

Seminario celebrado en la Sala Mirador del
Centre de Cultura Contemporània de Barcelona
los días 9 y 10 de Mayo de 1996

© de los autores de los artículos, 1997

© Centre de Cultura Contemporània de Barcelona, 1997

Edición: Centre de Cultura Contemporània de Barcelona
Montalegre, 5 - 08001 Barcelona

Fotografía de cubierta: Oriol Tarrides

Diseño gráfico de la colección: Estudio Jordi Mestres

Producción: Angle Editorial

ISBN: 84-88811-25-X

Dipòsit legal: B-23944-97

Hacia un modelo acumulativo del *stock* de hogares

Ricard Vergés Escuín*

RESUMEN

La presente ponencia trata de la previsión del *stock* de hogares. En un primer tiempo, se consideran las limitaciones del método de tasas de persona principal y se sugiere la introducción de tasas de cónyuge. En un segundo tiempo, se consideran las limitaciones del método general de tasas, sean cuales sean, para analizar y prever el *stock* de hogares de reciente formación. En un tercer tiempo, la ponencia desarrolla un modelo acumulativo de formación de hogares, cuyo flujo es función de los recursos de los candidatos así como de los costes de emancipación. Del lado de los recursos, se propone un submodelo de primer empleo, con sus indicadores concomitantes. Del lado de los costes de emancipación, se propone un índice de costes de servicios de vivienda, que tiene en cuenta las peculiaridades de dichos servicios según el modo de acceso al nuevo hogar. La ponencia concluye sobre las dificultades inherentes a la disponibilidad de datos.

INTRODUCCIÓN

Conocer el volumen y composición probable del *stock* de hogares con que contará la población presenta un interés general, no sólo para la previsión de la demanda futura de bienes y servicios, sino también para la orientación de las políticas más diversas. Una ilustración de ello es el desarrollo que ha conocido, desde hace ya más de treinta años, la metodología de previsión del número de hogares de cara a la previsión de demanda de vivienda (véase entre otros NU, 1963; Maisel, 1963; Hendershott y Smith, 1985; etc.). Por supuesto, para responder a la pre-

* Doctor de Estado en Ciencias Económicas (París), Catedrático de Economía Inmobiliaria (Université de Montréal 1966-1991), Arquitecto y Doctor de Estado en Ciencias Económicas (París). Coordinador de la Comisión de Estadística y Edificación del Consejo Superior de Colegios de Arquitectos de España y Director del proyecto RED (TINSA, Plan Territorial Metropolitano de Barcelona).

gunta relativa a hogares, debe empezarse por responder a la pregunta relativa a población: ¿cuánta habrá y qué parte de ella vivirá en familia?. Además, parte de dicha población se desplaza, restando efectivos en el lugar de origen y añadiéndolos en el lugar de destino. Por tanto, las previsiones de población utilizadas para estimar el número de hogares deberán tener en cuenta, no sólo la propia evolución vegetativa, sino también el movimiento migratorio.

En el análisis siguiente supondremos resueltas todas las dificultades que conlleva la previsión demográfica posmigratoria, y abordaremos ya directamente algunos de los problemas que se presentan a la hora de pasar de población a hogares, empezando por los que son inherentes al concepto más difundido para distinguir unos hogares de otros, a saber, el de persona principal y el concepto alternativo de cónyuge.

I. PERSONAS PRINCIPALES Y CÓNYUGES

Tradicionalmente, un hogar se caracteriza por un cierto número de personas que viven en común, entre las cuales una de ellas se designa como *jefe de hogar* o *persona principal*. Como esta persona pertenece a un grupo de población de idéntica edad y sexo, se designa como *tasa de persona principal* a la proporción de individuos de este grupo que son personas principales (véase por ejemplo, Burtch *et al.*, 1990).

Tradicionalmente también, el método para proyectar el número de hogares consiste en aplicar dicha tasa a la previsión de población de correspondiente edad y sexo. Procediendo de esta manera y agregando todos los grupos de edad y sexo en cada año proyectado, se obtiene la previsión del número total de hogares hasta un año horizonte.

De hecho, la tasa de persona principal funciona bien para los hogares sin pareja, aunque en el caso de personas de 65 años y más importe desglosar por estado civil. En cambio, en el caso de hogares con pareja, este concepto presenta dos dificultades mayores. La primera dificultad proviene del hecho de que el concepto de persona principal no describe de modo correcto el resultado del mercado matrimonial y que, por consiguiente, no es un buen predictor del número de parejas, es decir, de familias conyugales. Al contrario, la tasa de cónyuge, a saber, la relación entre las personas que tienen pareja y la población de idéntica edad y sexo, no presenta esta dificultad.

