

# DEMOGRAFÍA

## ÍNDICE

9.0. Conceptos generales de análisis demográfico.....	4
9.1. Pirámides e indicadores demográficos.....	6
9.1.0. Conceptos generales.....	6
9.1.1. Pirámides de población.....	6
9.1.1.1. La construcción de la pirámide de población.....	6
9.1.1.2. Interpretación de la pirámide de población.....	7
9.1.1.3. Algunos tipos particulares de pirámides.....	14
9.1.1.4. Otros usos de la técnica de las pirámides.....	17
9.1.1.5. Manejo del submódulo de pirámides de población.....	18
9.1.2. Indicadores de estructura.....	21
9.1.2.0. Conceptos generales.....	21
9.1.2.1. Manejo del submódulo de indicadores de estructura.....	31
9.1.3. Indicadores de fecundidad.....	34
9.1.3.0. Conceptos generales.....	34
9.1.3.1. Indicadores de natalidad y fecundidad.....	35
9.1.3.2. Manejo del submódulo de indicadores de fecundidad.....	46
9.2. Tablas de mortalidad.....	51
9.2.0. Conceptos generales.....	51
9.2.1. Construcción de la tabla de mortalidad.....	52
9.2.2. Algunos comentarios y recomendaciones sobre el uso de las tablas de mortalidad.....	59
9.2.3. Manejo del submódulo de tablas de mortalidad.....	60
9.3. Expectativas de salud.....	63
9.3.0. Conceptos generales.....	63
9.3.1. Las expectativas de salud como medida sintética de la salud de las poblaciones.....	65
9.3.2. Cálculo de expectativas de salud. El método de Sullivan.....	67
9.3.3. Manejo del submódulo de expectativas de salud.....	70
9.4. Años potenciales de vida perdidos (APVP).....	80
9.4.0. Conceptos generales.....	80
9.4.1. Importancia de la elección del límite para el cálculo de los APVP.....	80
9.4.2. Uso de valoraciones sociales en el cálculo de los APVP.....	86
9.4.3. Manejo del submódulo de APVP.....	89
9.5. Descomposición del cambio en la esperanza de vida y años de esperanza de vida perdidos.....	108
9.5.0. Conceptos generales.....	108
9.5.1. Descomposición del cambio en la esperanza de vida.....	109

9.5.1.0. Conceptos generales.....	109
9.5.1.1. Manejo del submódulo de descomposición del cambio en la EV.....	112
9.5.2. Años de esperanza de vida perdidos (AEVP) .....	118
9.5.2.1. De un período.....	118
9.5.2.2. Comparación de dos períodos .....	120
9.5.2.3. Advertencias y recomendaciones.....	121
9.5.2.4. Manejo del submódulo de AEVP .....	122
Bibliografía .....	126
Anexo 1: Novedades del módulo de demografía .....	131
Anexo 2: Fórmulas del módulo de demografía.....	133

## 9.0. Conceptos generales de análisis demográfico

Según el Diccionario Demográfico Multilingüe "la *demografía* es la ciencia que tiene por objeto el estudio de las poblaciones humanas tratando, desde un punto de vista principalmente cuantitativo, su dimensión, su estructura, su evolución y sus características generales" [1]. La demografía se interesa, salvo excepciones, por los colectivos humanos, no por los individuos concretos. Trabaja a partir de información estadística, agregada, con especial atención a una serie de variables que afectan al comportamiento de los fenómenos demográficos: el sexo, la edad, el estado civil, la actividad económica, el grado de formación, el lugar de residencia, la nacionalidad, el grupo étnico o la composición de los hogares, entre otros. Se entiende por *población* "el conjunto de individuos, constituidos de forma estable - con continuidad en el tiempo- ligado por vínculos de reproducción e identificado por características territoriales, políticas, jurídicas, étnicas o religiosas" [2].

