MODELO DEMOGRAFICO PARA EL AJUSTE DE UNA TABLA DE MORTALIDAD

Mª Luisa Dubón Pretus
(Departamento de Geografía,Universitat de les Illes Balears)

A medida que se ha ido desarrollando el actual interés por la cuantificación, se ha seguido un proceso de acumulación de cantidades notables de datos, en los que se han respaldado un buen número de investigaciones recientes dentro de las distintas ciencias sociales (CARDOSO,C. y PEREZ BRIGNOLI,H.,1977).Estas masas de datos han sido tratadas de diferentes formas, en numerosas ocasiones se han analizado de forma estadística simple para ofrecer una descripción objetiva de la realidad. Pero cuando se ha pasado de la descripción e intentado un análisis del funcionamiento del sistema, aislando las distintas variables, se ha entrado en un proceso de modelación. Los modelos resultan ser indispensables en el momento en que se pretenda hacer una proyección futura del funcionamiento del sistema. Por tanto los métodos de cuantificación aplicados a la planificación territorial y urbana, deberán necesariamente alcanzar esta fase de análisis (WILSON,A.G.,1974).

Siguiendo a WILSON (1974), una primera fase de modelación de la evolución de la población podría consistir en la determinación de la población global después de un incremento de tiempo, a partir del conocimiento de las tasas globales de natalidad, sobrevivencia y mortalidad, pero este tipo de modelos no dan información de la evolución estructural de la población. El caso matricial, más complejo, sí permite simular la evolución estructural de la población; se trata del modelo demográfico clásico de ROGERS (WILSON,A.G.,1974). Este modelo requiere conocer la tabla de mortalidad, para cada uno de los casos en los que se quiera aplicar. En España, igual que ocurre en Italia (LIVI BACCI,M. 1984), no siempre se puede disponer de los datos de defunción por edades, ya que este tipo de información se publica a nivel nacional - a lo más provincial- y esta presentación de datos no resulta apropiada cuando el estudio se demarca a escala regional, más aún si lo que se pretende es detectar y analizar características intraregionales. Se ha optado, frecuentemente, por el trabajo minucioso y árduo del vaciado directo de las diferentes fuentes, para adaptar los datos de acuerdo con las exigencias y objetivos particulares de cada estudio a realizar. Frente a esta situación puede ser de gran utilidad buscar un método de aproximación al conocimiento de la realidad.

A fin de utilizarlo en un estudio demográfico de Menorca, hemos elaborado un modelo de población, que consta de dos partes (DUBON,MªL.1984). Presentamos aqui su primera parte, en la que construye una tabla de mortalidad. En una segunda fase es un modelo de población estable, partiendo de la tabla anterior.

Si se observa la figura 1, reproducida de HENRY (1976,pág 189),en la cual se representa la probabilidad de defunción, en escala logarítmica, en función de la edad, para Francia, referida a los períodos 1898-1903 y 1960-1964, se ha de observar, primero que existe una similitud formal entre ambas curvas,segundo, que cada una parece estar compuesta de dos fragmentos de parábola, una válida para edades jóvenes y otra para la madurez y vejez. Esta observación nos ha movido a intentar de ajustar analíticamente una curva de mortalidad por edades, en función de un solo parámetro, que desde ahora designaremos como "estado sanitario". Evidentemente se trata de una aproximación, más o menos discutible. La primera hipótesis es la siguiente, el logaritmo de la probabilidad de defunción a una cierta edad es función cuadrática de ésta, existiendo una función válida entre los cero y los veinte años, y otra válida de los veinte en adelante. La segunda hipótesis dice que ambas curvas pueden ser determinadas por un parámetro,"S", que define tres puntos de cada una de ellas. Para la curva entre cero y veinte años establecemos las siguientes relaciones,

$$\begin{aligned} \log \text{prob } (0,5) &= -2.S+2,9 \\ \log \text{prob } (10) &= -2.S+1,1 \qquad (1) \\ \log \text{prob } (20) &= -1,7.S+1,4 \end{aligned}$$

