2. ASPECTOS METODOLÓGICOS

2.1 GENERALIDADES SOBRE LA ELABORACIÓN DE TABLAS DE MORTALIDAD

Una descripción metodológica en profundidad sobre la construcción de tablas de mortalidad, y los supuestos implícitos que hay detrás de dicha construcción, puede consultarse en las excelentes monografías de Keyfitz (1979) o Preston, Heulevine y Guillot (2001). Desde un punto de vista más práctico puede verse el protocolo de la HMD (Wilmoth et al. 2007), que constituye la metodología seguida por Goerlich y Pinilla (2004, 2005a, 2006 y 2007) para la elaboración de su sistema de tablas de mortalidad.

Este epígrafe resume brevemente dicho protocolo para el cálculo de las tablas de mortalidad de periodo con referencia temporal de un año y partiendo en todos los casos de datos de flujos anuales de defunciones por sexo, edad, año y generación (triángulos de Lexis 1875) y datos de stock de población por sexo y edad a 1 de enero de cada año.[9] La disponibilidad de la información nos permite fijar un intervalo abierto final de 100 y más años. Es relevante además calcular tablas de mortalidad separadas para cada sexo porque la mortalidad les afecta de forma diferente. También sería posible calcular tablas de mortalidad según otras agrupaciones de población, como por ejemplo la raza, tal y como se hace en Estados Unidos (Anderson 1999), pero estos subconjuntos de población no parecen tener relevancia en España.

El cálculo de la tabla de mortalidad parte de la obtención de las tasas observadas de mortalidad por periodo (t) y edad (x) para cada sexo, M_{xt}.[10] Dicha tasa viene definida como el cociente entre las defunciones por edad durante un periodo de tiempo anual, D_{xt}, y la exposición al riesgo durante dicho periodo de calendario en el intervalo de edad $[x, x+1)$, E_{xt},

$$M_{xt} = \frac{D_{xt}}{E_{xt}} \tag{1}$$

[9] En el caso de que algunos de estos datos no estén disponibles, como por ejemplo en el caso de las poblaciones provinciales por edades simples, entonces se hace necesario su estimación, por los métodos establecidos en Wilmoth, Andreev, Jdanov y Glei (2007) o por cualquier otro razonable, para posteriormente agregar de forma consistente la tabla de mortalidad, si se considera que por edades simples no es lo suficientemente precisa debido a la escasa información estadística. La sección siguiente describe con mayor detalle la disponibilidad de las estadísticas de base.

[10] En nuestro caso t hace referencia a un año de calendario y las edades se consideran siempre en intervalos de un año, $[x, x+1)$.

donde $D_{xt} = D_{xt}^{L} + D_{xt}^{U}$, siendo D^L las defunciones del triángulo de Lexis inferior y D^U las defunciones del triángulo de Lexis superior, y la exposición al riesgo se mide el años-persona por periodo de calendario y se calcula de acuerdo con la siguiente fórmula (Wilmoth et al. 2007, página 32 y apéndice E),

$$E_{xt} = \frac{1}{2}\left[P_{xt} + P_{x,t+1}\right] + \frac{1}{6}\left[D_{xt}^{L} - D_{xt}^{U}\right] \tag{2}$$

donde P_{xt} es el stock de población a 1 de enero del año t.[11]

Dado un conjunto de tasas de mortalidad específicas por edad para un año de calendario, y calculadas de acuerdo con (1), la tabla de mortalidad de periodo se obtiene convirtiendo dichas tasas en probabilidades de muerte específicas por edad. Puesto que las probabilidades sólo están definidas para generaciones, y no para poblaciones observadas en un momento dado del tiempo (*stock*), dicha conversión se realiza mediante la relación existente entre las tasas de mortalidad específicas por edad y las probabilidades de muerte específicas por edad para una generación dada (Preston, Heulevine y Guillot 2001, página 42, sección 3.1).

Sin embargo, antes de efectuar esta conversión las tasas de mortalidad observadas para las edades más avanzadas son suavizadas por medio del ajuste de una función logística. En edades avanzadas este tipo de ajuste se justifica, no sólo por los posibles errores en la recolección de los datos, sino porque en poblaciones medias y pequeñas es posible observar tasas erráticas debidas a la aleatoriedad de forma que un suavizado permite una mejor representación de las condiciones de mortalidad subyacentes. De esta forma dado M_{xt}, comenzamos por ajustar una función logística a las tasas observadas para $x \geq 80$; dicho ajuste se hace de forma separada para cada sexo.

