

La Estadística demográfica y los Seguros de Viudedad y Orfandad ⁽¹⁾

Por D. Antonio Lasheras-Sanz,

Catedrático de Seguros en la Escuela Central de Altos Estudios Mercantiles y Presidente-Director del Instituto de Actuarios Españoles.

Tema es este que nos preocupa desde los comienzos de nuestra preparación actuarial. Precisamente por ahora hace veinte años que estuvimos recogiendo en la Sección Provincial de Estadística de Zaragoza, de los boletines de defunción, los datos necesarios para el estudio que hacíamos, a título de ensayo, al objeto de redactar la tesis para nuestra graduación de Actuario, que versó sobre las *Bases fundamentales del Seguro colectivo de viudedad*; es decir, sobre el estudio estadístico en que se basa la valoración económica de esta clase de riesgos en los Montepíos y Cajas de Pensiones.

De entonces aquí no ha sido un interés meramente especulativo de orden científico el que nos ha obligado a prestar una plena atención a los problemas de técnica estadística que plantea este género de cuestiones, sino la necesidad de carácter profesional, que nos ha obligado a acudir a estadísticas extranjeras, que adolecen del mal de referirse a hechos cuya manifestación está afectada por multitud de circunstancias y condiciones que hacen variar tanto de un país a otro, o aun dentro de un mismo país, de una profesión a otra, o de una u otra ponderación de profesiones en el conjunto que integre un complejo de mayor o menor generalidad, las características externas de la medición estadística de tales hechos.

(1) Trabajo publicado en el *Boletín de Estadística* de la Dirección General de Estadística, en su número 24.

En España no poseemos estadísticas actuariales de carácter nacional para esta clase de riesgos; pero la fiebre despertada en los españoles, de simpatía por los Montepíos y Mutualidades, que no son otra cosa que verdaderas Cajas de pensiones más o menos principales o complementarias, plantea la acuciante necesidad de procurarse esta clase de estadísticas, y para ello hay que hacer la debida disección de los problemas de técnica actuarial que se ofrecen, a fin de llegar a la *determinación de los datos estadísticos necesarios para su resolución*. De esto, pues, vamos a ocuparnos hoy.

Ya hemos dicho en anterior artículo nuestro, aparecido en estas mismas honrosas páginas (*Boletín* núm. 21), sobre "La Estadística y el Seguro", que para la finalidad actuarial son preferibles las estadísticas específicas sacadas de la propia experiencia de las Entidades aseguradoras que las estadísticas genéricas, porque aquéllas están influenciadas por esa naturaleza de su propio origen y automáticamente recogen matices de completa acomodación a la naturaleza y condiciones de los nuevos núcleos asegurados sobre que luego hayan de proyectarse los coeficientes de ellas, deducidas para la medición *apriorística* de hechos futuros, sobre la base de experiencia pasada proporcionada por hechos, aparentemente, cuando menos y *grosso-modo*, de la misma naturaleza, condiciones y circunstancias que aquellos que han de recibir la posterior proyección. Pero a falta de estas estadísticas específicas, que extraídas, como decimos, de las propias Entidades aseguradoras (denominando así también a los referidos Montepíos y Mutualidades), lo que requeriría muchos años de espera para obtener un período de observación satisfactorio y una coordinación de los resultados particulares de todas y cada una de ellas, entre la desorientación que significa la carencia absoluta de datos y la muy aproximada orientación que proporcionan las estadísticas de carácter genérico, hay que acudir a éstas que, por el mayor volumen de masa de observación, permiten una notabilísima reducción del plazo o período de observación.

Los elementos actuariales que para la valoración económica de las pensiones de viudedad y orfandad necesitamos, podemos distinguirlos en estas dos clases: de viudedad y orfandad, y vamos a estudiarlos, como ya hemos apuntado antes, partiendo de la necesidad técnica actuarial para, por análisis, llegar a la medula estadística y, ya en este terreno, ver cómo podrían recogerse los datos estadísticos.

