos los cambios de estatus en relación a la escuela, al trabajo y a la familia? ¿Se dan variaciones regionales significativas? La principal medida utilizada en este estudio, el índice de entropía, permite identificar las diferentes fases del curso de vida: la infancia, cuando se registran los valores más bajos del índice; la juventud, cuando el índice crece con mayor aceleración; la fase característica de los adultos jóvenes (*early adulthood*), en que el índice alcanza sus valores máximos; y, finalmente, la vida adulta, cuando el índice empieza a bajar o a estabilizarse (Fussell, 2005).

3. DATOS Y MÉTODO

Utilizamos los datos de los Censos españoles de 1981 y 2001 provenientes del IPUMS –*Integrated Public Use Microdata Series* (Sobek *et al.*, 2008), facilitados por el *Minnesota Population Center* de la Universidad de Minnesota. La metodología adoptada es el análisis de entropía de combinación de estatus (*entropy analysis of status combinations*) (Fussell, 2005 y 2006; Fussell *et al.*, 2006). A lo que se añade dos indicadores propuestos por Modell *et al.* (1976): duración y superposición etárea de las transiciones.

La entropía es un concepto originario de la Termodinámica, que posteriormente ha migrado a la Economía y a las Ciencias de la Información. Theil (1972) amplía más el campo de aplicación de esta técnica para diferentes áreas de las Ciencias Sociales, demostrando que los resultados generados a partir de ella ayudan a aprehender procesos sociales difíciles de ser descritos y medidos por otras vías.

A su vez, la entropía es interpretada como una medida del desorden de un sistema, pero inicialmente, cuando el concepto fue elaborado por la Física, surgió esencialmente como una medida de transformación. Ese significado original es más evidente si recurrimos a la etimología de la palabra, que se deriva del griego *em trope* (en transformación), usada para referirse a algo en cambio (Covolan, 2004).

Cabe destacar que el análisis de entropía es una técnica de descomposición (Theil, 1972). Dada una totalidad, se busca separar sus componentes, siendo la entropía una medida de

la división interna del conjunto. En ese sentido, es también una medida de heterogeneidad o de (des)estandarización. Para unos, mayor heterogeneidad representa intensa transformación; para otros, representa el desorden o el caos. Con todo, un punto en el que existe consenso es que «cuanto mayor es la entropía, mayor es la complejidad de un fenómeno».

El índice de entropía es una medida de heterogeneidad construida a partir de las combinaciones de estatus por edad (si se es estudiante, trabajador, persona principal o de referencia en el hogar, miembro de una pareja o si se tienen hijos). Considerando los datos censales de una determinada población, en un punto temporal específico, mediante este índice es posible establecer comparaciones en el tiempo y en el espacio.

En análisis longitudinales, las tablas multiestado quizá fueran más adecuadas para elaborar indicadores de cambio de estado y de duración. Sin embargo, en un análisis transversal como el que nos ocupa, el índice de entropía es mucho más sintético e inteligible. Aun así, el mismo también se ha utilizado en estudios de cohortes (véase, para España, Baizán *et al.*, 2002), pues recorta con gran precisión las edades en que la heterogeneidad de comportamientos es mayor.

Todo el proceso se basa en la aplicación del índice de entropía de Theil (1972):

$$E_x = \sum_s p_{s,x} \cdot \ln(1/p_{s,x})$$

donde E es el propio índice de entropía, s indica una determinada combinación de estatus, x una cierta edad y $p_{s,x}$ es la proporción de la población a la edad x que se encuentra en la combinación de estatus s . El cálculo se obtiene por el producto de la proporción de la población de edad x en la combinación de estatus considerada ($p_{s,x}$) por el logaritmo natural de la probabilidad inversa de esta misma combinación de estatus particular ($1/p_{s,x}$). La suma de todas las medidas así construidas, considerando todas las combinaciones de estatus posibles para la población de una edad específica, resulta en el índice de entropía general en la edad x (E_x), que indica el grado de heterogeneidad de las combinaciones de estatus en aquella edad (Fussell, 2006: 9).

El rango del índice de entropía general va de cero, cuando hay perfecta homogeneidad (es decir, todos los individuos estarían concentrados en una única combinación de estatus, se comportarían igual, serían un grupo homogéneo), hasta la entropía máxima (máxima heterogeneidad, situación en la cual existiría exactamente el mismo número de individuos en cada una de las combinaciones de estatus posibles). El valor numérico de la entropía máxima depende del número de estatus que estamos combinando:

$$E_{max} = \sum (1/C_s) \cdot \ln [1/(1/C_s)]$$

siendo E_{max} la entropía máxima y C_s el número total de combinaciones de estatus posibles.

Para que el índice tome un valor de más fácil lectura, Fussell (2006) sugiere que hagamos la conversión del índice en un porcentaje de la entropía máxima. Así, cuanto más próximo a 100% (entropía máxima), mayor es la dispersión de los individuos en diferentes combinaciones de estatus. Por el contrario, cuanto más próximo a cero (entropía mínima), mayor la concentración de los individuos en algunas limitadas combinaciones de estatus, existiendo consecuentemente una estructura más rígida en los papeles asumidos por gran parte de las personas de aquella edad.

Al calcular los índices de entropía por edad específica conforme a lo descrito arriba, y representando estos resultados, se puede identificar cuándo empieza y cuándo termina una transición a la vida adulta, así como en qué momento alcanza su máxima intensidad. El recurso gráfico permite visualizar que en las edades más cercanas a la infancia y en los primeros años de la adolescencia (cuando la mayoría de las personas están concentradas en una combinación de estatus bien característica: estudiante que no trabaja, dependiente de uno o ambos padres y sin experiencia conyugal) los índices de entropía son siempre los más bajos. A medida que la edad avanza y las personas cambian de estatus, asumiendo nuevos papeles sociales, en general en algún punto de la juventud, los índices de entropía empiezan a aumentar hasta alcanzar su clímax, el cual caracteriza la edad en la cual hay una mayor heterogeneidad de combinaciones de estatus, con lo que se evidencia una mayor efervescencia de transformaciones de condiciones juveniles (véase, por ejemplo, el gráfico 1).

Así, se puede asumir que la edad en que una gran mayoría de las personas escapa de la combinación típica de estudiante-hijo-dependiente, y en que la población empieza a presentar combinaciones alternativas, marca el inicio del período de transición a la vida adulta. De manera análoga, en las edades en que el índice cae o se estabiliza relativamente son aquellas en que podemos dar la transición por terminada.

El cuadro 1 presenta los ítems considerados en el estudio comparativo entre 1981 y 2001, así como los datos sobre los estatus pertinentes a la transición a la vida adulta que nos ofrecen.

En el Censo español de 2001 no se recogió información sobre el número de hijos tenidos, tal y como se había hecho diez años antes. Aun así, para el año 2001, el IPUMS ha consruído la variable «Número de hijos propios en el hogar» (etiquetado como NCHILD), a par-

CUADRO 1

Ítems utilizados en el análisis combinatorio

Ítems de base de IPUMS	Estatus en la transición a la vida adulta
SCHOOL (<i>School Attendance</i>): Indica si la persona está escolarizada en la fecha del Censo o en algún período específico anterior al Censo.	Estatus educacional Estudiante <i>versus</i> no-estudiante (indicativo de término, interrupción o abandono de la formación escolar).
EMPSTAT (<i>Employment status</i>): Indica si el individuo forma parte de la fuerza de trabajo —o está trabajando o buscando trabajo— en un período de tiempo específico.	Estatus ocupacional Trabajador <i>versus</i> no-trabajador (indicativo de dependencia económica).
RELATE (<i>Relationship to household head</i>): Describe la relación del individuo con el responsable del hogar (algunas veces llamado persona principal o de referencia).	Estatus residencial Dependencia <i>versus</i> autonomía residencial (si ocupa la posición de responsable del domicilio o de cónyuge indica autonomía residencial).
MARST (<i>Marital status</i>): Describe el estado marital actual de la persona de acuerdo con la ley o la costumbre.	Estado marital No está unido(a) <i>versus</i> está en unión.