En concreto, dadas observaciones de D_x y E_x para $x = 80, 81, 82, \ldots, 100+$ (donde $x = 100+$ representa el intervalo de edad abierto final de 100 y más años).[12] Se suavizan las tasas observadas, $M_x = D_x / E_x$, mediante el ajuste del modelo de Kannisto para la mortalidad en edades avanzadas (Thatcher, Kannisto y Vaupel 1998), con una asíntota igual a la unidad.[13] Dicho modelo estima la siguiente función logística subyacente a un modelo de Poisson para las defunciones observadas en edades avanzadas

---

[11] Para el intervalo de edad abierto final de 100 y más años se suprime el segundo término referente a las defunciones en el cálculo de la exposición al riesgo en (2).

[12] El subíndice t se suprime cuando no sea necesario o no haya lugar a confusión.

[13] Este suavizado se realiza siempre y cuando existan al menos dos $M_x > 0$ para $x \geq 80$. Si existen menos de dos M_x estrictamente positivas, entonces suponemos que M_x es constante e igual a la última tasa estrictamente positiva observada para $x \geq 80$.

$$\mu_x(a,b) = \frac{ae^{b(x-80)}}{1+ae^{b(x-80)}} \tag{3}$$

donde requerimos que $a \geq 0$ y $b \geq 0$.[14] Suponiendo que las defunciones siguen un proceso de Poisson condicionado, $D_x \middle| E_x \sim Poisson\left(E_x\mu_{x+0.5}(a,b)\right)$, obtenemos estimaciones de los parámetros *a* y *b*, $\hat{a}$ y $\hat{b}$, maximizando el logaritmo de la siguiente función de verosimilitud

$$\log L(a,b) = \sum_{x=80}^{100}\left[D_x \log\mu_{x+0.5}(a,b) - E_x\mu_{x+0.5}(a,b)\right] + c \tag{4}$$

donde *c* es una constante (independiente de *a* y *b*).[15]

Sustituyendo $\hat{a}$ y $\hat{b}$ en la ecuación (3) obtenemos tasas de mortalidad suavizadas para cada sexo, $\hat{M}_x$, donde $\hat{M}_x = \hat{\mu}_{x+0.5} = \mu_{x+0.5}(\hat{a},\hat{b})$. La especificación de este modelo restringe $\hat{a}$ y $\hat{b}$ a valores positivos de forma que las tasas de mortalidad no pueden disminuir por encima de $x = 80$. Adicionalmente y aunque el intervalo abierto final de edades es de 100 y más años generamos tasas suavizadas hasta un intervalo abierto final de 110 y más años, que es el intervalo final considerado en la HMD.

Las tasas suavizadas sustituyen a las observadas a partir de una edad *y* y superiores, donde *y* se define como la menor edad donde observamos menos de 100 defunciones en cualquiera de los sexos, todo ello dentro de la restricción $80 \leq y < 95$; y en cualquier caso a partir de $x \geq 95$. En otras palabras, utilizamos tasas suavizadas para la mayor edad de las siguientes dos condiciones: (*i*) $x = 80$, (*ii*) la menor edad en la que las defunciones

---

[14] Para satisfacer estas restricciones sobre *a* y *b* el procedimiento de cómputo se reparametriza en función de a^* y b^*, donde $a = e^{a^*}$ y $b = e^{b^*}$.

[15] Los valores iniciales para la maximización de (4) se obtienen a partir de la estimación del correspondiente modelo de regresión de Poisson, que también en no lineal. Esta regresión no lineal es inicializada con $a = b = 1$, o lo que es lo mismo, con $a^* = b^* = 0$. El proceso final de maximización de (4) realiza 10 iteraciones iniciales por el método del simplex, al objeto de refinar todavía más las estimaciones iniciales derivadas del modelo de regresión de Poisson, para finalmente utilizar el algoritmo de Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shanno (Press et al. 1988) en las iteraciones finales. Aunque no se encontró ninguna situación de ausencia de convergencia, dado que el procedimiento anterior es no lineal esta posibilidad siempre existe. En este caso se previó la utilización del método de regresión lineal descrito en versiones anteriores del protocolo de la HMD (Wilmoth 2002). Dicho método se basa en una estimación por mínimos cuadrados ponderados (WLS) de la regresión de $Y_x = \log\left(\frac{M_x}{1-M_x}\right)$ sobre $X = x + \frac{1}{2}$ y una constante, utilizando como pesos D_x, y recuperando las tasas suavizadas a partir de los valores ajustados de dicha regresión, $\hat{Y}_x$, como $\hat{M}_x = \frac{e^{\hat{Y}_x}}{1+e^{\hat{Y}_x}}$.
Todos los cálculos de este trabajo fueron programados en WinRATS, versión 7.10 (http://www.estima.com).