Supongamos que en un momento t existen dos poblaciones de $P_{vt} = 1.000$ varones de edad x_v y de $P_{mt} = 1.000$ mujeres de edad eventualmente distinta x_m , y de las cuales la mitad esté emparejada entre ellas. La tasa de cónyuge será, para ambos sexos, $TC_t = 0,5$. Habrá pues $F_t = 500$ parejas, en las cuales se designe al varón como persona principal en 400 de los casos y a la mujer en los 100 restantes. En este supuesto, las tasas correspondientes de persona principal serán, pues, para los varones $TP_{vt} = 400/1.000 = 0,4$ y $TP_{mt} = 100/1.000 = 0,1$ para las mujeres.

Supongamos ahora que en el período siguiente $t + 1$, las poblaciones de mismas edades respectivas sean de $P_{v(t+1)} = 950$ varones y de $P_{m(t+1)} = 1.200$ mujeres. Adoptando las mismas tasas de persona principal que en t , se obtiene una proyección de parejas $F_{t+1} = (0,4 * 950) + (0,1 * 1.200) = 500$ familias. Sin embargo, las tasas de cónyuge serán esta vez muy distintas, de $TC_{v(t+1)} = 500/950 = 0,526$ para los varones, de $TC_{m(t+1)} = 500/1.200 = 0,416$ para las mujeres y, en conjunto, de $TC_{t+1} = 500/[(950+1.200)/2] = 0,465$, cifra bastante más baja que la del período t .

Dentro de la especificidad del ejemplo, estas cifras son muy improbables, dada la presión que la mayor oferta femenina puede ejercer sobre el mercado matrimonial. Otra manera de proceder es la de estimar directamente el número de parejas mediante un algoritmo de indiferencia, por ejemplo, calculando la media geométrica de los productos de las antiguas tasas de cónyuge TC_t con las nuevas poblaciones P_{t+1} de cada sexo. En este caso, la estimación produce $F_{t+1} = [(0,5 * 950) (0,5 * 1.200)]^{0,5} = 534$ parejas, la cual proporciona, a su vez, una tasa media de cónyuge de $TC_{t+1} = 534/[(950+1.200)/2] = 0,497$, cifra mucho más cercana a la del período t .

Pero esta dificultad no es la única. La segunda proviene del hecho que la designación recíproca de persona principal tiene una base cultural evolutiva. A pesar de haber sido utilizado durante siglos, el concepto de jefe de hogar tiende a encontrar cada vez más rechazo. En muchos hogares ponen mala cara cuando se pregunta quién manda aquí... Por consiguiente, los cambios en la complementariedad de las tasas de persona principal según el sexo, distorsionan aún más la predicción del número de parejas. Para ilustrar este hecho, podemos continuar con el anterior ejemplo.

Supongamos que la estimación por indiferencia se compruebe en los hechos y que en $t + 1$ las parejas designen a la persona principal de forma distinta que en t . Por ejemplo, que en el 60 % de los casos sea el varón y en el 40 % la mujer. Ello significa unas tasas de persona principal de $TP_{v(t+1)} = (0,6 * 534)/950 = 0,337$ para los varones y de $TP_{m(t+1)} = (0,4 * 534)/1.200 = 0,178$ para las mujeres, que poco tienen que ver con las tasas de 0,4 y 0,1 que sirvieron para la estimación inicial del período $t + 1$, a pesar de que, en términos de «propensión», nada ha cambiado fundamentalmente. A decir verdad, de poco sirve la tasa de persona principal como predictor del *stock* de parejas, si se dispone de buenas tasas de cónyuges. Como hemos visto, éstas son idóneas para los hogares donde hay pareja, ya que además son compatibles con las tasas de persona principal, sea cuando ésta no tiene pareja, sea, en caso de tenerla, cuando no es heterosexual.

La definición de tasas de cónyuges requiere información sobre la edad cruzada de los mismos. Como dichas tasas se calculan respecto al grupo de edad y sexo de cada cual, la matriz de edades conyugales, a la que se puede añadir la de los otros convivientes, expresa la estructura demográfica del *stock* de hogares.

En definitiva, el planteamiento de tasa de cónyuge desglosa explícitamente el resultado de dos decisiones mutuas distintas, que el planteamiento único de tasa

de persona principal mantenía implícitamente superpuestas: el *emparejamiento* de dos personas de distinta edad y sexo, y la *principalidad* –perfectamente reversible– de una de ellas.

Supongamos resueltas las dificultades mencionadas, mediante la introducción de la tasa de cónyuge. Veamos ahora como aplicar el método general de tasas.