Cualquier población está en continuo proceso de cambio. La dinámica demográfica, aquello que hace que una población cambie en el tiempo y se distinga de otras, no es más que la interrelación de los fenómenos demográficos básicos: la *natalidad*, la *mortalidad* y la *migración*. Cada uno de ellos interviene de modo distinto en los cambios de una población, no sólo por su signo -unos sumando efectivos, otros eliminándolos- sino también porque actúan de manera distinta según las variables anteriormente citadas -sexo, edad, etc.-, contribuyendo en consecuencia no sólo a variar su tamaño, sino también a modelar su estructura (Figura 1). La participación de cada fenómeno en la dinámica demográfica se puede expresar mediante la llamada ecuación compensadora o balance poblacional:

$$P^{t+n} = P^t + N^{t,t+n} - D^{t,t+n} + I^{t,t+n} - E^{t,t+n}$$

donde P es la población total, N son los nacimientos, D las defunciones, I los inmigrantes, E los emigrantes, y t y t+n dos momentos del tiempo.

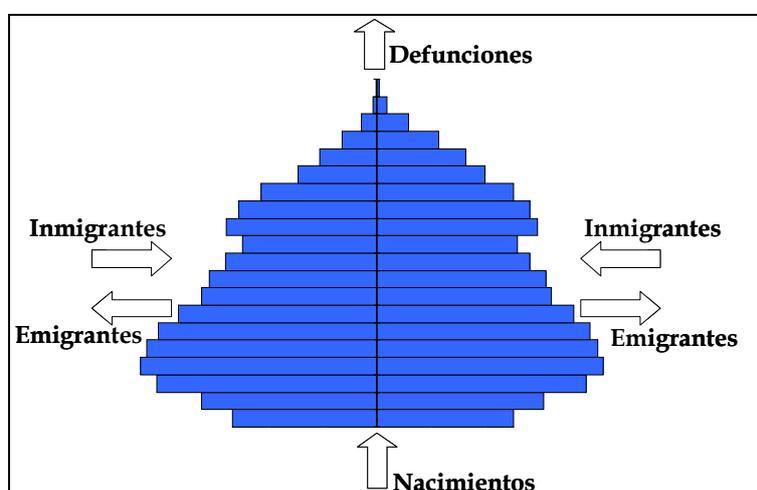


Figura 1. La ecuación compensadora representada sobre una pirámide de población.

Hay que tener en cuenta, no obstante, que la demografía trabaja con datos estadísticos y que éstos nunca son un perfecto reflejo de la realidad. Así pues, cada parámetro de la ecuación contiene un margen de error:

$$P^{t+n} = P^t + N^{t,t+n} - D^{t,t+n} + I^{t,t+n} - E^{t,t+n} \pm \epsilon$$

donde  $\epsilon$  representa el error acumulado en las distintas fuentes estadísticas.

La diferencia entre la población final  $P^{t+n}$  y la población inicial  $P^t$  es el crecimiento total ocurrido entre las dos fechas y puede ser, lógicamente, positivo (ganancia de población) o negativo (pérdida de población). También puede estimarse, de acuerdo con la ecuación compensadora, como balance entre los componentes de la dinámica demográfica (N-D+I-E). A su vez, en el crecimiento total se pueden distinguir dos componentes:

- el balance entre nacimientos y defunciones es el *crecimiento natural* o *vegetativo*;

$$CN_{t,t+n} = N_{t,t+n} - D_{t,t+n}$$

- la diferencia entre inmigración y emigración se denomina *saldo* o *crecimiento migratorio*.

$$SM_{t,t+n} = I_{t,t+n} - E_{t,t+n}$$

La demografía, como la epidemiología, tiene en cuenta tres dimensiones temporales: el tiempo cronológico o de calendario (periodo), el tiempo como duración (edad), y el tiempo como línea de vida (cohorte) (Figura 2). En función de ellas se aborda el análisis de los fenómenos demográficos, bien bajo la perspectiva transversal (observación para un periodo concreto, con frecuencia un año de calendario), bien bajo la perspectiva longitudinal (estudiando lo acontecido a una cohorte, de manera prospectiva o retrospectiva).