observadas en cualquiera de los dos sexos sean inferiores a 100;[16] y en cualquier caso siempre para $x \geq 95$, independientemente del número de defunciones observadas. La utilización de tasas suavizadas comienza en la misma edad para ambos sexos, varones y mujeres. Así pues, la tabla de mortalidad de periodo para cada sexo se construye a partir del siguiente vector de tasas de mortalidad para la población: M_0, M_1, M_2,..., M_{y-1}, $\hat{M}_y$, $\hat{M}_{y+1}$, ..., $\hat{M}_{109}$, $_\infty\hat{M}_{110}$.

Después de la obtención de las tasas suavizadas para ambos sexos es necesario obtener las correspondientes tasas suavizadas para el total de la población como media ponderada de las tasas para varones y mujeres. Estas se obtienen a partir de la formula

$$\hat{M}_x^T = w_x^M \hat{M}_x^M + (1 - w_x^M)\hat{M}_x^V \tag{5}$$

donde los superíndices T, M y V hacen referencia al total de la población, a las mujeres y a los varones respectivamente, y w_x^M representa el peso asignado a la tasa de mortalidad de las mujeres de edad x, pero estos pesos deben todavía ser determinados.

Para las tasas de mortalidad observadas, los pesos en (5) se igualan de hecho con las proporciones correspondientes de exposición al riesgo para cada sexo. En concreto,

$$\pi_x^M = \frac{E_x^M}{E_x^M + E_x^V} = \frac{E_x^M}{E_x^T} \tag{6}$$

Para las tasas de mortalidad suavizadas dichos pesos también podrían ser calculados a partir de las exposiciones al riesgo observadas, pero debido a fluctuaciones aleatorias en los valores a edades avanzadas, la serie resultante de tasas de mortalidad suavizadas para el total de la población no sería tan suave como las correspondientes para cada sexo por separado, varones y mujeres. En consecuencia se procede a suavizar las proporciones π_x^M mediante el ajuste de una función logística por mínimos cuadrados ponderados (WLS). En concreto se ajusta la ecuación

$$z = \operatorname{logit}\left(\pi_x^M\right) = \log\left(\frac{\pi_x^M}{1 - \pi_x^M}\right) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + u \tag{7}$$

---

[16] Puesto que las defunciones de varones en edades avanzadas son típicamente inferiores a las defunciones de mujeres, la edad a partir de la cual se utilizan tasas suavizadas viene determinada normalmente por la condición de que las defunciones de varones sean inferiores a 100, en el caso de que esta condición sea operativa.

para $80 \le x \le 100$ y utilizando como pesos E_x^T. Obviamente sólo se incluyen las observaciones para las que $0 < \pi_x^M < 1$, ya que de otra forma logit(·) no está definido.

Los pesos finales de (5) se obtienen a partir de los valores ajustados de (7), $\hat{z} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x + \hat{\beta}_2 x^2$, y deshaciendo la transformación logit(·),

$$w^M = \hat{\pi}_x^M = \frac{e^{\hat{z}}}{1+e^{\hat{z}}} \tag{8}$$

A partir de (8), las correspondientes tasas suavizadas de mortalidad para el total de la población se obtienen como

$$\hat{M}_x^T = \hat{\pi}_x^M \hat{M}_x^M + (1-\hat{\pi}_x^M)\hat{M}_x^V \tag{9}$$