II. PREVISIÓN DEL STOCK DE HOGARES POR EL MÉTODO DE LAS TASAS

El número de hogares puede obtenerse a partir de los censos de población, con desglose del grupo de edad y sexo de los cónyuges y de las personas principales sin pareja. Ello permite estudiar diacrónicamente las respectivas tasas. Pero este tipo de análisis topa con la carencia del desglose necesario, tanto geográfico como conceptual, en casi todas las Comunidades para 1981 y en algunas de ellas para 1991, por lo menos en lo que a cónyuges se refiere.

En estos casos deberá procederse a simulaciones por técnicas de cuadros rectangulares, desglosando en cada grupo de edad y sexo a los que son cónyuges, a los que son persona principal sin pareja y a los que no son ni lo uno ni lo otro. Un proceso iterativo permitirá que, en cada celda del desglose, la suma de todos cuadre con la población observada. Al término de dicho proceso y para cada uno de los grupos considerados, se dispone del número de personas P_{xg} , y del número F_{xg} de ellas que son cónyuges o personas principales de edad x y de sexo y estado civil g (para los mayores de 65 años). La tasa se define como la relación entre ambos números en el momento censal t' :

$$[1] \quad T_{xgt'} = \frac{F_{xgt'}}{P_{xgt'}}$$

Es importante recordar que las tasas deben ser proyectadas, grupo por grupo, teniendo en cuenta sus propias leyes de concavidad-convexidad temporal. Un buen procedimiento es adoptar funciones asintóticas de exponente fijo. Designando por T_A y T_B a las tasas de un grupo xg determinado, observadas en los censos de los años A y B , y designando por r al exponente, se obtienen los valores de T en cada período t :

$$[2] \quad T_t = T_B + \left\{ (T_B - T_A)(B-A)^{-1} \left[\frac{(1-r)^{t-B} - 1}{(-r)} \right] \right\}$$

Para determinar r , debe definirse un valor T para una fecha t'' horizonte y proceder por iteración, dando valores sucesivos a r hasta obtener $T_{t''}$ de dichas tasas.

III. LIMITACIONES AL MÉTODO DE TASAS

En general, el método de las tasas de cónyuge o de persona principal funciona bien cuando se aplica a grupos estables, donde los factores de formación, mantenimiento y *desformación* de hogares son esencialmente familiares y no económicos. En efecto, estos factores son tributarios de comportamientos atávicos que influyen poco sobre el stock de hogares ya constituidos.

Pero, aunque sin referencia al problema de las parejas, la aplicación del método de las tasas a grupos en pleno proceso de formación de hogar ha sido criticada desde hace tiempo (véase, por ejemplo, Hickman-Coen, 1976). En efecto, en este proceso intervienen factores económicos fluctuantes que pueden incidir fuertemente sobre su desarrollo. Concretamente, la proyección de tasas no es suficiente para prever el *stock* de hogares cuyos varones principales tienen menos de 35 años. Para ilustrar esta dificultad, basta mencionar, por ejemplo, los datos de la Comunidad de Madrid (Departamento de Estadística, 1994). Dichos datos muestran una fluctuación histórica considerable de la tasa de persona principal de jóvenes. Así, la de los varones de 25-29 años, que había subido desde un 52,9 % en 1970 hasta un 65,9 % en 1981, se encuentra en 1991 reducida al 37,6 %. Es evidente que estamos ante un fenómeno de retardo de la edad normal de emancipación y que la proyección directa de las correspondientes tasas, ya sea de persona principal, ya sea de cónyuge, es muy delicada para estos grupos. Es obvio que ninguna proyección «razonable» de tasas de jóvenes en base a 1970 y 1981 hubiera logrado predecir, con sentido, lo que ha ocurrido efectivamente en 1991. Me consta que es precisamente para obviar esta dificultad que varios participantes en el presente Seminario han tratado en sus trabajos de conseguir información adicional de tipo flujo, información cuya búsqueda queda, por otra parte, perfectamente justificada dado el larguísimo período intercensal en España. Es, en todo caso, en esta dirección que formulamos el siguiente planteamiento.

IV. HACIA UN MODELO ACUMULATIVO DEL FLUJO DE FORMACIÓN DE HOGARES

Para aproximar debidamente las fluctuaciones en la formación de hogares, es preciso plantear el número de cónyuges jóvenes como un *stock* al que se va añadiendo el flujo de aquellos que logran completar su propio proceso de formación. Este proceso debe ser estudiado, entonces, en función de las variables socioeconómicas que lo condicionan. Conviene añadir que, teóricamente, debería descontarse la *desformación* de hogares, pero como en estas edades cuenta muy poco, tanto por mortalidad como por divorcialidad, se puede aceptar la simplificación

que supone un proceso puramente acumulativo. Se observa en los censos de población que a los 15-19 años, sólo el 2 % de los varones son persona principal, mientras que a los 30-34 lo son ya el 80 %, independientemente de la «velocidad» a la que se alcanza esta cima. Además, se observa también que la tasa máxima de persona principal se consigue a los 50-54 años, con un 90 % de varones, ya sea casados, viudos o separados (80 %), ya sea solteros (10 %).