FUENTE:
Documentación de variables. IPUMS (2002).

tir de las variables que identifican la presencia del padre y de la madre en el domicilio. Para el año 1981, desgraciadamente, no es posible obtener esta información. Por ello, para poder comparar entre 1981 y 2001, utilizamos solamente las cuatro variables presentes en el cuadro 1. Posteriormente, realizamos los mismos cálculos considerando las cinco variables, las cuatro anteriores más NCHILD, como aproximación a la paternidad o maternidad (teniendo en cuenta que, lógicamente, no es posible captar esta situación familiar en los casos en que no hay cohabitación filial).

Una segunda etapa del análisis consiste en evaluar la contribución de los distintos estatus en la producción de heterogeneidad por edad. Eso puede darnos una indicación sobre las variaciones de estatus más importantes en cada edad y cuáles cambian primero. Para ello, se calcula el índice de entropía eliminando un estatus en cada paso. No obstante, como ciertos estatus están fuertemente interrelacionados (así, la emancipación residencial y la convivencia en pareja), se eliminan pares de estatus para evaluar el efecto combinado de los mismos en la entropía general.

Cuando se eliminan uno o dos estatus a la vez, obviamente, se espera una disminución de la entropía máxima. A continuación, se calcula la diferencia porcentual entre la entropía (E , es decir, aquella que considera todos los estatus) y la entropía cuando uno de los estatus

no está incluido en el cálculo, que denominaremos «índice de entropía reducida» (Er). Conociendo la entropía general y la entropía reducida para cada estatus eliminado (o par de estatus eliminados), podemos comparar la heterogeneidad observada (O) con la heterogeneidad predicha (P):

$$O = ((E - Er) / E) \cdot 100$$

donde O es la heterogeneidad observada; E , la entropía, y Er , la entropía reducida.

$$P = ((Max E - Max Er) / Max E) \cdot 100$$

donde P es la heterogeneidad predicha; $Max E$, la entropía máxima cuando se consideran todos los estatus, y $Max Er$, la entropía máxima cuando se ha excluido un estatus (o un par de ellos).

La heterogeneidad predicha nos ofrece un parámetro de referencia para la evaluación de la heterogeneidad observada. Siempre que la heterogeneidad observada sea más grande que la heterogeneidad predicha, podemos interpretar que el estatus (o par de estatus) eliminado/s contribuye/n significativamente a elevar la entropía, en comparación con los demás estatus.

Otras medidas complementarias utilizadas en este estudio son la extensión o duración (*spread*) y el índice de superposición etárea (*age-congruity*) (Modell *et al.*, 1976).

La extensión (o duración) es el período de tiempo necesario para que una proporción determinada de la población realice la transición. En la práctica, se calcula como la diferencia entre la edad al noveno y al primer decil, considerando únicamente los individuos que *de facto* realizan un determinado evento, en un tramo etáreo preestablecido. No se consideran ni los que realizan el evento en edades inferiores al primer decil ni los que lo hacen después del noveno decil, que son considerados como *outliers* (fuera del grupo central). Además, en el cálculo de la duración se incluyen únicamente los individuos con edades comprendidas entre los 15 y los 30 años.

El índice de coetaneidad o superposición etárea (*age-congruity*) nos informa de hasta qué punto la extensión de dos diferentes transiciones se yuxtapone en el tiempo. Si dos transiciones ocurren al mismo tiempo, es decir, son simultáneas (tienen la misma extensión), el índice de superposición etárea estará próximo a uno. Por el contrario, si las transiciones en cuestión son asincrónicas, o sea, ocurren en edades distintas, el valor del índice será bajo, tendiendo a cero. En definitiva, este índice puede variar de cero, completa asincronía etá-

rea, hasta uno, total superposición de las edades de ocurrencia de las transiciones consideradas.

$$\text{Índice de superposición etárea} = \frac{2 \cdot (\text{número años superpuestos entre dos transiciones})}{\text{extensión de la transición A} + \text{extensión de la transición B}}$$

En resumen, la entropía es un indicador para establecer entre qué edades están teniendo lugar fuertes transformaciones entre las diferentes etapas del curso de vida en relación con el mercado de trabajo y la familia. En estos aspectos, dos etapas se consideran de máxima homogeneidad (la infancia y la vida adulta), y entre ambas se sitúa una etapa puente caracterizada por la máxima transformación, a saber, la juventud. Para establecer las dimensiones que causan el cambio se juega con una entropía reducida, en donde se eliminan una dimensión o un par de ellas para observar así cómo varían los valores del indicador. Finalmente, el calendario de todos estos procesos se obtiene a partir de la estimación de la extensión o duración de los mismos, y también se calcula si éstos tienen lugar al mismo tiempo en el curso biográfico de un individuo.

4. RESULTADOS PARA EL TOTAL DE ESPAÑA

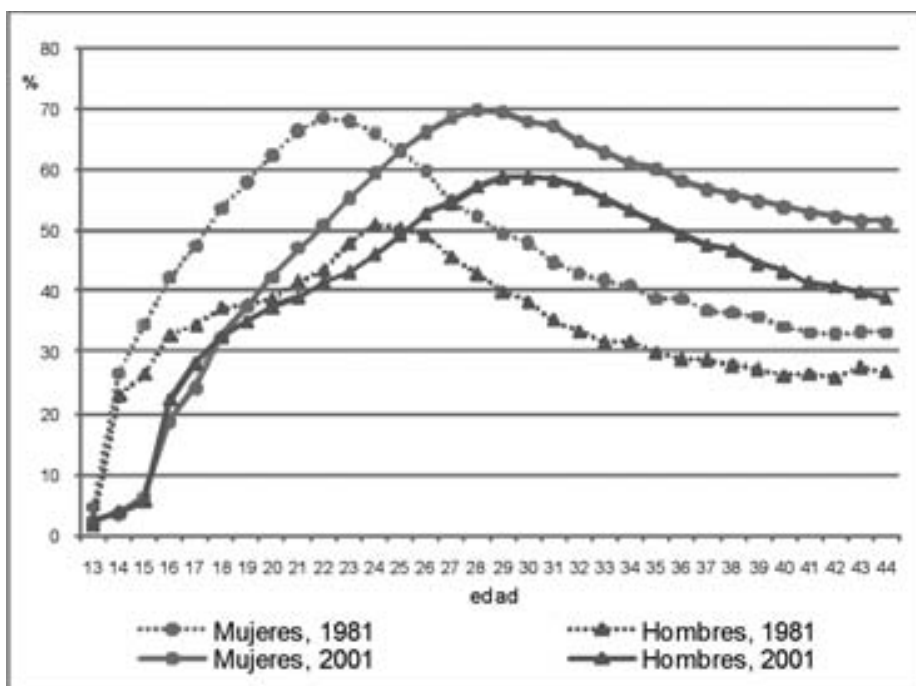
4.1. *Evolución de la complejidad en la transición a la vida adulta*

El gráfico 1 presenta los índices de entropía para España en 1981 y 2001 según sexo. Existe una edad por debajo de la cual la población se encuentra englobada en un mismo grupo de idénticas características: se está estudiando, no se trabaja, se vive con los padres y no se ha formado una familia propia. Por supuesto, se trata de quienes todavía no han cumplido la edad mínima establecida legalmente para abandonar el sistema educativo y poder ingresar en el mercado de trabajo formal. Este umbral etéreo ha pasado de los 14 a los 16 años entre 1981 y 1991, y la causa de este desplazamiento cabe buscarla en la aplicación del Estatuto de los Trabajadores de 1980, que establecía que la edad para poder trabajar eran los 16 años, y también en el cambio de la Ley General de Educación de 1970 por la Ley Orgánica de Ordenación del Sistema Educativo (LOGSE) de 1990, con el que la edad de escolarización obligatoria pasó de los 14 a los 16 años.

En general, debemos fijarnos tanto en la forma como en el nivel alcanzado por la distribución de la entropía. La forma no cambia mucho entre un año y otro, si exceptuamos el efecto que produjo la supresión del servicio militar obligatorio a finales de 2001 (o, mejor dicho, el anuncio de que tal medida se iba a tomar), que suavizó la mueca en la heterogeneidad que se observa en 1981 alrededor de los 19 años. Tampoco el nivel máximo varió de ma-

GRÁFICO 1

Índice de entropía para España, 1981 y 2001



FUENTE:

Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

nera importante para las mujeres (alcanzando un 70%); por el contrario, este indicador se incrementó en diez puntos porcentuales para los hombres (pasando del 50 al 60%). Con todo, el nivel que se modificó para ambos sexos fue el de la estabilización final, pues aumentó tanto para hombres como para mujeres, aunque muy en especial para estas últimas. A medida que nos adentremos en la explicación de estos indicadores iremos comentando el significado de la variación de estos valores.