Finalmente suponemos, como es habitual, que las tasas de mortalidad observadas en la población coinciden con las tasas de mortalidad de una generación dada (es decir, las tasas de la propia tabla de mortalidad). Esto es, denotando por m_x las tasas de mortalidad específicas por edad para una generación, suponemos que $m_x = M_x$ para $x = 0, 1, \dots, y - 1$, $m_x = \hat{M}_x$ para $x = y, y + 1, \dots, 109$, y ${}_{\infty}m_{110} = {}_{\infty}\hat{M}_{110}$ para el intervalo abierto final de 110 y más años.[17] Teóricamente este supuesto sólo es correcto cuando la estructura de edades de la población actual es idéntica a la estructura de edades de una población estacionaria en cada intervalo de edad (Preston, Keyfitz y Schoen 1972; Keyfitz 1979; Preston, Heulevine y Guillot 2001). Sin embargo, desde un punto de vista práctico, en la mayoría de casos las desviaciones respecto a este supuesto son probablemente pequeñas y de escasa importancia para intervalos de edad de un año (edades simples) y evita la adopción de los métodos iterativos propuestos por Keyfitz (1966, 1968, 1970).

A continuación debemos convertir las tasas de mortalidad m_x en probabilidades de muerte específicas por edad, q_x. Sea a_x el número medio de años vividos en el intervalo de edad $[x, x + 1)$ por aquellas personas que mueren a la edad x. Calculamos q_x a partir de m_x y a_x de acuerdo con la fórmula (Greville 1943; Chiang 1968)

$$q_x = \frac{m_x}{1+(1-a_x).m_x} \tag{10}$$

---

[17] El proceso de suavizado nos permite extender la tabla de mortalidad hasta un intervalo abierto final de 110 y más años a pesar de que las observaciones sobre defunciones y población por edades sólo se extienden hasta los 100 y más años.

para $x = 0, 1, 2,..., 109$. Supondremos $a_x = ½$ para edades simples excepto para $x = 0$.[18] Finalmente para el intervalo abierto final imponemos la condición de consistencia, ${}_{\infty}a_{110} = \frac{1}{{}_{\infty}m_{110}}$ y en consecuencia ${}_{\infty}q_{110} = 1$.

Obsérvese que (10) indica que, para una generación, la conversión de m_x a q_x depende de un solo parámetro: a_x, el número medio de años vividos en el intervalo de edad $[x, x + 1)$ por aquellas personas que mueren en dicho intervalo. Ninguna otra información es necesaria para realizar dicha conversión, y cualquier otra información adicional es redundante. El valor $a_x = ½$ supone que aquellas personas que fallecen en el intervalo de edad $[x, x + 1)$ lo hacen, por término medio, en la mitad del intervalo.

Este supuesto no es realista para $x = 0$, en este caso los fallecimientos ocurren en los primeros momentos de la vida. Por ello para esta edad utilizamos las fórmulas para a_0 sugeridas por Preston, Heulevine y Guillot (2001, página 48), y que han sido adaptadas del modelo de tablas de mortalidad de Coale y Demery (1983). Por tanto, si

$$m_0 \geq 0.107 \quad \text{entonces} \quad a_0 = \begin{cases} 0.350 & \text{para mujeres} \\ 0.330 & \text{para hombres} \end{cases} \tag{11}$$

Por otra parte, si

$$m_0 < 0.107 \quad \text{entonces} \quad a_0 = \begin{cases} 0.053 + 2.800.m_0 & \text{para mujeres} \\ 0.045 + 2.684.m_0 & \text{para hombres} \end{cases} \tag{12}$$

Para el total de la población calculamos a_0 como

$$a_0^T = \frac{a_0^M D_0^M + a_0^V D_0^V}{D_0^M + D_0^V} \tag{13}$$

donde los superíndices T, M y V hacen referencia al total de la población, a las mujeres y a los varones respectivamente, y donde D_0^i son el total de defunciones (las de ambos triángulos de Lexis) a la edad de cero años para la población de referencia, $i = M, V$.