Entre ambos grupos de edad, la función de formación y acumulación de hogares cuya persona principal es precisamente varón, crece de forma «logística», pudiendo variar la edad media de emancipación según las épocas y poblaciones consideradas.

También se sabe –aunque las fuentes sean mucho más inciertas– que la función de crecimiento (renta o ahorro) de la economía individual aumenta asimismo de forma logística entre los mismos grupos de edad. El paralelismo entre dichas funciones demuestra uno de los postulados básicos de la teoría del ciclo de vida, a saber, que existe una relación unívoca entre progresión a nivel económico (ingresos alcanzados por el sujeto) y propensión a formar hogar.

Ahora bien, la teoría económica de la educación postula –y los hechos confirman hasta cierto punto– que tanto el origen (primer empleo) como la progresión de la economía individual (remuneración) dependen del nivel de estudios. Por consiguiente, un modelo de formación de hogar debe considerar la secuencia cronológica (tiempo) y vital (edad) de las variables económicas, distinguiendo en la medida de lo posible los distintos niveles de formación alcanzados por la población analizada. ¿Cómo modelizar entonces la relación entre las variables formación, primer empleo, progresión económica y formación de hogar?

V. PLANTEAMIENTO DEL MODELO ACUMULATIVO

Salvo excepción, no hay emancipación de varones mientras no haya, por lo menos, primer empleo (Kohlhase, 1986). Es decir, que, salvo la misma excepción, no habrá emancipación antes de fin de estudios y entrada en el mercado laboral. Ahora bien, la edad normal de esta última depende del nivel de estudios: si el sujeto no desea o no consigue terminar el secundario, podrá intentar obtener su primer empleo a los 16 años o antes. En cambio, si logra terminar estudios universitarios, entrará en la población activa a los 22 o 24 años como mínimo.

Una vez conseguido el primer empleo, empezará un período más o menos largo, durante el cual el joven se preparará social y económicamente para emanciparse. Para la mayoría que proyecta casarse, será el momento del noviazgo, del ahorro y de la búsqueda y acondicionamiento de un hogar, en el sentido material de la palabra.

Para un nivel de estudios determinado, la duración de este período depende ante todo de la edad: cuanto mayor sea el sujeto, menos tardará en emanciparse. Disponiendo de más recursos, ahorrará más rápidamente para hacer frente a los costes de emancipación. Por otro lado, la probabilidad de que exista proyecto de

boda y que el futuro cónyuge trabaje y participe en el ahorro previo, aumenta también con la edad.

Todos estos componentes se reflejan de alguna manera en una estructura ganancial función de la edad, que viene proporcionada por los ingresos medios según la misma edad y según el nivel de estudios del perceptor, aunque a nivel muy agregado, en la encuesta decenal de presupuestos familiares (EPF).

El período de preparación a la formación de hogar depende también de variables coyunturales. Su duración será función directa de la conservación del empleo y de la remuneración laboral en general. Su duración será también función inversa de los costes de emancipación, esencialmente del precio de los servicios de vivienda.

Sin embargo, debe reconocerse que la duración del plazo que separa primer empleo y emancipación, depende asimismo de variables estructurales de naturaleza sociocultural. Pero como no existe información suficiente para construir un modelo de desfase que tenga en cuenta todas estas variables sociológicas, se supondrá que, para cada nivel de formación, el período que separa primer empleo y emancipación dependerá, primero, de la edad y de la correspondiente estructura ganancial y, segundo, de las variables coyunturales que son tasa de empleo, índice de remuneración salarial e índice de coste de los servicios de vivienda. En los párrafos siguientes se plantean los términos del modelo de formación de hogar, el cual comprende los submodelos y series de índices siguientes:

- submodelo de primer empleo
- submodelo de formación de hogar
- índices relativos a recursos (ingresos)
- índices relativos a costes (vivienda).

VI. VARIABLES Y ESTRUCTURA DEL SUBMODELO DE PRIMER EMPLEO

El objetivo del submodelo es elaborar predicciones acerca de la proporción de varones nacidos en determinada fecha i , que lograrán entrar en el mercado del trabajo en cada trimestre a partir de los 16 años. La primera variable a considerar será la cohorte posmigratoria P_i de varones solteros, de edad x en el trimestre t .

La variable población viene proporcionada de forma exógena por la EPA, y su proyección a fines predictivos no plantea ningún problema particular.