A.—VIUDEDADES.

El Seguro de Viudedad se puede enfocar de dos maneras: una, llamada *individual*, y otra, *colectiva*.

La primera es de una complejidad extraordinaria que, por hoy, la hace inaceptable. Hay que partir de la base de que el asegurado, en el momento de ingresar en Seguro, sea soltero o casado, y dentro de este segundo caso, que lo sea por primeras nupcias, por segundas, etc.; que sea viudo de primeras nupcias, de segundas, etc., o divorciado, en los países en los que el divorcio se admite, con análoga especificación a la de los viudos. Para los solteros (el caso es más complejo) hay que combinar las probabilidades de casarse en primeras nupcias, de enviudar o divorciarse de éstas, de volverse a casar, y así sucesivamente. Análogamente para los casados, viudos y divorciados, pero prescindiendo ya de las situaciones posibles por que ya hayan pasado. Estos y otros detalles, que no nos paramos a citar tan siquiera, darían tipos de prima distintos para los miembros de una misma Caja de pensiones, según las circunstancias personales que concurriesen en el afiliado al ingresar.

Sin embargo, en estas Cajas de pensiones la perspectiva se presenta más simplista. Cualquiera que sean las circunstancias de soltero, casado, viudo o divorciado del afiliado a la Caja, en cualquier momento de su permanencia en ella, incluso el ingreso, contribuye con relación a sus ingresos (sueldo, etc.), solamente o a éstos combinados con su edad inicial de adhesión al Seguro, pero nada más, y devenga derechos en función del sueldo o equivalente consolidado a su muerte a favor de la mujer que acredite en forma legal ser su viuda legítima en los términos reglamentarios previstos.

En estas condiciones, la cosa se simplifica a nada más necesitar:

- 1.º La probabilidad de morir, pero dejando viuda.
- 2.º La edad media de la viuda según la de muerte del marido.
- 3.º La permanencia de la viuda en tal estado, situación durante la cual percibe la pensión de viudedad.

Estudiemos por separado cada uno de estos elementos desde el punto de vista estrictamente estadístico:

Probabilidad (1) de morir dejando viuda.

Para lograr los elementos que permitan establecer esta probabilidad basta con elaborar con la base de un mismo material una tabla de supervivencia general, o serie de valores de la forma l_x , y su correlativa tabla de mortalidad, o serie de valores d_x , desglosando los términos de ésta en dos cada uno, de forma que

$$d_x = d'_x + d''_x$$

donde d''_x significa los fallecidos dejando viuda y d'_x los otros fallecidos no en estas condiciones. De esta forma se constituyen las tres series definidas por cada uno de los sumandos y por su suma en la anterior igualdad.

Por consiguiente, la probabilidad buscada es de la forma

$$\frac{d''_x}{l_x} = q''_x$$

Pero esto exige construir las tablas de supervivencia y mortalidad completas, cosa que tiene una serie de complicaciones, pues nos remitimos a lo dicho sobre *especialización* al tratar del *Análisis cualitativo* en nuestro antes citado artículo publicado en estas mismas páginas. Sin embargo, mucho más sencillamente podemos obtener resultados satisfactorios orillando las antedichas dificultades. Conociendo por el mismo medio que sirve para procurar los datos relativos a los *movimientos de población*, para cada edad, la relación

$$\frac{d''_x}{d_x} = \varphi_x$$

de los fallecidos dejando viuda, o como casados procedentes de las nupcias que fuese, al total de los fallecidos, a esa edad, se obtiene una

(1) Siempre que citemos la "probabilidad", entiéndase en la acepción de límite a que tiende la "frecuencia".

relación que, aplicada a los tantos de mortalidad de la tabla de esta clase adoptada, se obtiene

$$q_x \cdot \varphi_x = \frac{d_x}{l_x} \varphi_x = \frac{d_x}{l_x} \cdot \frac{d_x^c}{d_x} = \frac{d_x^c}{l_x},$$

con lo que hemos obtenido una relación de elementos de la misma naturaleza que los anteriores, pero de cuantías correlativas con la tabla de mortalidad adoptada.