Para completar el resto de funciones biométricas de la tabla de mortalidad procedemos de la siguiente forma. Sea p_x la probabilidad de supervivencia en el intervalo de edad $[x, x + 1)$,

[18] Eurostat (Calot y Sardon 2004) propone una fórmula alternativa para la estimación directa de q_0 que no se basa en el ajuste de a_0, sino en las defunciones para $x = 0$ clasificadas por triángulos de Lexis, la población de cero años al comienzo del periodo y los nacimientos ocurridos a lo largo del año.

$$p_x = 1 - q_x \tag{14}$$

para cualquier edad x. Sean l_0 = 100.000 el número inicial de nacidos de la generación ficticia de la tabla de mortalidad. Entonces, el número de supervivientes, l_x, (de estos 100.000 iniciales) a la edad x es

$$l_x = l_{x-1}.p_{x-1} = l_0.\prod_{i=0}^{x-1} p_i \tag{15}$$

y la distribución de fallecidos por edad, d_x, en la tabla de mortalidad es

$$d_x = l_x.q_x = l_x.(1 - p_x) = l_x - l_x p_x = l_x - l_{x+1} \tag{16}$$

para x = 0, 1, 2,..., 109. Para el intervalo abierto final la condición de consistencia implica que ${}_{\infty}d_{110} = l_{110}$.

Los años-persona, L_x, vividos por la generación de la tabla de mortalidad en el intervalo de edad [x, x + 1) vienen dados por

$$L_x = l_{x+1} + a_x.d_x \tag{17}$$

puesto que l_{x+1} representa los años-persona vividos en el intervalo de edad [x, x + 1) por los supervivientes de la generación en dicho intervalo y $a_x d_x$ representa la contribución a los años-persona de aquellos que fallecen en el intervalo de edad (el número de fallecidos, d_x, por el tiempo medio de vida de los mismos en el intervalo correspondiente, a_x). Desde el punto de vista del cálculo una forma conveniente para L_x, utilizando (14), (15) y (16), es

$$L_x = l_x - (1 - a_x).d_x \tag{18}$$

para x = 0, 1, 2,..., 109. De nuevo para el intervalo abierto final la condición de consistencia implica que ${}_{\infty}L_{110} = {}_{\infty}a_{110}.l_{110}$. Los años-persona que restan por vivir en la generación de la tabla de mortalidad para los individuos de edad x, T_x, vienen dados por

$$T_x = \sum_{i=x}^{109} L_i + {}_{\infty}L_{110} \tag{18}$$

para x = 0, 1, 2,..., 109. Para el intervalo abierto final, $T_{110} = {}_{\infty}L_{110}$.

Dado que la esperanza de vida, e_x, es el número medio de años de vida futura a una edad exacta x, para los supervivientes que alcanzan dicha edad, bajo el supuesto de que los años vividos por todos ellos se reparten por igual. La esperanza de vida se obtiene como

$$e_x = \frac{T_x}{l_x} \tag{19}$$

para $x = 0, 1, 2, \ldots, 110$. Así, la esperanza de vida al nacer, e_0, representa el número de años que pueden esperar vivir en promedio los miembros de la generación de la tabla de mortalidad en el momento de su nacimiento; y la esperanza de vida a los 65 años, e_{65}, representa el número de años que pueden esperar vivir en promedio los miembros de dicha generación en el momento de cumplir 65 años. Existe, por tanto una esperanza de vida característica para cada edad y todas ellas pueden variar a lo largo del tiempo al ir cambiando la mortalidad.

La derivación deja claro que la interpretación habitual de la esperanza de vida como los años que en promedio pueden esperar vivir los individuos de una sociedad en un momento del tiempo a una edad dada es correcta si y sólo si se mantienen las mismas condiciones de mortalidad para la generaciones futuras, o dicho de otra forma, la población es estacionaria en cada intervalo de edad.

Siguiendo las recomendaciones de la HMD las tablas iniciales derivadas en Goerlich y Pinilla (2004, 2005a, 2006 y 2007) comienzan siempre calculando tablas de mortalidad completas (para edades simples), desagregando las poblaciones si ello es necesario. A partir de estas tablas completas se obtienen las correspondientes tablas abreviadas (para grupos de edad quinquenales, manteniendo siempre separado el intervalo de edad del primer año de vida). Esta forma de proceder, en lugar de un cálculo directo de tablas de mortalidad abreviadas a partir de datos agregados en grupos quinquenales, garantiza la consistencia entre ambos conjuntos de tablas y proporciona los mismos valores de e_x y otras funciones biométricas entre tablas.

El procedimiento de extracción de tablas abreviadas a partir de las tablas completas puede ser descrito en dos etapas y es aplicable a cualquier intervalo de edad, n.