Para la curva de veinte años en adelante las relaciones son

$$1 = \log \text{prob}\ (30S+31)$$
$$2 = \log \text{prob}\ (12S+71) \qquad |2|$$
$$\log \text{prob}\ (20) = -1{,}7 \cdot S + 1{,}36$$

Estas relaciones han sido deducidas empíricamente de las curvas de HENRY(1976), suponiendo, arbitrariamente, que "S" valdría 0,3 para Francia en 1900 y 0,8 para Francia de1960. Así tendríamos que en Francia en 1900 la probabilidad de defunción en el primer año de vida sería del 200 por mil, la probabilidad de defunción a los diez años (mínimo) sería del 3 por mil, la probabilidad de defunción a los veinte años, del 7 por mil, se volvería a alcanzar una probabilidad de defunción del 10 por mil a los cuarenta años y una probabilidad de defunción del 100 por mil a los 74,6 años. Para 1960 estos valores serían respectivamente, 21 por mil (0,5 años), 0,8 por mil (20 años), 10 por mil (55 años) y probabilidad del 100 por mil a los 80,6 años.

Un valor de "S" determina, de la forma explicada, tres puntos para cada una de las dos parábolas. Por otra parte, tres puntos de una parábola determinan la forma analítica o la ecuación de dicha curva, mediante un sistema de tres ecuaciones lineales con tres incógnitas. Las incógnitas son los coeficientes de la parábola, X,Y,Z,

$$\log \text{prob}\ (e) = Xe^2 + Ye + Z \qquad |3|$$

Hasta aquí se ha supuesto, siempre sobre los gráficos de HENRY (1976), que se trataba de mortalidad para sexos agrupados. Si queremos, en función de "S", obtener curvas o tablas de mortalidad separadas por sexo, habremos de hacer una hipótesis más, ¿cuál es la diferencia, para un estado sanitario "S", global, entre el estado sanitario "masculino", "SM", y el estado sanitario femenino "SF"? Hemos ensayado algunas posibilidades, y parece dar un resultado aceptable, evidentemente discutible, la siguiente suposición,

$$SM \quad S \substack{0,02 \\ 0,08}$$
$$\qquad\qquad |4|$$
$$SF \quad S \substack{0,02 \\ 0,08}$$

(El valor 0,02 corresponde a los grupos jóvenes y el valor 0,08 a los maduros y viejos.)

Así, el modelo que se ha diseñado, en su primera parte, tiene dos opciones. Primera definir un estado sanitario "S", y ajustar mediante las relaciones |1| y |2| las curvas |3| para cada sexo, asumiendo también |4|. Para cada sexo |1| es un sistema de tres ecuaciones con tres incognitas, que se resuelve mediante la regla de CRAMER. Análogamente |2|. Las ecuaciones de la forma |3| obtenidas se utilizan para calcular probabilidades de defunción a edad fija.

Una tabla de mortalidad no determina la tasa global de mortalidad, pues una misma tabla -un mismo estado sanitario, de acuerdo con nuestras hipótesis-, para un mismo volumen de población, dará mayor mortalidad global si la población es envejecida, que si se tratara de una población joven. Ahora bien, si conocemos la tasa global de mortalidad y la estructura o pirámide de población y se aceptan las hipótesis que se han expuesto, está claro que las tablas de mortalidad correspondientes podrán ser definitivas. Así actua la segunda opción. El proceso es el siguiente: Para una determinada población y período se entran en el programa la identificación (población y período) y la tasa global media de mortalidad. En el disco correspondiente se lee la pirámide de población que corresponde y se inicia un bucle para ir aproximándose a un estado sanitario apropiado. En el primer giro del bucle el estado sanitario supuestoes cero. De acuerdo con este estado sanitario se calculan las correspondientes tablas de mortalidad. Se aplican estas tablas (una para cada sexo) a la pirámide leida, multiplicando la probabilidad de cada grupo, edad-sexo, por los efec tivos correspondientes, obteniéndose las defunciones por grupo. El total de defunciones dividido por la población total es la tasa de mortalidad provisional (correspondiente a S=0) y se compara con la tasa real global. Logicamente será mayor. Entonces empieza la segunda vuelta del ciclo incrementando "S" en 0,05 puntos y se repite el proceso, y así hasta que la comparación de igualdad aproximada entre la tasa de mortalidad provisional y real. En este momento está ajustado el estado sanitario correspondiente a esta población. A partir de aqui arrancaría la segunda parte del programa, que ahora no tratamos.