Edades medias de las viudas.

Por este procedimiento sucederá que de varios casados fallecidos a una misma edad, las edades de las respectivas viudas, en términos generales, serán distintas y deberán reducirse, para poder operar, a una edad común promedia que nos presentará a y , la edad media de la viuda en el momento del fallecimiento del marido a la edad x , en una función de ésta,

$$\varphi_x = f(x)$$

cuya forma explícita de la función habrá que determinar.

Sobre este particular las cosas no están muy claras. En 1905, mister Marr, en una aportación o comunicación suya a la "Faculty of Actuaries in Scotland", publicada en las *Transactions* de la misma, se limitaba, conforme al ambiente de la época, a tomar la relación entre x e y que resultaba de la expresión

$$\Delta_x = \frac{\Sigma(x - \gamma)}{n_x}.$$

En junio de 1924, M. Fleury nos decía por carta de esa fecha que la fórmula $\gamma = x - 5$ empleada en su estudio sobre los retiros de los funcionarios de la *Ville de Paris* descansa, no sobre la media de todo el personal, sino sobre todo el que podría haber sido observado. La diferencia media estaba comprendida entre cuatro y cinco años para los empleados y aproximadamente en tres años para los obreros. Bien en-

tendido—nos advertía M. Fleury—que lo que se establecía para la región parisina podía no servir para España.

En 1930, el Dr. Urech (de Berna), en su estudio *Sur les bases techniques de l'assurance collective*, adapta la relación $\gamma = x - 2$. En cambio, en las *Bases techniques pour l'assurance de groupes* establecidas por el "Bureau Fédéral Suisse des Assurances" en 1931 se sigue el mismo criterio que Mr. Marr, a pesar de estar inspiradas en el estudio del Dr. Urech. También M. Deprez (Berna), en sus *Bases techniques pour Caisses de pensions*, 1931, sigue semejante criterio.

Por nuestra parte, el estudio llevado a cabo en 1924 nos condujo a la expresión de relación funcional

$$p_x = ax + b,$$

habiendo obtenido para el ensayo a que al principio nos hemos referido

$$a = 0,8589 \quad y \quad b = 2,809.$$

Además, como en dicha tesis nuestra demostramos, la relación funcional no puede ser otra. Y, además, sucede que, al redondear por exceso o por defecto el valor calculado de y_x , por grupos de siete edades consecutivas, a partir de una determinada que el propio cálculo da, la sexta edad se repite dos veces.

Tabla de permanencia en estado de viudedad.

Operando sobre la base de las observaciones de las Entidades aseguradoras de esta clase de riesgo, directamente podríamos calcular los tantos anuales de nupcialidad entre viudas η_y^v , que sumadas a las de mortalidad, nos darían las de eliminación del grupo de viudas y , por consiguiente, las probabilidades anuales de permanencia

$$p_y^v = 1 - q_y^v - \eta_y.$$

Ahora bien, por el método de las estadísticas generales, aunque con mayor trabajo, también se podrían determinar los tantos η_y , pero en todo caso podríamos aplicar los coeficientes, tantos o probabilidades gene-

rales de nupcialidad, si bien son mayores que la nupcialidad entre viudas y, por tanto, producirían valores de p_y^v menores que los debidos y, en consecuencia, valores económicos inferiores a los verdaderos. Esto significa, desde luego, una complicación no tan fácil de salvar como en el caso de la probabilidad de morir dejando viuda.

B.—ORFANADES.