Más allá de los 14 años en 1981 y de los 16 años en 2001, la heterogeneidad entre la juventud se incrementa de manera exponencial hasta alcanzar su ápice a edades distintas según el momento analizado y el sexo del que estemos hablando, con un retraso temporal de seis años entre 1981 y 2001, y una distancia entre géneros de dos años. En concreto, la edad de máxima heterogeneidad en 1981 fueron los 22 años en las mujeres y los 24 en los

hombres, edades que en 2001 se habían desplazado hasta los 28 años entre las mujeres y hasta los 30 años entre los varones. Además, este punto de máxima heterogeneidad siempre alcanzó su nivel más alto entre las mujeres que entre los varones, lo que cabe interpretar como que en esta «primera etapa de juventud» las pautas de transición al mundo adulto de las mujeres han sido siempre más variadas que las de los hombres. Sin embargo, mientras que las mujeres no han incrementado su grado de complejidad entre 1981 y 2001, sí lo han hecho sus coetáneos masculinos.

Otra diferencia tras este punto de máxima entropía entre 1981 y 2001 es que mientras que la segunda etapa de juventud (en que la entropía descendía, lo que indicaba que se incrementaba la agrupación alrededor de las características de la vida adulta) se iniciaba de inmediato en 1981, en 2001 existía una planicie de dos o tres años en que la heterogeneidad se mantenía: así, en este último momento temporal, la disminución de la entropía no se iniciaba con claridad hasta los 31 años en las mujeres y los 32 en los hombres.

De hecho, a partir del máximo de entropía se da una pauta distinta según género. Entre los hombres, la diversidad de combinaciones de estados empieza a disminuir inmediatamente, adecuándose al perfil de padre de familia y trabajador. En contraste, las mujeres conservan una mayor heterogeneidad durante más tiempo, un patrón del que se infiere que la participación laboral femenina no es tan universal como en el caso masculino.

De acuerdo con el gráfico 1, después de cumplida la edad de más alta heterogeneidad, el índice de entropía alcanzaba niveles más elevados en 2001 que en 1981, lo que significa que tenían lugar un mayor número de combinaciones de estatus en 2001 que en 1981. A partir de ello se puede afirmar que el curso de vida se ha tornado mucho menos estandarizado y más complejo a estas edades en España, no habiendo una trayectoria única. Es decir, las posibilidades alternativas de combinar diferentes aspectos de la transición entre juventud y vida adulta se han multiplicado. Ésa es una evidencia importante de que una vez superada la fase de educación escolar, la cual tiende a conferir cierta uniformidad a la experiencia individual (por ello los índices más reducidos de las primeras edades), el curso de vida se torna mucho menos estandarizado en tiempos presentes.

Además, los índices de entropía asumen valores mucho más altos entre las mujeres que entre los hombres, ya a partir de los 15 años en 1981 y a partir de los 20 en 2001. De ello se infiere una mayor variedad de posibilidades en las combinaciones de estatus entre la población femenina en relación a la masculina. La principal razón del porqué el índice se mantiene elevado entre las mujeres —como ya hemos comentado— es el hecho de que la inserción en el mercado de trabajo no es una experiencia tan generalizada entre ellas

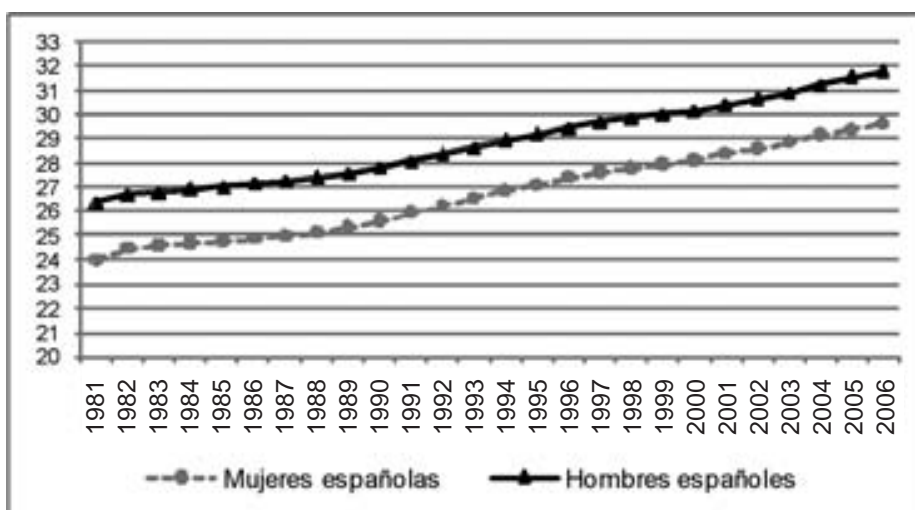
TRANSICIÓN A LA VIDA ADULTA EN ESPAÑA

como lo es entre los varones. La mayor heterogeneidad del curso de vida femenino sugiere que la transición de la juventud al mundo adulto es más compleja.

Destacar, finalmente, que la cúspide más temprana de las curvas que describen los cursos de vida femeninos en 1981 y 2001 revela que su calendario de transición a la edad adulta antecede al de los hombres. Ello es así principalmente porque las mujeres se casan (gráfico 2) y dejan de vivir con la familia de origen a una edad más temprana que sus pares de sexo masculino (en concreto, dos años antes).

GRÁFICO 2

Edad media al primer matrimonio, España, por sexo



FUENTE:
Indicadores Demográficos Básicos/Nupcialidad, INE.

4.2. Componentes principales en la transición a la vida adulta

Con el objetivo de medir la importancia de cada estatus se ha realizado el ejercicio de excluir uno de los estatus y observar el cambio en la heterogeneidad general. Sin embargo, como en España existe una fuerte correlación entre algunos de los estatus (como, por ejemplo, formar pareja y salir de la casa de los padres), también se ha realizado el ejercicio

de excluir dos estatus de manera simultánea. Así, en la tabla 4 presentamos el porcentaje de cambio en la entropía total cada vez que uno de los estatus es suprimido, y en la tabla 5 el porcentaje del cambio cuando son suprimidos al unísono pares de estatus.

¿A qué se debe el acusado incremento en la heterogeneidad observado entre la edad mínima en que el valor de la entropía era significativo y el punto de máxima variabilidad? Los resultados obtenidos para España muestran que en los tramos etáreos 15-19 y 20-24 años, tanto en 1981 como en 2001 y para ambos sexos, los estatus escolar y laboral son los que producen mayor heterogeneidad. Esto supone que los eventos característicos de esta etapa vital son la salida de la escuela y la entrada en la fuerza de trabajo. Es otras palabras, el componente principal de este aumento en la heterogeneidad radica en la transición de la escuela al empleo, sin que las transiciones de tipo familiar intervengan con anterioridad a los 25 años.

En consecuencia, podemos concluir que el desplazamiento en la distribución femenina de la entropía (gráfico 1) fue debido a una extensión de la escolaridad y al consiguiente retra-

TABLA 4

Porcentaje de cambio en el índice de entropía debido a la exclusión de cada uno de los estatus por grupos quinquenales de edad. España, 1981 y 2001

España			15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	
1981	Hombres	escolar	19,2	17,6	12,6	10,4	7,6	4,4	
		laboral	18,6	14,6	9,2	10,7	14,7	23,0	
		residencial	2,9	13,8	24,9	29,8	30,8	28,1	
		marital	5,8	17,0	22,9	24,5	25,0	25,1	
	Mujeres	escolar	34,6	17,1	9,0	6,3	5,2	3,4	
		laboral	30,8	30,8	37,4	41,3	43,2	46,0	
		residencial	3,8	13,4	20,0	21,6	22,0	20,3	
		marital	7,1	12,7	14,1	14,3	14,8	15,6	
	2001	Hombres	escolar	21,0	7,1	5,0	4,2	4,9	5,7
			laboral	10,1	8,3	8,1	8,6	12,1	16,8
			residencial	8,4	22,4	29,7	29,0	26,6	24,5
			marital	4,1	9,3	23,1	30,8	30,5	28,1
Mujeres		escolar	20,1	7,1	7,2	9,5	11,4	11,8	
		laboral	11,8	12,6	17,3	27,4	36,0	41,7	
		residencial	10,1	21,1	24,2	21,1	17,7	15,7	
		marital	6,6	12,0	21,5	23,2	21,1	19,1	

FUENTE:

Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS. Significativo cuando iguala o supera un 25%, puesto que fue eliminado un estatus por vez.

so en la entrada al mercado de trabajo. No obstante, al no variar la intensidad máxima del indicador (que se mantuvo en el 70%), convenimos que entre las mujeres no se ha modificado la variabilidad interna de combinaciones de estatus al final de la escolarización y en la entrada en el mercado de trabajo. La cúspide que representa el ápice de heterogeneidad y cambio de estatus en el curso de vida femenino se desplaza hacia edades más avanzadas (es decir, se retrasa el calendario de la transición), pero se sostiene en los mismos niveles en 1981 y 2001 (es decir, se mantiene la heterogeneidad).