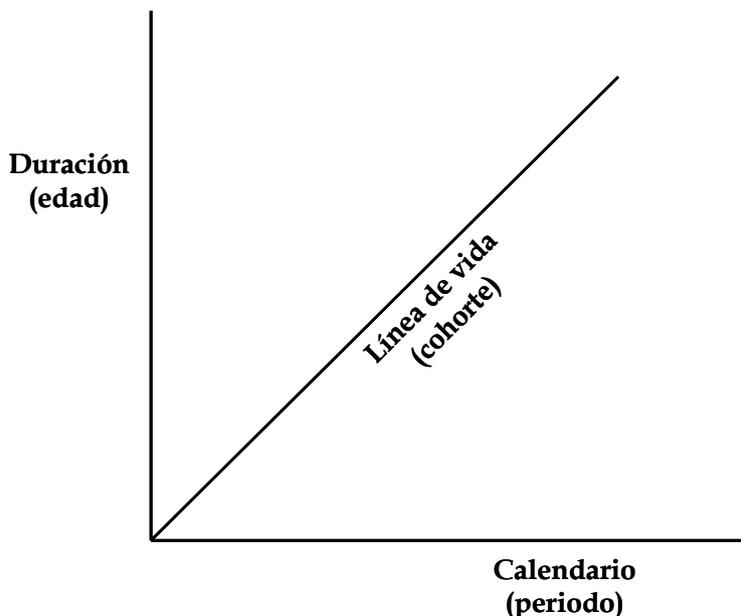


Figura 2. Dimensiones temporales del análisis demográfico.

El módulo de demografía de Epidat 4 incluye algunas de las técnicas demográficas más utilizadas en la salud pública y la administración sanitaria. Los dos primeros submódulos abordan respectivos pilares del análisis demográfico: la estructura por sexo y edad de las poblaciones y las tablas de mortalidad. En el primero se incluye también la estimación de indicadores de fecundidad. El tercer submódulo permite, mediante el cálculo de expectativas de salud, analizar el impacto de la mortalidad en una población teniendo en cuenta sus condiciones de salud. El cuarto submódulo facilita el análisis de la mortalidad prematura mediante el cálculo de los años potenciales de vida perdidos (APVP). El quinto submódulo introduce dos métodos para el análisis de la diferencia de esperanza de vida entre dos periodos en términos de mortalidad, descomponiéndola por causa, sexo y grupo de edad. Por último, el sexto submódulo aborda el cálculo de los años de esperanza de vida perdidos.

Para profundizar en los conceptos, métodos y técnicas del análisis demográfico, y su vinculación con la salud pública, pueden consultarse distintas obras de referencia [2][3][4][5][6][7][8][9][10].

## 9.1. Pirámides e indicadores demográficos

### 9.1.0. Conceptos generales

La descripción y estudio de las características de una población en un momento dado es una tarea fundamental del análisis demográfico. Para ello se requiere información procedente de recuentos (censos, padrones), estimaciones y encuestas, siempre referidas a una fecha concreta. El cambio demográfico es continuo, y por ello es necesario ceñir las explicaciones a un momento preciso del calendario. Son muchas las variables que se pueden manejar al analizar las características de una población (desde el estado civil hasta el nivel de instrucción, desde la nacionalidad hasta el estado de salud o la prevalencia de discapacidades). En los apartados que siguen se tratarán principalmente las dos variables básicas que definen una población: el sexo y la edad.

Para facilitar la organización del menú del programa, el submódulo de *Indicadores de fecundidad* se ha incluido en este primer apartado junto con las *Pirámides* y los *Indicadores de estructura*, pese a corresponder a lo que se conoce hoy como *dinámica de las poblaciones*. Esto es así porque el resto de apartados se refieren al análisis de la mortalidad, que constituye la parte mayor de los procedimientos implementados en el menú de Demografía de Epidat 4.

### 9.1.1. Pirámides de población

#### 9.1.1.1. La construcción de la pirámide de población

El mejor modo de visualizar la distribución por sexo y edad de una población es, sin duda, la pirámide de población, verdadero icono de la demografía [11]. Una pirámide es un doble histograma que permite, con un solo golpe de vista, hacerse una idea clara no sólo acerca de las características generales de la población (joven, envejecida, con algún desequilibrio en función del sexo) sino también sobre particularidades específicas que remiten a algún acontecimiento concreto concerniente a la población objeto de estudio.