Análogamente a como con el Seguro de viudedad sucede con el de orfandad, para el cual los elementos necesarios son:

- a) La probabilidad de morir dejando huérfanos de padre y madre.
- b) Número de hijos, con distinción de sexos, y respectivas edades.
- c) Probabilidad de morir dejando viuda con hijos.
- d) Número, sexo y edades respectivas de los hijos.
- e) Probabilidad de que estos hijos queden posteriormente huérfanos de madre.

Estudiemos también aquí, desde el punto de vista meramente estadístico, cada uno de estos elementos.

Probabilidad de dejar huérfanos de padre y madre, número, sexo y edades respectivas de ellos.

De manera semejante a lo dicho para la probabilidad de morir dejando viuda, puede procederse en cuanto a la probabilidad de morir dejando huérfanos de padre y madre, producidos por la muerte del padre. Si tenemos, pues, procurados por los mismos medios empleados para estudiar los movimientos de población, los números totales de fallecidos a una edad x , d_x , y los que de entre éstos han fallecido dejando huérfanos de padre y madre, d_x^h , podemos establecer la relación análoga a la de las viudedades

$$\psi_x^h = \frac{d_x^h}{d_x}$$

coeficiente que bastará multiplicarlo por el tanto anual de mortalidad, q_x , correspondiente a la tabla de mortalidad general adoptada, para que nos dé la probabilidad deseada combinando aquella tabla con el ca-

rácter específico español de la orfandad de padre y madre producida por muerte del padre (al haber muerto anteriormente la madre).

La distinción de los hijos, según el sexo, es necesaria en España por la modalidad imperante de que en tanto para los varones las pensiones de orfandad cesan al cumplir estos hijos una edad dada (los dieciocho años para el Seguro de accidentes del trabajo y los veintitrés para las clases pasivas del Estado), para las hembras se admite la posibilidad de que la pensión puede ser vitalicia si no toman estado, y aun en muchos casos existe la posibilidad de que la hija viuda y sin otra pensión de viudedad igual o mayor que la que le correspondió por orfandad, rehabilita ésta.

Dentro de cada sexo, ocurrirá que entre padres fallecidos a una misma edad, unos habrán dejado un cierto número de hijos; otros, otro número; otros, ninguno. Para poder reducir el estado de cosas a una situación que permita operar con ella habrá que determinar el *número medio de hijos* de cada sexo que corresponden por fallecido; y también aquí podemos operar independientemente de la tabla de mortalidad general adoptada. Para ello, bastará con dividir el número total de hijos que han quedado huérfanos en tales condiciones, h_x , para una misma edad de los padres al morir, por el total de padres fallecidos a esa edad x , d_x^h ,

$$\frac{h_x}{d_x^h} = \theta'_x.$$

Si ahora tomamos el producto

$$q_x \cdot \psi_x \cdot \theta'_x = \frac{d_x}{l_x} \cdot \frac{d_x^h}{d_x} \cdot \frac{h_x}{d_x^h} = \frac{h_x}{l_x}$$

vemos que se puede establecer directamente una función que teniendo el carácter de promedio de hijos por cabeza asegurada, lleve implícita, además, la condición de probabilidad de fallecer dejando hijos. En este caso, para operar independientemente de la tabla de mortalidad tomada como básica, podremos detenernos en el número promedio de hijos

$$\psi_x \theta'_x = \frac{d_x^h}{d_x} \cdot \frac{h_x}{d_x^h} = \frac{h_x}{d_x} = \theta_x.$$

Finalmente, dentro de este subepígrafe queda por tratar la edad de ese número promedio de hijos. Al ser dicho número de hijos un promedio, no tenemos más remedio que admitir la hipótesis de que todos ellos tienen una misma edad, pues de otra forma nadie hasta ahora hemos visto manera distinta de proceder. Esta hipótesis plantea en el terreno estadístico la relación funcional entre la edad del padre en el momento de la muerte y la común que resulta para el número promedio de hijos, relación funcional estadística que no hemos tenido oportunidad de estudiar, como hicimos para el caso de las viudas, por falta de material adecuado.