En contraste, aunque también se dio un desplazamiento similar en el calendario masculino, el mismo ha venido acompañado de un aumento en la complejidad del momento de mayor intensidad en el cambio de estatus (que pasó del 50 al 60%, como puede observarse en el gráfico 1).

En conclusión, en 1981 el nivel de la cúspide señalaba una mayor complejidad del curso de vida femenino en comparación al masculino en las edades de más intenso cambio de estatus. Pero en 2001 las dos cúspides se han aproximado, apuntando una tendencia a que ambos cursos de vida (femenino y masculino) asuman niveles similares de complejidad en las edades de más intenso cambio de estatus (que se corresponden con el paso de la escuela al trabajo).

Por el contrario, a partir de los 25 años, los estatus asumen una importancia diferencial según el sexo y el punto en el tiempo considerado. A partir de esta edad, entre las mujeres, el estatus laboral es el que produce mayor heterogeneidad, tanto en 1981 como en 2001. Lo mismo sucede cuando se toman pares de estatus, pues es justamente el laboral, ya se combine con el marital (L-M) o con el residencial (L-R), el que muestra un mayor efecto en la producción de heterogeneidad (tabla 5). Se esperaba que la combinación de mayor significación estuviese constituida por la mezcla de los estatus residencial y marital, pues las jóvenes en general salen de la casa de los padres motivadas por el matrimonio. Pero estos resultados indican que en 1981 el estatus marital y la autonomía residencial debían estar muy relacionados con la retirada de la mujer del mercado de trabajo, es decir, que el modelo femenino imponía dejar de trabajar coincidiendo la emancipación y el matrimonio. En cambio, en 2001 hubo una pérdida relativa de importancia del estatus laboral en la producción de heterogeneidad en las edades inferiores a 29 años, tanto en su efecto singular como en combinación con otros estatus.

Para los hombres, especialmente cuando se eliminan pares de estatus, el modelo de transición a la vida adulta ha variado mucho menos entre ambos puntos temporales. Para ellos, residir en la casa de los padres en edades superiores a los 25-30 años es mucho más habitual. Así, precisamente el par de estatus residencial-marital es el que muestra la heterogeneidad más significativa.

TABLA 5

Porcentaje de cambio en el índice de entropía debido a la exclusión de pares de estatus, considerando cuatro estatus (escolar = E; laboral = L; marital = M; y residencial = R), por grupos quinquenales de edad. España, 1981 y 2001

España			15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44
1981	Hombres	E-L	88,2	50,6	24,7	21,7	22,7	27,6
		E-R	22,1	31,4	37,6	40,3	38,5	32,5
		E-M	25,2	34,8	35,7	35,0	32,6	29,5
		L-R	21,6	28,4	34,2	40,7	45,7	51,2
		L-M	24,5	31,7	32,2	35,4	40,1	48,4
		R-M	11,2	48,1	73,8	76,7	75,7	71,1
	Mujeres	E-L	81,4	52,1	46,9	47,7	48,4	49,5
		E-R	38,5	30,6	29,1	28,0	27,2	23,7
		E-M	42,6	31,0	23,5	20,8	20,0	19,1
		L-R	34,7	44,3	57,6	63,1	65,5	66,6
		L-M	38,4	45,0	53,5	57,7	60,3	63,8
		R-M	15,5	41,0	47,3	46,7	45,9	45,6
2001	Hombres	E-L	85,9	64,3	36,4	27,4	30,0	34,9
		E-R	29,5	29,6	34,8	33,5	31,7	30,5
		E-M	26,0	16,8	28,3	35,0	35,4	33,9
		L-R	18,6	30,8	37,9	37,9	38,9	41,7
		L-M	14,5	17,8	31,2	39,4	42,7	45,1
		R-M	12,8	34,3	62,7	72,1	69,2	63,9
	Mujeres	E-L	79,1	57,8	41,8	44,8	52,6	57,8
		E-R	37,6	31,6	32,8	30,9	28,9	7,4
		E-M	35,4	23,3	31,0	33,8	32,9	31,2
		L-R	21,9	33,9	41,6	48,5	53,7	57,4
		L-M	18,8	25,2	39,5	51,3	57,8	61,5
		R-M	17,6	37,6	55,1	53,2	46,0	41,1

FUENTE:

Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS. Significativo a partir del 50%, pues fueron eliminados a la vez dos estatus de un total de cuatro.

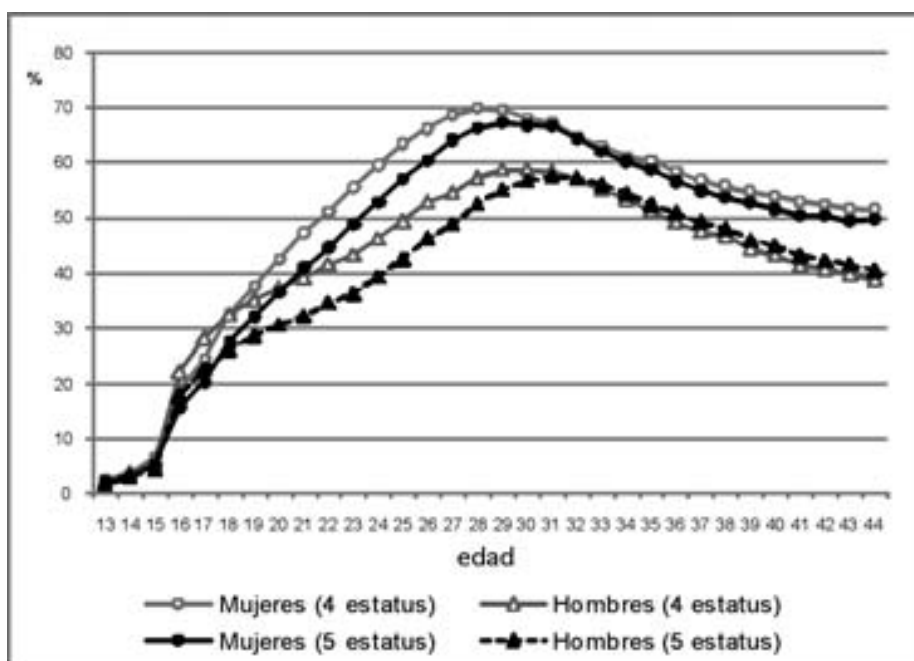
El estatus marital cuando se toma de manera independiente también revela comportamientos distintos según género. En general, entre los varones, la experiencia de estar o no conviviendo en pareja produce una mayor heterogeneidad: convivir en una unión marital es una experiencia menos generalizada entre los hombres que entre las mujeres. De hecho, por encima de los 30 años, vivir o no en unión es el factor generador de mayor diversidad en las trayectorias masculinas, muy probablemente porque los hombres en promedio retrasan el matrimonio hasta edades más avanzadas que las mujeres (gráfico 2). Con todo, cabe destacar que entre las mujeres mayores de 25 años, el estatus marital generó mayor heterogeneidad en 2001 que en 1981, aunque en todo momento el nivel fue menor que entre los hombres.