1) Extraer los valores de l_x, T_x y e_x para la tabla abreviada directamente de la tabla completa.[19]

2) Calcular ${}_nL_x = T_x - T_{x+n}$, ${}_nd_x = l_x - l_{x+n}$ y ${}_nq_x = \frac{{}_nd_x}{l_x}$, donde para el (nuevo) intervalo abierto final, $[x', \infty)$, la condición de consistencia implica ${}_\infty L_{x'} = T_{x'}$, ${}_\infty d_{x'} = l_{x'}$ y ${}_\infty q_{x'} = 1$.

[19] Obsérvese que es suficiente con extraer l_x y e_x, puesto que, dado, (19) $T_x = e_x . l_x$.

Utilizamos la convención estándar en demografía que utiliza como prefijo el subíndice *n* para referirse a la longitud del intervalo de edad cuando este es superior al año y en aquellas magnitudes donde este intervalo es relevante.

Normalmente *n* es igual a 5 ó 10, pero puede ser cualquier intervalo, incluso no es necesario que *n* sea constante a lo largo de toda la distribución de edades (n_x), de hecho el primer año de edad se suele mantener separado por sus especiales características. Adicionalmente x' se suele fijar en 85, 100 ó 110.

2.2 ESPERANZAS DE VIDA LIBRES DE DISCAPACIDAD (EVLD)

Para calcular esperanzas de vida en salud se requiere, una vez definida la acepción de salud que vamos a considerar, incorporar en la metodología anterior una forma de introducir ajustes por estados de salud. Es fácil observar que la tabla de mortalidad describe un proceso de transición de un estado (vida) a otro (muerte), en el que este segundo estado es absorbente (no es posible salir de él) y que básicamente todo lo que necesitamos es calcular la probabilidad de transición entre ambos estados a las diferentes edades. Por ello las tablas de mortalidad descritas en el apartado anterior se las conoce en ocasiones como tablas de mortalidad de decrementos únicos (sólo es posible una única transición de un estado —vida— a otro —muerte— del que ya no es posible salir; Preston, Heulevine y Guillot 2001, capítulo 3).

Realizar ajustes por estados de salud implica añadir estados y ser capaces de medir la probabilidad de transición entre todos los estados considerados. Así pues, si el estado “vida” lo dividimos en “salud” y “discapacidad”, deberemos ser capaces de medir las probabilidades de transición entre “salud” y “discapacidad”, entre “salud” y “muerte” y entre “discapacidad” y “muerte”. Además, si la discapacidad no es un estado absorbente, también deberemos medir la probabilidad de transición de “discapacidad” a “salud” nuevamente.

Si somos capaces de medir estas probabilidades y todos los estados son absorbentes, entonces la metodología anterior puede ser extendida sin demasiadas dificultades dando lugar a las denominadas Tablas de Mortalidad de decrementos múltiples (Preston, Heulevine y Guillot 2001, capítulo 4). Cuando parte de los estados son reversibles entonces la metodología se complica, pero la teoría para la medición está actualmente disponible basada en los procesos de Markov y da lugar a las denominadas Tablas de Mortalidad de incrementos y decrementos múltiples (Preston, Heulevine y Guillot 2001, capítulo 12). La metodología para la proyección de estilos de vida desarrollada en el Instituto Demográfico e Interdisciplinar de los Países Bajos (*Netherlands Interdisciplinary Demographic Institute* [NIDI]) está basada en este tipo de tablas multiestado en el que unos estados son absorbentes y otros no (Van Imhoff y Keilman 1991; Van Imhoff 1994a, 1994b).

Medir las probabilidades de transición entre estados requiere, (*i*) o bien información de registros exhaustiva, similares a los de mortalidad, pero referentes a los cambios de estado de salud entre los individuos, de forma que sea posible una estimación razonable de tasas similares a (1) a partir de las que determinar las probabilidades de transición bajo supuestos similares a los utilizados en la elaboración de la Tabla de Mortalidad estándar; o (*ii*) la disponibilidad de datos longitudinales sobre individuos en el que observemos las transiciones que ellos experimentan a lo largo de un periodo determinado de observación y la utilización de modelos estadísticos de razón de fallo (*Hazard rate models*) que estimen dichas probabilidades (Lièvre, Brouard y Heathcote 2003).

Esta información no está disponible en España, ni tampoco en la mayoría de países, con generalidad. Por ello la literatura ha buscado métodos alternativos que requieran menor volumen de información y que permitan una aproximación razonable al cálculo de las esperanzas de vida en salud, sin que sea necesario conocer las probabilidades de transición entre estados.