Se han hecho dos tipos de comparaciones (vease cuadros I y II) sobre la bondad del método. Para el conjunto de Baleares el Instituto Nacional de Estadística (1978) tiene publicadas las pirámides de población y las tablas de mortalidad para 1970. Utilizando estos datos y la mortalidad global que se desprende, obtenemos tablas supuestas de mortalidad, por edad y sexo. En el cuadro I se pueden comparar éstas con las reales. Existen diferencias, pero no parecen ser muy significativas.

Para Maó hemos recogido y elaborado directamente, en el Registro Civil, tablas de mortalidad real por edad y sexo para el período 1975-1980. En el cuadro II se comparan estas tablas con las supuestas, considerando el censo de 1981 y una mortalidad global de 9,2 por mil. También las discrepancias parecen quedar dentro de límites aceptables.

BIBLIOGRAFIA

CARDOSO,C.y PEREZ BRIGNOLI,H.(1977):Los métodos de la historia.Barcelona, ed.Grijalbo,pp.431.

DUBON,M.L.(1984):Dinàmica de la població de Maó en relacio a la resta de Menorca.1741-1981.Memoria de Licenciatura.Inédita.

HENRY,L.(1976):Demografía.Barcelona,ed.Labor,pp.349.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA (1978):Tablas de Mortalidad.(1969-1972). Madrid.

LIVI BACCI,M.(1984):Introduzione alla demografia.Torino,Loescher editore. pp.439.

WILSON,A.G.(1974):Geografía y planeamiento urbano y regional.Barcelona, Oikos-tau,1980.pp.452.

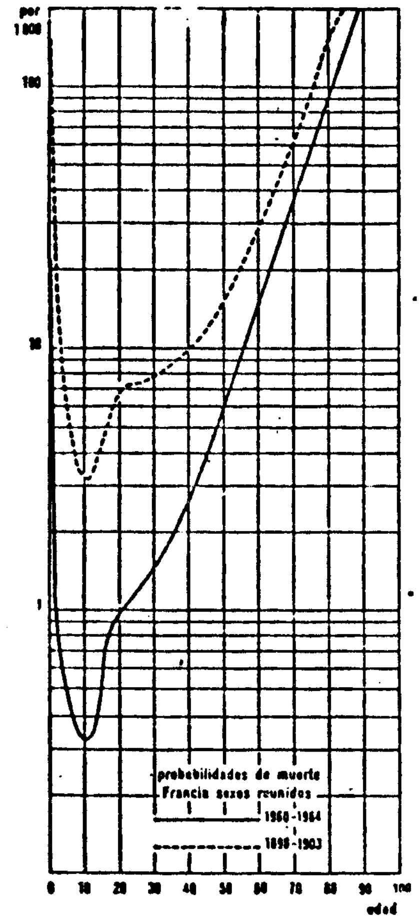

Fig. 1.- Probabilidades de muerte según la edad, para Francia, 1898-1903 (línea discontínua) y 1960-64 (línea contínua) (de HENRY, L., 1976)

CUADRO I.- COMPARACIONES ENTRE LAS PROBABILIDADES DE DEFUNCION POR EDAD Y SEXO DEDUCIDAS DEL MODELO PARA BALEARES 1970 Y LAS TASAS CENTRALES DE MORTALIDAD REALES PUBLICADAS POR EL I.N.E.

A) PROBABILIDAD DE DEFUNCION POR EDAD Y SEXO DEDUCIDAS DEL MODELO. TASA DE MORTALIDAD INTRODUCIDA, 10,7 $^{o}/oo$. CENSO UTILIZADO, BALEARES 1970. ESTADO SANITARIO QUE RESULTA, 0,8.