La cohorte P_i debe desglosarse en grupos P_{ij} , no de nivel actual sino de nivel final de estudios terminados. Efectivamente, la estructura por nivel de estudios varía no solamente según la cohorte (hay ahora mayor proporción que antes de sujetos de 25-29 años que tienen título universitario, etc.) sino también según la edad (para una misma cohorte, la proporción de sujetos que a los 16-19 años habrán terminado solamente estudios de grado medio es obviamente mayor que a los 20-24 años y aún más que a los 25-29, etc., puesto que aquellos que ha-

brán continuado estudios y terminado el grado superior pasarán a formar parte del grupo j siguiente).

Por supuesto, la EPA proporciona solamente el nivel actual de estudios, eso sí, tanto de la población activa como de la que prosigue sus estudios. Este desglose permite efectuar proyecciones de P_{ij} , ajustándose a sus valores finales a medida que la cohorte alcanza los 30-34 años.

En la práctica, se compara por ejemplo la proporción de población nacida en 1960-1961 que a los 18-19 años tenía el grado medio terminado y que estudiaba supuestamente en grado superior, con la proporción de la misma población que había efectivamente terminado el grado superior a los 30-31 años, es decir, en 1990-1991. La relación estimada puede aplicarse luego a la proporción de población de 18-19 años de hoy que tiene su grado medio terminado y que está en grado superior, determinando así qué parte de ella terminará probablemente este último. Poco a poco, esta proyección irá corrigiéndose hasta coincidir con la realidad según la EPA, allá por el 2002 o el 2003...

Consideremos ahora el grupo P_{ij} (porción de P_i que alcanzará el nivel j final de estudios). En cada trimestre t , la EPA indica cuántos sujetos P'_{ij} de P_{ij} han obtenido ya por lo menos un primer empleo (de edad x que trabajan o que están en paro habiendo ya trabajado) y cuántos todavía no (P''_{ij}), formen o no parte de la población activa. Por diferencia de P'_{ij} con sus homólogos de edad $x-1$ en $t-1$, se obtiene el flujo L'_{ij} de nuevos empleados.

La relación entre L'_{ijt} y $P''_{ij(t-1)}$ puede ser modelizada en función de una tasa de empleo marginal relativa a la edad x , derivable de los datos proporcionados por la EPA. Esta tasa es la relación entre el aumento L'_i de nuevo empleo del que se beneficia la cohorte P_i y la parte P''_i de la misma, todavía no empleada, forme o no parte de la población activa. Por supuesto, L'_i se obtiene por diferencia entre P'_i (que han tenido ya empleo, es decir, que trabajan o que están en paro habiendo ya trabajado) y la población total P_i de la misma cohorte en sus edades x y $x-1$, medidas en t y $t-1$.

Y puesto que $i = t - x$, podemos escribir una ecuación, esta vez por edad x , en la que las observaciones corresponderán a las diferentes cohortes i de varones solteros en los distintos trimestres t :

$$[3] \quad LN(L'_{xjt}) - LN(P''_{(x-1)j(t-1)}) = f [LN(L'_{xt}) - LN(P''_{(x-1)(t-1)})]$$

A nivel proyectivo, es habitual reducir las variables exógenas independientes a su más simple expresión. En nuestro caso, puede adoptarse la tasa general de empleo o producto entre la tasa de empleo (empleo dividido entre actividad) y la tasa de actividad (actividad dividida entre población no contada aparte). Ello significa que, partiendo de estos conceptos, deberá construirse una matriz que permita derivar el empleo marginal, primero, en función de la edad y, segundo, en términos brutos (simultáneamente primer empleo y sustitución de empleos perdidos). Esta matriz puede ser construida, por ejemplo, en base 1988-1992 y

producir automáticamente los valores de L'_{xt} y de $P''_{x(t-1)}$ necesarios a la ecuación, a partir de la proyección de dichas tasas en un trimestre t .

VII. SUBMODELO DE FORMACIÓN DE HOGAR

Supongamos que se logre construir el submodelo de primer empleo y que conozcamos ya la secuencia cronológica de obtención del mismo en cada grupo P_{ij} de varones de misma cohorte y de nivel de estudios análogos, se puede pasar entonces a formalizar el plazo que transcurre entre primer empleo y emancipación o formación de hogar.

Supongamos ahora el subgrupo P_{ijk} , que obtuvo el primer empleo en un trimestre k dentro de la secuencia determinada anteriormente. ¿Cuánto tiempo transcurre entre el trimestre k y el trimestre l de formación de hogar? Puede admitirse que sólo una parte de los beneficiarios de un primer empleo acaba formando hogar, y que esta parte procede a ello según una distribución cronológica unimodal de amplitud variable. De hecho, gracias a la Encuesta Sociodemográfica (ES) de 1991, las características de dicha distribución serán conocidas para todas las poblaciones P_{ij} (según edad y nivel de estudios) consideradas.