Sin duda alguna el método indirecto más utilizado es el conocido como el método de Sullivan (1971) y cuyos antecedentes se encuentran en el intento de Sanders (1964) de utilizar la tabla de mortalidad para calcular la probabilidad de supervivencia teniendo en cuenta el estado funcional de los individuos. Existen otros métodos indirectos (Albarrán, Ayuso, Guillén y Monteverde 2001, Monteverde 2004, Guillén 2006), pero sin duda alguna el método de Sullivan es el más extendido, el que menos requerimientos informativos precisa y el que ha sido objeto de atención por parte de los organismo internacionales. De hecho el indicador años de vida en buena salud (*Healthy Life Years* [HLY]) calculado por Eurostat como indicador estructural para los estados miembros de la Unión Europea no es más que la Esperanza de Vida Libre de Discapacidad (EVLD) calculada por el método Sullivan (1971). También es este el método propugnado por la OMS en su compilación de estadísticas internacionales (OMS 2008), el utilizado por el Ministerio de Sanidad en los Indicadores Clave del Sistema Nacional de Salud (MSC 2007), o el utilizado por el INE en el informe general sobre la *Encuesta de Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud* de 1999 (INE 2005b).

El método Sullivan es sencillo y se encuentra bien descrito en EHEMU (2007) desde un punto de vista práctico.[20] A partir de una tabla de morta-

---

[20] Un antecedente de este documento se encuentra en Jagger (2001), ya que la *European Health Expectancy Monitoring Unit* (EHEMU, http://www.ehemu.eu/) es un proyecto que, financiado por la Comunidad Europea, emanó de la red internacional REVES sobre esperanzas en salud y procesos de discapacidad (http://reves.site.ined.fr/en/), en su versión europea, Euro-REVES. En la actualidad el proyecto EHEMU tiene continuación en el proyecto *European*

lidad convencional, construida por los métodos expuestos en el epígrafe anterior, el método Sullivan consiste fundamentalmente en un ajuste, para cada edad, de los años-persona, L_x, vividos por la generación de la tabla de mortalidad, a partir de unas tasas de prevalencia observadas específicas por edades, θ_x, y correspondientes al estado de salud cuya esperanza se desea calcular.

Desde un punto de vista teórico θ_x debe ser una tasa de la misma forma que lo es la tasa de mortalidad definida en (1), es decir se trata de un cociente de flujos para un periodo determinado (t). El numerador debe estar constituido por el número de transiciones entre estados o por una estimación de los años-persona vividos en el estado de salud bajo consideración durante el periodo de que se trate, mientras que por su parte el denominador debe estar constituido por la población expuesta al riesgo durante dicho periodo de calendario en el intervalo de edad correspondiente, $[x, x+1)$.

En la práctica, las tasas de prevalencia se obtienen a partir de encuestas y se calculan como un cociente entre las personas que se encuentran en el estado de salud considerado en un momento del tiempo y la población total, tal y como es recogida en la encuesta. Se trata por tanto de una proporción, ya que se calcula como un cociente entre stocks. Aunque esta es la práctica habitual no deja de representar una cierta inconsistencia teórica y notacional, ya que estamos designando como tasa, lo que en realidad es una proporción.

Así pues, si L_x son los años-persona de la tabla de mortalidad y θ_x es la prevalencia a la discapacidad en el intervalo de edad $[x, x+1)$, la cantidad $S_x = (1-\theta_x)L_x$ representa los años-persona vividos sin discapacidad por la generación de la tabla de mortalidad en el intervalo de edad $[x, x+1)$. Si ${}_\infty\theta_{110}$ representa la tasa de prevalencia en el intervalo final abierto de 110 y más años, los años-persona que restan por vivir sin discapacidad en la generación de la tabla de mortalidad para los individuos de edad x, T_x^*, vienen dados por

$$T_x^* = \sum_{i=x}^{109}(1-\theta_i)L_i + (1-{}_\infty\theta_{110})\,{}_\infty L_{110} \qquad (20)$$

para $x = 0, 1, 2, \ldots, 109$. Para el intervalo abierto final, $T_{110}^* = (1-{}_\infty\theta_{110})\,{}_\infty L_{110}$.