En 2001, cuando se consideran cinco estatus (escolar, laboral, residencial, marital y —además— parental) el nivel de la curva de los índices de entropía es significativamente menor entre los 16 y los 30 años (gráfico 3). Esto ocurre porque tener hijos antes de los 30 años está lejos del horizonte de la juventud española. A esa edad, la mayoría de las personas están concentradas en un perfil en que aún no ha empezado su vida reproductiva. Tal como se expuso en el apartado metodológico, al incrementar un estatus más en los cálculos aumenta la máxima entropía posible (E_{max}), pero como el estatus parental no produce heterogeneidad a esas edades, los índices de entropía encontrados con cinco estatus son proporcionalmente más bajos que aquellos calculados considerando cuatro estatus.

La eliminación de pares de estatus considerando las cinco dimensiones en la transición al mundo adulto refuerza aún más la constatación de que, entre los 15 y los 24 años, son los

GRÁFICO 3

Índice de entropía para España, 2001



FUENTE:
Elaboración propia a partir del Censo de 2001, INE/IPUMS.

estatus escolar y laboral los que producen la heterogeneidad en el curso de vida juvenil (tabla 6). En contraste, en los 25-29 años en las mujeres y en los 25-34 en los hombres, lo que tiene más peso es el dúo residencial-marital. Sólo más allá de los 30 años, tener hijos gana importancia en la transición a la vida adulta.

De hecho, entre las mujeres, mientras que en 1981 es el estatus laboral el que produce la mayor heterogeneidad en todos los tramos etáreos, en 2001 éste sólo mantenía la mayor diversidad por encima de los 30 años. Esa información requiere mayor atención. Que el estatus laboral produzca heterogeneidad en todos los tramos etáreos en 1981 indica que la participación en el mercado de trabajo no presentaba entonces una clara pauta entre las mujeres a ninguna edad, pues siempre había tantas mujeres insertas como excluidas del sistema productivo. En contraste, que en 2001 el estatus laboral pase a producir una heterogeneidad significativa sólo por encima de los 30 años significa que, por alguna razón,

TABLA 6

Porcentaje de cambio en el índice de entropía debido a la exclusión de pares de estatus, considerando cinco dimensiones (escolar = E; laboral = L; marital = M; residencial = R; y parental = P), por grupos quinquenales de edad. España, 2001

España			15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44
2001	Hombres	E-L	85,3	61,8	32,6	21,8	23,1	26,7
		E-R	28,9	26,7	29,1	23,7	19,9	18,5
		E-M	25,8	15,3	23,8	24,9	23,1	21,3
		E-P	21,6	10,7	15,3	23,2	26,2	27,6
		L-R	18,1	27,9	31,8	27,2	25,4	26,9
		L-M	14,3	16,3	26,4	28,4	28,7	29,8
		L-P	10,7	11,8	18,0	26,7	31,8	36,1
		R-M	12,1	29,2	49,1	45,7	37,3	32,2
		R-P	9,0	25,4	37,3	43,1	43,1	42,0
		M-P	4,7	12,7	31,2	44,5	46,1	44,7
	Mujeres	E-L	76,0	52,4	34,9	35,3	43,2	48,0
		E-R	35,1	26,3	25,4	21,7	20,2	19,6
		E-M	34,0	20,1	24,5	24,1	23,6	22,4
		E-P	23,3	14,9	20,2	26,6	26,7	26,4
		L-R	20,0	28,7	33,0	36,0	40,7	44,5
		L-M	17,8	22,1	31,8	38,5	44,2	47,4
		L-P	15,0	19,9	28,8	41,1	47,1	51,4
		R-M	15,4	30,6	41,8	33,9	26,6	23,1
		R-P	13,3	27,7	34,9	36,1	31,9	29,7
		M-P	10,0	19,3	32,4	37,8	34,7	32,5

FUENTE:

Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS. Significativo a partir del 40%, pues se eliminan dos estatus de los cinco posibles.

únicamente a partir de esa edad había tantas mujeres dentro como fuera del mercado de trabajo. Una posible hipótesis explicativa sería que nos encontramos ante un efecto indirecto de la retirada del mundo productivo motivada por la maternidad, que en España ocurre tardíamente (un efecto biográfico o debido a la edad). Una segunda hipótesis igualmente plausible sería que las mujeres por encima de los 30 años mantienen un comportamiento similar al de las generaciones retratadas en el Censo de 1981 (el efecto edad que se producía entonces es similar al actual); pero que las mujeres por debajo de los 30 años en 2001 realmente presentarían un comportamiento distinto en lo que se refiere a su vida productiva (un cambio generacional, pues trabajan fuera del hogar en mayor medida ahora que hace una década): si de esto se tratara, el cambio en la pauta laboral de las mujeres se plasmaría únicamente entre las generaciones más jóvenes, nacidas a partir de la década de 1970.

En estudios anteriores que utilizaban el análisis de entropía se encontraron resultados interesantes a partir del contraste en la transición para la vida adulta de áreas urbanas y rurales (Fussell, 2005). Sin embargo, en las bases de datos del IPUMS la información referente a los ámbitos territoriales divididos en urbanos, intermedios y rurales se encuentra disponible para el Censo español de 1981, pero no para el de 2001³. Debido a esta ausencia decidimos evaluar cierto contraste regional mediante la comparación de un área históricamente reconocida como más industrializada —Cataluña— con otra más rural —Galicia—.

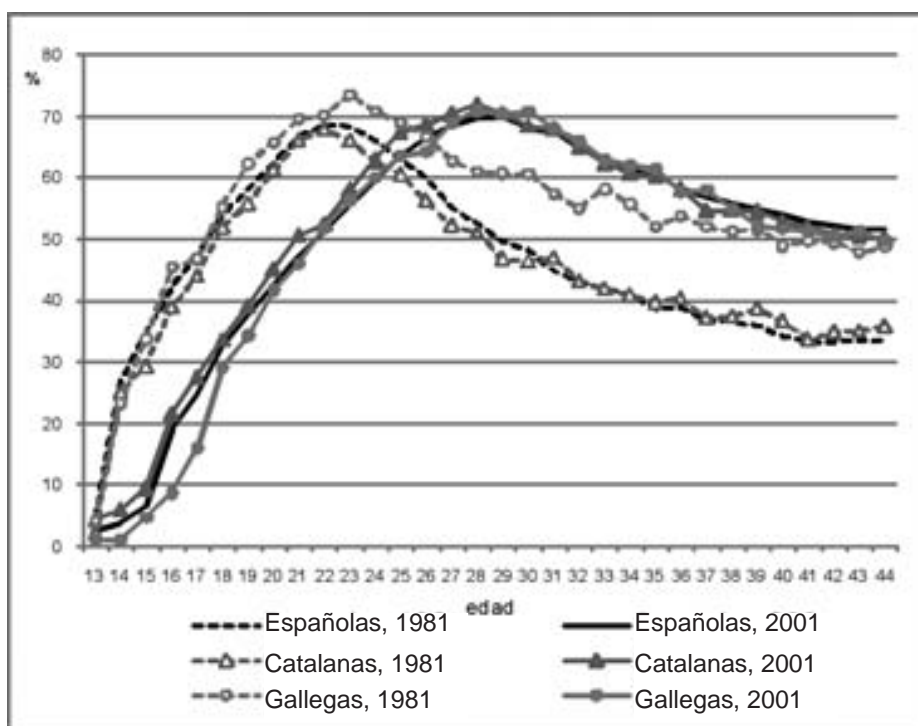
5. CONTRASTE REGIONAL: LOS CASOS DE CATALUÑA Y GALICIA

Hubo cambios importantes en la transición a la vida adulta también cuando se observan las transformaciones ocurridas entre 1981 y 2001 en las comunidades autónomas seleccionadas, Cataluña y Galicia (gráficos 4 y 5 para hombres y mujeres, respectivamente). En general, se percibe el desplazamiento de la fase de más alta heterogeneidad del tramo 20-24 años en 1981 al tramo 25-29 años en 2001. Por ende, hubo a lo largo del período una tendencia a la convergencia en el nivel de heterogeneidad del curso de vida verificado entre las comunidades autónomas y el total de España (pues las diferencias prácticamente habían desaparecido en 2001). La extensión en la duración de la juventud contribuyó a esa convergencia. Si en España se dio un retraso de seis años en el máximo de heterogeneidad, como comprobamos anteriormente (lo que nos permite inferir que hubo una dilatación

³ En el portal del IPUMS sobre comparabilidad de las variables censales, para España se señala: «Urban places are defined as singular entities with 2000 or more population. Singular entities refer to any habitable area of a municipality, clearly identifiable within the municipality and known with a specific name which identifies it from the rest. Urban status is only available for Spain 1981. Urban includes the category "intermediate" given by the Spanish Statistical Institute. This category is available in the unharmonized variable» (extraído de <https://international.ipums.org/international-action/variableDescription.do?mnemonic=URBAN>). [Último acceso en 11 de enero de 2010.]