Además, como la ES es retrospectiva, podrán sincronizarse las diferentes cohortes P , de manera que se aprecien las diferencias que, a edad y nivel de estudios iguales, presentan las distribuciones en cuestión. Las diferencias podrán así ser explicadas por las variables coyunturales.

Supongamos, pues, que del subgrupo P_{ijk} , una parte P'_{ijk} ya haya formado hogar en un trimestre $(t-1) > k$ y que, por consiguiente, la otra parte P''_{ijk} quede por emancipar. De esta parte por emancipar, ¿qué flujo F'_{ijk} de nuevos hogares se formarán en t ? La relación entre F'_{ijk} y P''_{ijk} , es decir, el flujo de formación de hogares en el grupo, dependerá positivamente de los recursos conseguidos y negativamente de los costes de emancipación, ambos reflejados por sus correspondientes índices (Dougherty y Van Order, 1982).

$$[4] \quad LN(F'_{xjkt}) - LN(P''_{(x-1)jk(t-1)}) = f [LN(G_{xj}), LN(L_{t^*}), LN(S_{t^*}), LN(V_{t^*})], \text{ con}$$

G_{xj} : estructura ganancial del grupo j , propio a la edad $t - i$.

L_{t^*} : probabilidad de conservación de empleo, representada por la tasa general de empleo en t^* .

S_{t^*} : índice general de remuneración salarial real en t^* .

V_{t^*} : índice general de coste real de servicios de vivienda en t^* .

Veamos primero qué representa t^* . Es obvio que, desde el punto de vista económico, la formación de hogar se decide en el momento en que las perspectivas parecen favorables. Sin embargo, su carácter de acontecimiento familiar, cuando no social, hace que sólo se lleve a cabo transcurrido un cierto tiempo, alguna vez incluso si las mencionadas perspectivas se ven algo frustradas por los hechos.

Por consiguiente, la formación de hogar acaecida en un trimestre t , es en realidad el resultado de una decisión tomada quizás en $t - 2$, en base a una situación observada sucesivamente en $t - 4$, en $t - 3$ y en $t - 2$ mismo, pero también en base a la situación prevista para $t - 1$, etc. De hecho, supondremos que el flujo F'_{ijk} de nuevos hogares depende de la media de condiciones observadas durante un período t^* que cubre los cuatro últimos trimestres anteriores a t .

IX. ÍNDICES RELATIVOS A RECURSOS

En la ecuación [4], el índice G_{xj} es fijo para el decenio, puesto que es de origen transversal, procediendo de la EPF. Su definición supone una explotación de la encuesta que proporcione los ingresos de cada perceptor, por edad y sexo, según el nivel de estudios terminados.

La tasa general de empleo L_{t^*} es la relación entre empleo y actividad, según la EPA. El índice general de remuneración salarial real S_{t^*} es la relación entre el índice de ganancia total mensual media según la encuesta de salarios en la industria y los servicios (ESIS) y el deflactor del PIB.

X. ÍNDICES RELATIVOS A COSTES DE EMANCIPACIÓN (SERVICIOS DE VIVIENDA)

Queda el índice V_{t^*} . Siempre se ha considerado que la disponibilidad y accesibilidad a los servicios de vivienda es un factor que incentiva la formación de hogar. Nos consta, asimismo, que varios de los participantes en el presente Seminario, han abordado ampliamente este aspecto. Señalemos también que el planteamiento que sigue es voluntariamente truncado, debido a que la construcción del índice de servicios de vivienda exige, en un momento dado, construir números índices derivados de los estudios ampliamente utilizados en *housing economics*, y cuyo desarrollo figura en un documento anterior (Vergés, 1996).

Antes existía un índice general de coste de servicios de vivienda que servía hasta hace poco para confeccionar el sector correspondiente del IPC. Este índice combinaba alquileres reales con imputados, aunque ni unos ni otros reflejaban adecuadamente su propio mercado (Herrero, 1989). En efecto, el índice de alquileres reales incluía los alquileres libres según el antiguo régimen, los cuales se mantenían a niveles insignificantes, reflejando, más que un mercado, una inextricable maraña de derechos y de obligaciones heredados de costumbres ancestrales.

También el índice de alquileres reales incluía los de vivienda pública, mantenidos asimismo a niveles insignificantes por mor de morosidad. En este contexto, y sin nueva LAU en el horizonte que garantizara la recuperabilidad de la vivienda, los alquileres libres funcionaban como un mercado condicional, con el resultado de que muchos propietarios preferían –y todavía prefieren hoy– dejar la vivienda desocupada para mantener su libertad de acción en espera de tiempos mejores.