	Probabilidad de defunción ($^{o}/oo$)	
Edad	Hombres	Mujeres
0,5	21,9	18,2
5	1,6	1,4
7,5	0,6	0,5
12,5	0,3	0,2
17,5	0,5	0,4
22,5	1,5	1,5
27,5	2,0	1,7
32,5	2,6	2,1
37,5	3,6	2,7
42,5	4,9	3,6
47,5	6,9	4,9
52,5	9,9	6,9
57,5	14,5	10,1
62,5	21,7	15,2
67,5	33,1	23,8
72,5	51,4	38,4
77,5	81,6	64,2
82,5	132,1	111,2
87,5	218,2	199,1

B) TASA CENTRAL DE MORTALIDAD PARA BALEARES, 1969-72, EN TANTO POR MIL. - Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

Edad	Hombres	Mujeres
0,5	21,7	18,1
3,0	1,3	0,9
7,5	0,6	0,4
12,5	0,5	0,2
17,5	1,4	0,5
22,5	1,6	0,9
27,5	2,1	0,9
32,5	2,2	0,9
37,5	2,9	1,4
42,5	3,8	2,0
47,5	5,4	2,7

Edad	Hombres	Mujeres	(continúa)
52,5	8,8	4,3	
57,5	13,1	7,0	
62,5	23,7	11,6	
67,5	35,3	17,7	
72,5	63,2	34,3	
77,5	98,2	57,4	
82,5	132,2	108,9	
87,5	174,3	149,5	

CUADRO II.- COMPARACION ENTRE LAS TABLAS DE DEFUNCION POR EDAD Y SEXO DEDUCIDAS DEL MODELO PARA MAO 1981 Y OBTENIDAS DIRECTAMENTE EN EL REGISTRO CIVIL PARA EL PERIODO 1976 - 80.

A) TABLA DE DEFUNCION POR EDAD Y SEXO DEDUCIDA DEL MODELO. TASA DE MORTALIDAD INTRODUCIDA, 9,10 /oo. CENSO UTILIZADO, MAO 1981. ESTADO SANITARIO QUE RESULTA, 0,95

Defunciones

Edades	Hombres	Mujeres	Total
0-1	2	1	3
1-4	0	0	1
5-9	0	0	0
10-14	0	0	0
15-19	0	0	0
20-24	0	0	1
25-29	0	0	1
30-34	1	0	2
35-39	1	1	2
40-44	2	1	3
45-49	2	1	4
50-54	3	2	6
55-59	5	4	9
60-64	8	5	13
65-69	11	9	21
70-74	14	13	28
75-79	15	19	34
80-84	13	21	35
85-89	6	20	27
90 ...	6	18	24

B) TABLA DE DEFUNCIONES POR EDAD Y SEXO OBTENIDA POR RECUENTO PERSONAL EN EL REGISTRO CIVIL DE MAO. PERIODO 1976-80, MAO.

Defunciones

Edades	Hombres 76-80	Hombres Promedio	Mujeres 76-80	Mujeres Promedio	Total 76-80	Total Promedio
0-1	5	1	5	1	2	10
1-4	1	0	1	0	2	0
5-9	1	0	3	1	4	1
10-14	1	0	0	0	1	0
15-19	3	1	0	0	3	1
20-24	0	0	0	0	0	0
25-29	3	1	0	0	3	1
30-34	5	1	4	1	9	2
35-39	6	1	2	0	8	2
40-44	8	2	4	1	12	2
45-49	17	3	5	1	22	4
50-54	12	2	14	3	26	5
55-59	29	6	13	3	42	8
60-64	38	8	28	6	66	13
65-69	58	12	39	8	97	19
70-74	84	17	49	10	133	27
75-79	78	16	91	18	169	34
80-84	79	16	90	18	169	34
85-89	42	8	77	15	119	24
90 ...	24	5	51	10	75	15