GRÁFICO 4

Índice de entropía, 1981 y 2001, según comunidad autónoma. Mujeres



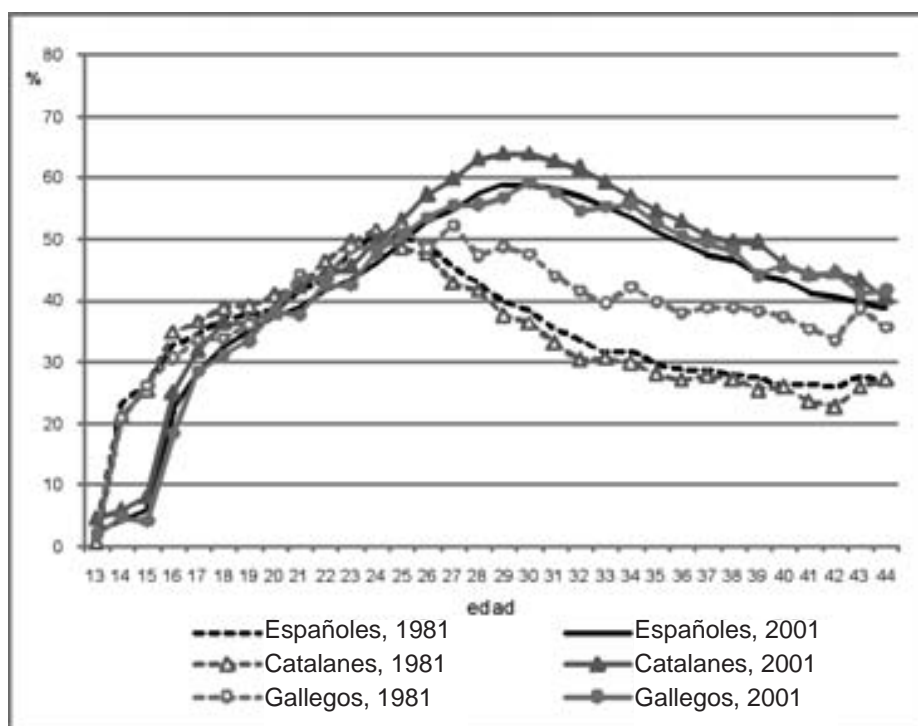
FUENTE:

Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

de seis años en el tiempo de juventud), en Cataluña hubo un aumento de seis años para las mujeres y de cinco años para los hombres. Por otro lado, en Galicia el incremento fue de cinco años para las mujeres y de tres años para los hombres. En consecuencia, la ganancia en «años de juventud» fue menor en Galicia, pero como partía de una posición más retrasada se produjo una convergencia con Cataluña. Así, mientras que el máximo de heterogeneidad en las combinaciones de estatus para las mujeres fue en 1981 a los 22 años en España y Cataluña, pero a los 23 años en Galicia, en 2001 pasó a ser de 28 años en todas las unidades geográficas consideradas. Por otro lado, entre los hombres, mientras que en 1981 fue a los 24 años en España y Cataluña, pero a los 27 años en Galicia, en 2001 se registró a los 30 años en todas las unidades geográficas. En definitiva, aunque la transición

GRÁFICO 5

Índice de entropía, 1981 y 2001, según comunidad autónoma. Hombres



FUENTE:

Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

al mundo adulto era en 1981 más tardía en Galicia (a causa probablemente de un contexto de mayor ruralidad), se había producido en 2001 una convergencia interregional en esta transición, de lo que podemos inferir que o bien las circunstancias en uno y otro territorio habían dejado de ser tan diferentes, o bien ya no era cierto que la transición al mundo adulto era tanto más tardía cuanto más rural fuera la zona considerada.

Una información adicional aparece respecto a los diferenciales por sexo en tiempo de juventud: para España y Cataluña se mantiene la diferencia de dos años entre el máximo en la heterogeneidad entre hombres y mujeres; en contraste, se da una disminución de la distancia en el tiempo de juventud entre hombres y mujeres en Galicia. En concreto, en esta

última comunidad, si en 1981 la diferencia era de cuatro años, en 2001 se redujo a la media de las otras unidades geográficas, dos años: otro ejemplo de la convergencia territorial en las pautas de emancipación juvenil.

De todo ello podemos inferir que el curso de vida de las mujeres gallegas en 1981 era de lo más heterogéneo, registrando índices de entropía más elevados que en España y Cataluña, ya a partir de los 16 años, pero muy en especial desde los 23. En contraste, los datos de Cataluña y España en 1981 eran muy similares y prácticamente convergían después de los 30 años.

Entre los hombres ocurría algo semejante con los gallegos, pues presentaban un curso de vida más heterogéneo en comparación con los demás españoles, en particular después de los 27 años.

En 2001, la disparidad entre los sexos con relación al estatus laboral se reduce bastante entre los más jóvenes, pero se mantiene viva en las edades por encima de los 30 años. Este hecho puede estar relacionado con la fecundidad en estos tramos etáreos, es decir, con una probable retirada femenina del mercado de trabajo coincidiendo con la maternidad, tanto para el total español como a escala territorial.

La medida de duración (*spread*) de las distintas transiciones (salida de la escuela, entrada en el mercado de trabajo, formación de un domicilio separado de la familia de origen y formación de unión —tabla 7—) indica que el tiempo en que tienen lugar los eventos considerados disminuyó entre 1981 y 2001. Es decir, si interpretamos los datos transversales como datos de generación, podemos decir que estas transiciones acontecían para una gran mayoría de los individuos en un espacio de tiempo más reducido en 2001 que en 1981, a pesar de la postergación en el calendario de los mismos: tenían lugar más tarde, pero más rápido. Quisiéramos remarcar que el único evento que escapó a esta regla fue la salida de casa de la familia de origen en el caso de los hombres: en efecto, la duración del tiempo necesario para la conquista de la autonomía residencial fue ligeramente más larga entre los varones en 2001 que en 1981.

Los resultados relativos a la sincronía etárea, es decir, a la superposición de las edades de ocurrencia de dos eventos (tabla 8), apuntan al aumento de la convergencia entre las edades de salida de la escuela y entrada en el mercado de trabajo: tanto para hombres como para mujeres, hay un fuerte solapamiento entre el momento de ocurrencia de uno y otro evento. Mientras que en 1981 la superposición entre esos dos eventos era bastante menor entre las mujeres, en 2001 ambos sexos se encuentran en el mismo grado de sincronía etárea, tanto en España como en las comunidades autónomas seleccionadas.

TRANSICIÓN A LA VIDA ADULTA EN ESPAÑA

TABLA 7

Duración de las transiciones para España y comunidades seleccionadas, 1981 y 2001

Sexo	Área	Estatus	1981			2001		
			10%	90%	<i>Spread</i>	10%	90%	<i>Spread</i>
Mujeres	España	Salida de la escuela	16,6	28,5	11,9	19,3	29,1	9,7
		Entrada en el mercado de trabajo	16,3	27,6	11,3	19,4	29,0	9,6
		Autonomía residencial	20,8	29,1	8,4	21,9	29,4	7,5
		Unión	20,4	29,1	8,7	22,8	29,5	6,7
	Cataluña	Salida de la escuela	17,1	28,7	11,6	19,3	29,0	9,7
		Entrada en el mercado de trabajo	16,4	27,6	11,3	19,5	29,0	9,5
		Autonomía residencial	20,8	29,1	8,4	22,1	29,4	7,3
		Unión	20,6	29,1	8,6	23,1	29,5	6,4
	Galicia	Salida de la escuela	16,8	28,6	11,8	20,0	29,1	9,1
		Entrada en el mercado de trabajo	16,5	28,3	11,8	20,1	29,1	9,0
		Autonomía residencial	20,4	29,2	8,8	21,7	29,5	7,8
		Unión	19,7	29,1	9,4	22,4	29,5	7,1
Hombres	España	Salida de la escuela	16,7	28,5	11,9	18,7	29,0	10,3
		Entrada en el mercado de trabajo	16,6	28,5	11,9	18,8	29,0	10,2
		Autonomía residencial	22,4	29,3	7,0	22,2	29,5	7,3
		Unión	22,1	29,3	7,3	23,8	29,6	5,8
	Cataluña	Salida de la escuela	16,9	29,6	12,7	18,7	29,0	10,3
		Entrada en el mercado de trabajo	16,8	28,6	11,8	18,9	29,0	10,2
		Autonomía residencial	22,4	29,3	6,9	22,5	29,5	7,0
		Unión	22,2	29,3	7,0	24,1	29,6	5,4
	Galicia	Salida de la escuela	16,9	28,6	11,8	19,0	29,0	10,0
		Entrada en el mercado de trabajo	16,9	28,6	11,7	19,1	29,0	9,9
		Autonomía residencial	21,8	29,4	7,6	21,9	29,5	7,6
		Unión	21,2	29,3	8,1	23,2	29,6	6,3