A partir de aquí la logica anterior permite definir la esperanza de vida libre de discapacidad (EVLD), e_x^*, como el número medio de años de vida futura

Health and Life Expectancy Information System (EHLEIS, 2007-2010, http://reves.site.ined.fr/en/home/regional_networks/ehleis/).

sin discapacidad a una edad exacta x, para los supervivientes que alcanzan dicha edad, bajo el supuesto de que los años vividos sin discapacidad por todos ellos se reparten por igual. De esta forma la esperanza de vida libre de discapacidad se obtiene como

$$e_x^* = \frac{T_x^*}{l_x} \qquad (21)$$

para $x = 0, 1, 2,..., 110$. Así, la esperanza de vida libre de discapacidad al nacer, e_0^*, representa el número de años que pueden esperar vivir sin discapacidad en promedio los miembros de la generación de la tabla de mortalidad en el momento de su nacimiento; y la esperanza de vida libre de discapacidad a los 65 años, e_{65}^*, representa el número de años que pueden esperar vivir sin discapacidad en promedio los miembros de dicha generación en el momento de cumplir los 65 años de edad.

Se observa pues que la derivación de la EVLD por el método Sullivan está expuesta a las mismas limitaciones que la esperanza de vida habitual. En concreto, sólo es posible interpretar la EVLD como los años que en promedio pueden esperar vivir sin discapacidad los individuos de una sociedad en un momento del tiempo a una edad dada, si y sólo si, se mantienen las mismas condiciones de mortalidad y morbilidad (discapacidad) para las generaciones futuras, o dicho de otra forma, la población es estacionaria en cada intervalo de edad no sólo en lo referente a la mortalidad, sino también en lo referente a la morbilidad relativa al estado de salud que estemos considerando.

Obsérvese que el método Sullivan obvia la estimación de las transiciones entre estados de salud. A pesar de ello la literatura reciente ha mostrado sus buenas propiedades bajo hipótesis similares a las necesarias para justificar las tablas de mortalidad de periodo convencionales, y cuya metodología básica se expuso en el epígrafe anterior (Imai y Soneji 2007).

Puesto que $\theta_x \geq 0$ para algún x, se sigue que $e_x^* \leq e_x$, con igualdad sólo en el caso de que no existan problemas de salud. De esta forma la EVLD descompone la esperanza de vida tradicional en aquella parte que debemos esperar que los individuos de una sociedad vivan sin problemas de salud, e_x^*, y aquella parte que debemos esperar que vivan con discapacidad, $e_x - e_x^* \geq 0$. Por ello, no sólo es importante examinar los valores absolutos, sino también los relativos, es decir el porcentaje de años que los individuos pueden esperar vivir, en promedio, sin discapacidad, $100.\frac{e_x^*}{e_x}$.

Es primordial recordar, a efectos interpretativos, que esta descomposición no dice nada acerca del periodo temporal vital en el que los individuos sufren los problemas de salud. En ocasiones se hace el supuesto instrumental de que los años de discapacidad se acumulan al final de la vida, en las etapas previas a la muerte, pero esto no se deriva en absoluto de la forma de cálculo del indicador. Es posible que esta interpretación que se hace en ocasiones derive del modelo general de transiciones entre estados de salud de la OMS (OMS 1984), pero nada en la construcción de la EVLD sugiere esta distribución de los años con discapacidad. La pérdida de salud, en la mayoría de sus variantes, no tiene por qué ser irreversible.

Finalmente señalar que podemos distinguir básicamente dos escenarios en el examen de la relación en las tendencias entre esperanza de vida (EV) y esperanza de vida libre de discapacidad (EVLD, o esperanza de vida en salud más generalmente):

a) Si la EVLD crece más rápidamente que la EV, y en consecuencia la proporción del tiempo que viven los individuos en buena salud aumenta, entonces estamos ante un escenario de *compresión de la morbilidad.*

b) Si la EVLD evoluciona por debajo de la EV, entonces la proporción del tiempo que viven los individuos en mala salud aumenta, y estamos ante un escenario de *expansión de la morbilidad.*

En este último caso es posible distinguir dos situaciones, cuando la EVLD crece, pero a un menor ritmo que la EV, y cuando la EVLD disminuye, aún a pesar de que la EV pueda estar creciendo. Cantidad y calidad de años de vida evolucionan en este último caso de forma opuesta.