En cuanto a los alquileres imputados de vivienda existente, el problema es que sólo puede establecerse la paridad precio-calidad con los alquileres reales, si se conoce el precio del mercado de estos últimos, lo cual acabamos de ver que no es precisamente el caso. Además, la imputación es tanto más arriesgada cuanto más elevada es la relación entre lo imputado y lo observado, como ocurre precisamente en España.

Y aun si se conociera el precio del mercado, tampoco la paridad resolvería el problema, ya que si todas las viviendas en propiedad pasaran a ser en alquiler, no es seguro que sus precios se ajustarian al de los alquileres preexistentes. En efecto, el servicio ofrecido por una vivienda en alquiler es distinto de aquel ofrecido por una vivienda en propiedad, entre otras cosas porque ciertas cargas incumben al ocupante en un caso y no en el otro. Por consiguiente, existen dos mercados distintos y toda variación de las cantidades ofertadas en uno de ellos o en ambos a la vez, implica un nuevo ajuste de precios.

No disponiendo, pues, de índice de los servicios de vivienda, debe construirse de alguna manera un índice sintético que refleje la variación de los costes que deberá asumir al respecto el futuro hogar, y que entran en juego en el momento de decidir de su formación.

XI. COSTE DE SERVICIOS DE VIVIENDA SEGÚN EL MODO DE FORMACIÓN DEL HOGAR

Lo que ocurre es que dichos costes dependen del modo en que el nuevo hogar materializa su formación. Sin pretender resumir la extensa literatura sociológica sobre el tema, ésta se desarrolla según tres principales modos:

El «despegue»

En cuanto el joven dispone de medios de vida suficientes, abandona el hogar paterno y se instala, solo o con otras personas, en un espacio autónomo. La formación de patrimonio es ulterior a la emancipación y acompaña la consolidación social y económica del nuevo hogar. Muy cosmopolita, este modelo de comportamiento no ha sido nunca demasiado bien aceptado en España –incluso antes de dispararse los costes de los servicios de vivienda–, probablemente por la desconfianza «moral» que inspira a los arrendadores.

El «hueco»

Tradicional, sobre todo, en los medios rurales. Los ascendientes ceden derechos de propiedad u otros sobre su propio patrimonio físico, que permiten al nuevo hogar acondicionar su propio espacio de manera más o menos independiente sin salir de la economía doméstica: cohabitación, división o ampliación de vivienda, transformación de local en vivienda, sobreelevación de edificio, cesión de suelo o de derecho de edificación, etc.

El «casamiento»

Solo o con ayuda familiar, el joven logra acumular la entrada para la compra de piso mediante préstamo. Una vez financiados piso, muebles, coche y boda, se «casa». Muy urbano –aunque no exclusivamente–, el inicio de formación patrimonial mediante endeudamiento previo a la emancipación continua siendo en España el modelo preferente de formación de hogar.

Obviamente, la duración del plazo entre primer empleo y emancipación dependerá de las preferencias acerca del tipo de tenencia posibilitado por cada uno de estos comportamientos. Por ejemplo, si, una vez decidida la formación de hogar por «casamiento», los sujetos se orientan hacia la compra de una vivienda vacante entre las disponibles, el plazo será el de su elección. En cambio, si disponen de medios confortables y se orientan hacia la construcción de nueva planta de una vivienda unifamiliar fuera de promoción, el plazo de búsqueda de terreno, tramitación, edificación y acondicionamiento puede llevarles entre año y medio y tres años.

XII. HACIA UN ÍNDICE SINTÉTICO DE COSTE DE SERVICIOS DE VIVIENDA

Supongamos, por ejemplo, que la ES nos indique que de cada 100 nuevos hogares, una proporción n_1 adopta el modo alquiler, otra n_2 adopta el modo acondicionamiento de «hueco» y una última n_3 adopta el modo adquisición. Sería entonces suficiente disponer de índices directos o «proxy» que pudieran aplicarse a cada uno de estos casos, para sintetizar el índice global:

$$[5] \quad V = n_1V_1 + n_2V_2 + n_3V_3.$$

El primer índice (V_1) podría ser el de alquileres libres, ya que pocos nuevos hogares tienen –o tenían– acceso a los alquileres según el antiguo régimen, aparte por vía de subrogación. Ninguno de ellos tiene acceso tampoco al alquiler de vivienda pública, que queda reservada, en principio, a hogares existentes en situación de ocupación crítica.

En lo que se refiere al segundo (V_2), se podría adoptar un índice de costes de materiales, ya que en la mayor parte de los casos, el acondicionar el «hueco» implica recurrir a la autofinanciación más o menos familiar y a la autoconstrucción.