FUENTE:

Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

Sin embargo, las transiciones familiares (formación de unión y emancipación residencial) ocurren de modo menos simultáneo en 2001 que en 1981. Sea en España en general o en Cataluña y Galicia en particular, se verifica una disminución de la simultaneidad entre las edades de formación conyugal y las de salida de casa de la familia de origen. Esa disminución es más acentuada entre los hombres que entre las mujeres, y menos marcada en Ga-

TABLA 8

Congruencia etárea de pares de transiciones por sexo y comunidad autónoma, 1981-2001

	Hombres						Mujeres					
	1981			2001			1981			2001		
	España	Cataluña	Galicia	España	Cataluña	Galicia	España	Cataluña	Galicia	España	Cataluña	Galicia
Transición no familiar	Salida de la escuela/ Trabajo	1,00	0,95	1,00	0,99	0,99	0,94	0,92	0,97	0,99	0,99	1,00
Transición familiar	Unión/ Persona de referencia o su cónyuge	0,98	0,99	0,96	0,87	0,86	0,97	0,99	0,96	0,93	0,92	0,95
Transiciones mixtas	Salida de la escuela/ Unión	0,68	0,71	0,75	0,64	0,61	0,79	0,81	0,84	0,76	0,74	0,83
	Salida de la escuela/ Persona de referencia o su cónyuge	0,65	0,70	0,71	0,77	0,75	0,77	0,79	0,80	0,83	0,82	0,88
	Trabajo/Unión	0,67	0,67	0,75	0,65	0,62	0,72	0,70	0,81	0,76	0,74	0,83
	Trabajo/ Persona de referencia o su cónyuge	0,65	0,66	0,71	0,77	0,76	0,69	0,70	0,77	0,83	0,82	0,88

FUENTE:

Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

licia. Una elevada superposición entre las edades de salida de casa de los padres y la formación de la pareja corrobora la idea de que gran parte de las personas sale de la casa parental a la par que forma una pareja. Aunque siga siendo alta la simultaneidad etárea entre estos dos eventos ligados a la esfera familiar, el hecho de la ligera disociación en los datos más recientes señala que una parte de la población sale de la casa de la familia por vías no vinculadas con el matrimonio o la formación de la pareja.

En cuanto a las transiciones mixtas, que combinan un evento de orden familiar con otro de orden no familiar, se observa, por un lado, que entre 1981 y 2001 hubo una disminución en la sincronía entre las edades de salida de la escuela y la formación de la unión marital. Este distanciamiento en el tiempo se dio de manera más acusada en Cataluña y entre los varones. Por otro lado, entre 1981 y 2001 aumentó la sincronía etárea entre las edades en que se ejerce actividad productiva y en las que se alcanza autonomía residencial, para ambos sexos y en las tres unidades geográficas consideradas. Sin embargo, disminuyó la superposición etárea entre los eventos del ejercicio de actividad productiva y el matrimonio entre los hombres, aunque entre las mujeres se observa justo lo contrario.

6. CONCLUSIÓN

Fruto del cambio en las leyes educativas y laborales, que desplazaron la edad mínima de abandono del sistema escolar y de inserción en el mercado de trabajo de los 14 a los 16 años, el inicio en el ascenso en la entropía (indicador de cambio vital entre la infancia y la juventud) se retrasó en igual medida.

Más allá de este umbral mínimo, el retraso observado en el punto en que la curva del índice de entropía alcanza su ápice de heterogeneidad señala el prolongamiento de condiciones típicas de la juventud, tales como la dependencia residencial y el no tener trabajo (lo que incrementa la dependencia financiera). De hecho, en los veinte años que separan el principio de la década de los ochenta y el inicio del siglo xxi, la transición de la juventud al mundo adulto ha sufrido un retraso de seis años, de manera paralela para ambos sexos: mientras en 1981 la edad en este proceso de transición eran los 22 años en las mujeres y los 24 en los varones, en 2001 había pasado a los 28 y 30 años, respectivamente. Unas edades que en comparación con otros contextos geográficos fuera del sur de Europa, sin duda, deben ser consideradas como extraordinariamente tardías. Quisiéramos remarcar que el retraso en la entrada en la edad adulta, o la ganancia en tiempo de juventud —todo depende de la perspectiva—, es proporcional al aumento de la esperanza de vida en España. La esperanza de vida, que era en 1981 próxima a 75,4 años, pasa en 2001 a ser de 79,4 años. Por tanto, en estos veinte años hubo un aumento de la esperanza de vida de al-

rededor de cuatro años, lo que es consistente con el desplazamiento de las cúspides que marcan la edad adulta joven.

Además, se ha elevado significativamente la complejidad del proceso, pues la heterogeneidad es mucho mayor en 2001 que en 1981: la transición al mundo adulto está ahora mucho menos estandarizada que entonces. Por ende, la complejidad se mantiene mucho mayor entre las mujeres que entre los hombres, lo que significa que la pauta de varón adulto es más homogénea que la de mujer adulta. Con todo, la distancia entre géneros se ha estrechado entre 1981 y 2001.

En la diferenciación de las dimensiones que conforman el concepto de juventud existe, tanto antes como ahora, un punto de inflexión que gira en torno a los 25 años. Antes de esta edad, para ambos sexos, la heterogeneidad se explica por el paso de la escuela al trabajo: la dimensión familiar y la residencial no producen diferencia alguna entre los y las jóvenes con anterioridad a esta edad. Por el contrario, más allá de los 25 años es necesario distinguir por sexos: mientras que entre las mujeres la razón de la heterogeneidad cabe buscarla en el estatus laboral, entre los varones son las transiciones familiares (residencial y de formación de pareja) las que marcan la diferencia entre unos y otros.

Además, la evolución entre 1981 y 1991 ha sido muy tímida entre los varones pero sustancial entre las mujeres. Para estas últimas, por un lado, mientras que en el primer año observado trabajo y familia estaban intrínsecamente relacionados (de lo que se infiere que casarse suponía para una parte importante de la población femenina la retirada del mercado de trabajo), en el segundo año, si bien la vinculación no había desaparecido, la misma se había erosionado notablemente. En concreto, el estatus laboral era el que producía en 1981 la mayor heterogeneidad entre las mujeres, independientemente de la edad considerada, pues en todo el curso vital analizado siempre había el mismo número de mujeres dentro y fuera del mercado laboral. En contraste, en 2001 el efecto de la ocupación en la diversidad de las pautas femeninas de transición al mundo adulto se da únicamente por encima de los 30 años, es decir, las mujeres por encima de esta edad combinaban trabajo y familia de la misma forma en 2001 que en 1981, por lo que el cambio se había dado entre las menores de esa edad (nacidas en la década de 1970). Al tratarse de datos transversales, no acertamos a distinguir si es un efecto de la edad (y las mujeres posponen el abandono del mercado laboral hasta más tarde, debido a la tardanza en la formación familiar) o un efecto generacional (y las nacidas con posterioridad a 1970 presentarán unas pautas de combinación de vida familiar y laboral que romperán con las mostradas en el pasado inmediato).

Finalmente, y sólo para 2001, ha podido ser añadida una quinta dimensión en la transición al mundo adulto: tener hijos. La conclusión en este sentido afirma que este aspecto sólo

entra a formar parte del proceso de abandono de la juventud y entrada en el mundo adulto a partir de los 30 años de edad.