De experiencia ajena, hasta ahora, que nosotros sepamos, quienes han operado con esta clase de elementos se han limitado a tomar los obtenidos directamente de la observación, aceptando como tal edad común la promedia

$$z_x = \frac{\Sigma z_x}{h_x}$$

sin más graduación, no ya analítica, sino ni mecánica. Sin embargo, suscita interés muy estimable el poder estudiar el tipo de relación funcional estadística entre las variables x y z cuando se pueda disponer de material para ello.

Caso de huérfanos de padre solamente.

En este caso, según la norma española, la pensión es percibida por la viuda, quien la transmite a su muerte o nuevo matrimonio a los hijos que deje en condiciones de continuar percibiéndola.

En este caso no se pueden obtener funciones estadísticas de tan directa aplicación al problema actuarial como en el caso de huérfanos completos. Hay que proceder como en el anterior, estableciendo funciones de significación paralela, pero que ofrecerán el material módulo de diferencialidad que imprimirá a unos y otros el carácter específico que les es propio. Proporcionados, pues, al Actuario los elementos estadísticos en estas condiciones, el problema que queda en pie es de índole estricta de cálculo actuarial. Se trata de combinar estos elementos con las sucesivas probabilidades de que puedan entrar en disfrute de la pensión en cualquiera de los años subsiguientes al del fallecimiento del padre, e incluso en lo que quede del año en que tuvo lugar dicho fallecimiento.

Esta solución del problema, que por lo dicho se ve que no es del momento actual, la apuntaremos a título informativo; se trata de una renta de supervivencia en la que actúa de asegurada la viuda y de beneficiarios los hijos que han quedado o los que de ellos sobrevivan en condiciones de percibir la pensión, computados estos hijos a base de la situación inicial fijada como acabamos de indicar.

La nupcialidad.

Tanto en las viudedades como en las orfandades, en cuanto se refiere asimismo a las viudas que cesan en el percibo de la pensión si se casan, transmitiéndola a los hijos, en su caso, y a las hijas, que cesan también en dicho percibo por su parte al contraer matrimonio, tiene importante función que cumplir la consideración del fenómeno nupcialidad, estudiado estadísticamente; pero de este fenómeno nos ocuparemos en otra ocasión.

Nos queda, pues, para terminar, resaltar la conveniencia con honores de necesidad de recoger los datos estadísticos que nos sirvan para el fin que acabamos de estudiar en cuanto antecede. Para ello podrían aprovecharse los *boletines de defunción* que, para hacer posible el estudio del *movimiento anual de la población*, pasan de los Registros civiles a las Secciones provinciales de Estadística, a que ya hemos hecho referencia al principio.

Cuando nosotros, según ya hemos dicho, acudimos el año 1924 a la Sección provincial de Zaragoza, utilizamos los *boletines* relativos a los Juzgados de la capital y al año 1922. En ellos constaban, entre otros datos de orden genérico, los de edad de la viuda y el número de hijos que tuvo, si era casado. Indudablemente, por la dificultad de obtener con garantía de la suficiente confianza las edades de las viudas, se prescindió después de tal dato. No obstante, si posible fuera, desde el punto de vista de la técnica genérica de la Estadística nacional, sería, ya hemos dicho, no conveniente, sino necesario, recoger en dichos *boletines* los siguientes datos: Edad del cónyuge superviviente, y en caso de que el titular del *boletín* sea viudo, a ser posible, fecha de defunción del otro cónyuge; hijos que quedan, no consignando sólo el número de los habidos en el matrimonio, sino concretando los que quedan, en el momento

de la muerte del titular del *boletín*, especificando por sexos y consignando las respectivas edades para las de uno y otro sexo.

Algún día ha de pensarse en implantar, técnicamente estructurados, los Seguros sociales de viudedad y orfandad, y para ello sería de utilidad indispensable poder disponer de estos datos para poderlos manejar conforme dejamos expuesto.