Queda el más importante, que es el índice de coste de servicios de vivienda (V_3) en el caso de adquisición de la misma (Rosen, 1984). La decisión de proceder a la formación de hogar, o de posponerla, en la figura de adquisición de vivienda, viene influida por el coste de la operación, cuyo índice aparece como el indicador buscado. El problema es que la operación es compleja, porque al adquirir una vivienda, se adquieren varios bienes y servicios, cuyos índices pueden ser totalmente distintos. Éstos son el índice V_e del edificio-vivienda como exponente de los futuros servicios de espacio y de confort, el índice V_s del suelo como

exponente de los futuros servicios de localización y el índice V_h de financiación como exponente de actualización al trimestre k de ambos servicios, en términos productivos y financieros.

$$[6] \quad V_3 = f(V_e, V_s, V_h).$$

Sólo conviene añadir que los índices V_e y V_s no existen por separado y que es precisamente para su derivación que se están elaborando los correspondientes números-índices (Vergés, 1996).

XIII. CONCLUSIÓN

El planteamiento aquí presentado sugiere la importancia de disponer de buenos datos para avanzar en la construcción de instrumentos de análisis y previsión de la emancipación, de sus causas, de sus consecuencias y, en definitiva, de los problemas socioeconómicos que asoman detrás de su reciente evolución. Pero la transformación de datos brutos en información utilizable por el demógrafo, sociólogo o economista, parece ser en España (aunque debemos reconocer que también fuera de ella), una asignatura pendiente a cuya aprobación circunstancial el investigador debe dedicar una parte demasiado importante de su esfuerzo. Debemos insistir que, hoy por hoy, el valor de la aportación científica en ciencias humanas parece más tributario de los logros en la recopilación de información que de la agudeza demostrada en las especificaciones teóricas de los planteamientos. En el caso de la emancipación y sus problemas, el papel de censos y encuestas es preponderante, debiéndose derivar de estas fuentes la totalidad de la información necesaria para construir las relaciones e índices planteados. Es de esperar que en un futuro se intensifique la frecuencia y se mejore el contenido de estas fuentes. Es de esperar, de forma más urgente, que se valore y financie la producción de sistemas más rápidos, más eficaces y menos onerosos de explotación de las fuentes ya existentes. Esta es, sin duda, la condición para que los investigadores puedan contribuir de forma mucho más importante y actual al conocimiento que la sociedad debe poseer de ella misma.

Bibliografía

- BURTCH, T.K. *et al.*, «Measures of Household Composition and Headship Based on Aggregated Routine Census Data», en BONGAARTS, J., BURTCH, T.K., WACHTER, K. (Eds.), *Family Demography. Methods and their Applications*, Clarendon, Oxford 1990, pp. 19-39.
- DEPARTAMENTO DE ESTADÍSTICA, *Censos de Población y Vivienda de 1991 de la Comunidad de Madrid. Tomo 5: Hogares, familias y núcleos: características demográficas básicas*, Comunidad de Madrid. Consejería de Economía, Madrid 1994.
- DOUGHERTY, A., VAN ORDER, R., «Inflation, Housing Costs and the Consumer Price Index», *American Economics Review*, 72, 1, 1982, pp. 154-164.
- HENDERSHOTT, P.H., SMITH, M., «Household Formation», en HENDERSHOTT, P.H. (Ed.), *The Level and Composition of Household Saving*, Ballinger, Cambridge (Mass.) 1985, pp. 183-203.
- HERRERO PEREDA, A., «El precio de los alquileres implícitos de las viviendas ocupadas por sus propietarios: su tratamiento en el índice de precios de consumo», en *Boletín Trimestral de Coyuntura*, 36, 1990, pp. 31-36.
- HICKMAN, B.J., COEN, R.M., *An Annual Growth Model of the US Economy, Contributions for Economic Analysis*, 100, Elsevier-North-Holland, Nueva York-Amsterdam 1976.
- KOHLHASE, J.E., «Labor Supply and Housing Demand for One and Two Earners House-holds», *The Review of Economics and Statistics*, 68, 1, 1986, pp. 48-57.
- MAISEL, S.J., «A Theory of Fluctuations in Residential Construction Starts», *American Economic Review*, 53, 2, 1963, pp. 359-383.
- NACIONES UNIDAS, *Studies of Effective Demand of Housing*, ST/ECE/HOU/10, Naciones Unidas, Nueva York 1963.
- ROSEN, K.T., *Affordable Housing: New Policies for the Housing and Mortgage Markets*, Ballinger, Cambridge (Mass.) 1984.
- VERGÉS ESCUÍN, R., «Modelos de previsión en vivienda», *Estudios Territoriales*, 40, 1992, pp. 121-151.
- «Modelo demográfico-económico de demanda residencial (RED)», Documento de trabajo núm. 1. TINSA, Madrid 1996.