A escala territorial se han analizado los casos particulares de Galicia y Cataluña, percatándonos que mientras esta última presentó siempre un modelo similar al del total de España, Galicia escapaba al mismo en 1981, aunque se ha incorporado a la media en 2001. Por ello, el retraso en la transición al mundo adulto ha sido menor en Galicia (pues ya era muy tardío en 1981) y, además, la distancia en la pauta masculina y femenina de transición se ha acortado.

Con respecto a los otros indicadores contruidos (duración de la juventud e importancia de las diferentes dimensiones), no se ha detectado ninguna diferencia global significativa entre Cataluña, Galicia y la pauta española. Hay, sin embargo, dos singularidades: por un lado, la superposición entre las edades de formación conyugal y la emancipación residencial se dio en menor grado para los varones gallegos y, por otro lado, la superposición entre la salida de la escuela y la formación marital disminuyó con especial intensidad en Cataluña.

BIBLIOGRAFÍA

Baizán, Pau, Arnstein Aassve y Francesco Billari (2003): «Cohabitation, Marriage and First Birth: The interrelationship of Family Formation Events in Spain», *European Journal of Population*, 19: 147-169.

Baizán, Pau, Francesca Michielin y Francesco Billari (2002): «Political Economy and Life course Patterns: The Heterogeneity of Occupational, Family and Household Trajectories of Young Spaniards», *Demographic Research*, 6: 191-240.

Billari, Francesco (2001): «The analysis of early life courses: complex descriptions of the transition to adulthood», *Journal of Population Research*, 18 (2): 119-142.

— (2004): «Becoming an Adult in Europe: A Macro (/Micro)-Demographic Perspective», *Demographic Research Special Collection*, 3: 15-43.

Cabré, Anna y Juan Antonio Módenes (2004): «Home-Ownership and Social Inequality in Spain», en *Social Inequality and Home-Ownership in a Comparative Perspective*, eds. Karin Kurz y Hans Peter Blossfeld, Stanford: Stanford University Press.

Cachón, Lorenzo (2000): «Los jóvenes en el mercado de trabajo en España», en *Juventudes y empleos: perspectivas comparadas*, dir. Lorenzo Cachón, Madrid: INJUVE.

— (2005): «Economía y empleo: procesos de transición», en *Informe Juventud en España, 2004*, Madrid: INJUVE.

Casal, Joaquín *et al.* (1988): «Elementos para un análisis sociológico de la transición a la vida adulta», *Política y Sociedad*, 1: 97-104.

— (2003): *Enquesta als joves de Catalunya 2002 —Avançament de resultats—*, Barcelona: Generalitat de Catalunya, Departament de la Presidència, Secretaria General de Joventut, Colección Aportacions, 19.

Covolán, Silvia Cristina Teodoro (2004): *O conceito de entropia num curso destinado ao Ensino Médio a partir de concepções prévias dos estudantes e da História da Ciência*, Campinas: Universidade Estadual de Campinas, mimeo.

De Zárraga, José Luis (1985): *Informe Juventud en España. La inserción de los jóvenes en la sociedad*, Madrid: Instituto de la Juventud.

Esping-Andersen, Gösta (1993): *Los tres mundos del Estado de bienestar*, Valencia: Edicions Alfons el Magnànim-IVEI.

Fernández Cordón, Juan Antonio (1997): «Youth residential independence and autonomy: a comparative study», *Journal of Family Issues*, 6: 572-575.

Fussell, Elizabeth (2005): «Measuring the early adult life course in Mexico: an application of the entropy index», *Advances in Life Course Research*, 9: 91-122.

— (2006): «Structuring the Transition to Adulthood: An Entropy Analysis of the Early Life in the United States, 1880 to 2000», *Annals Population Association of America: 2006 Annual Meeting*.

Fussell, Elizabeth, Ann Evans y Anne H. Gauthier (2006): «The Transition to Adulthood in Three Liberal Welfare Regimes: Australia, Canada and the U.S., 1970-2000», *Workshop. Becoming an Adult: an International Perspective on the Transitions to Adulthood*, Panel on Transitions to Adulthood in Developed Countries (IUSSP), Montreal, 15-17 de junio.

García-Montalvo, José, José María Peiró y Asunción Soro (2006): *Los jóvenes y el mercado de trabajo en la España Urbana: resultados del Observatorio de Inserción Laboral, 2005*, Valencia: Bancaja e Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

Garrido, Luis y Miguel Requena (1995): «El acceso de los jóvenes a la vivienda y al trabajo», *Revista Asturiana de Economía*, 2: 27-54.

— (1996): *La emancipación de los jóvenes en España*, Madrid: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales/INJUVE.

Gil Calvo, Enrique (1985): *Los depredadores audiovisuales. Juventud urbana y cultura de masas*, Madrid: Tecnos.

— (2001): *Nacidos para cambiar. Cómo construimos nuestras biografías*, Madrid: Taurus Pensamiento.

Gil Calvo, Enrique y Elena Menéndez (1985): *Ocio y prácticas culturales de los jóvenes*, Madrid: INJUVE.

Gillis, John R. (1981): *Youth and History: Tradition and Change in European Age Relations, 1770-present*, London: Academic Press.

Holdsworth, Clare (2000): «Leaving Home in Britain and Spain», *European Sociological Review*, 16 (2): 201-222.

Jones, Gill (1995): *Leaving Home*, Buckingham: Open University Press.

Jurado, Teresa (2001): *Youth in Transition. Housing, Employment, Social Policies and Families in France and Spain*, Aldershot: Ashgate.

— (2003): «La vivienda como determinante de la formación familiar en España desde una perspectiva comparada», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 103: 113-118.

Kierman, Kathleen (1986): «Leaving home: a comparative analysis of six Western European countries», *European Journal of Population*, 2: 177-184.

Martín Moreno, Jaime, Amando de Miguel y Anna Úbeda (1979): *Universidad, fábrica de parados*, Barcelona: Vicens Vives.

Martín Serrano, Manuel y Olivia Velarde (2001): *Informe Juventud en España 2000*, Madrid: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.

Miret, Pau (2000): «Fathers and families in contemporary Spain: from dictatorship to democracy», en *Fertility and the Male Life Cycle in the Era of Fertility Decline*, eds. C. Bledsoe, S. Lerner y J. I. Guyer, Oxford: Clarendon Press.

— (2006): «Escarización, mercado de trabajo y emancipación familiar en España: un análisis longitudinal a escala de Comunidad Autónoma», *Papeles de Geografía*, Universidad de Murcia, 43: 73-92.

Modell, John, Frank F. Furstenberg y Theodore Hershberg (1976): «Social Change and Transitions to Adulthood in Historical Perspective», *Journal of Family and History*, 1: 7-32.

Moreno, Amparo y Cristina del Barrio (2002): *La experiencia adolescente: A la búsqueda de un lugar en el mundo*, Buenos Aires: Aique.

Polavieja, Javier (2003): *Estables y precarios: desregulación laboral y estratificación social en España*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.

Requena, Miguel (2002): «Juventud y dependencia familiar en España», *Revista de Estudios de Juventud*, 56: 19-32.

Saraceno, Chiara (1994): «The ambivalent familism of the Italian welfare state», *Social Politics*, 1: 60-82.

Serrano, Amparo (1995): «Procesos paradójicos de construcción de la juventud en un contexto de crisis del mercado de trabajo», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 71-72: 177-200.

Simó Noguera, Carles, Teresa Castro y Asunción Soro (2005): «The Spanish case: The effects of the globalization process on the transition to adulthood», en *Globalization, uncertainty and youth in society*, ed. Hans-Peter Blossfeld, London: Routledge.

Sobek, Matthew, Steven Ruggles y Robert McCaa (2008): *Integrated Public Use Microdata Series-International, Preliminary Version 4.0*, Minneapolis: Minnesota Population Center, University of Minnesota.

Theil, Henry (1972): *Statistical Decomposition Analysis: with Applications in the Social and Administrative Sciences*, Amsterdam/London: North-Holland Publishing Company.

RECEPCIÓN: 15/01/2009

REVISIÓN: 25/06/2009

APROBACIÓN: 09/02/2010