Usualmente las pirámides de población se construyen siguiendo varias convenciones y reglas:

- representar a los hombres a la izquierda y a las mujeres a la derecha del eje central,
- ubicar las edades de manera que cuanto más bajas sean, más cerca estén de la base y viceversa,
- mantener cierta proporcionalidad entre base y altura (3 anchuras por 2 alturas, o 4 por 3, aproximadamente),
- respetar la misma escala a ambos lados del eje central (para favorecer la comparación entre sexos),
- representar el peso de cada intervalo etáreo por la superficie de cada barra del histograma, no por su longitud, algo especialmente importante cuando se trabaja con grupos de edad desiguales,
- pueden construirse con valores absolutos, pero es preferible hacerlo con las proporciones de cada edad y sexo respecto de la población total.

El último punto es importante y diferencia a la pirámide de los indicadores de estructura, que se calculan separadamente sobre el total de cada sexo respectivo. En el caso de la pirámide de población, usar como denominador de las proporciones a la población total de ambos sexos reunidos garantiza la comparabilidad no sólo de la distribución por edad, sino también por sexo. Un ejemplo permitirá comprender mejor este punto. Supongamos una población con la distribución que se muestra en la Tabla 1.

Tabla 1.- Distribución de una población ficticia por sexo en tres grandes grupos de edades de la misma amplitud.

	Hombres	Mujeres
<b>Jóvenes</b>	30	3
<b>Adultos</b>	50	5
<b>Mayores</b>	20	2
<b>Total</b>	100	10
<b>Total de ambos sexos</b>		110

Si la representación se realiza tomando las proporciones de cada edad sobre el total del propio sexo, se obtendrá una pirámide en la que se podrá comparar el reparto por edad, pero no así entre sexos, y el resultado será igual en ambos lados del gráfico. Para que se tenga en cuenta también el reparto por sexo el denominador deberá ser común, es decir, la población total de ambos sexos reunidos (Figura 3). Será así como se pondrá en evidencia que la cantidad de varones en el conjunto de la población es mucho mayor (diez veces mayor, en el ejemplo) que la de mujeres, pese a que en ambos sexos la distribución relativa en función de la edad será la misma.

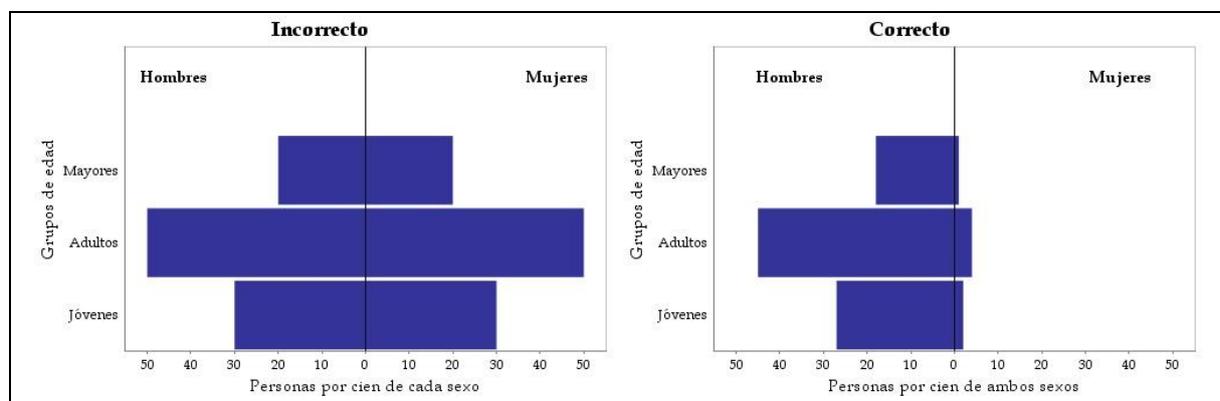


Figura 3.-Pirámides de la población ficticia con las proporciones de cada edad sobre el total del propio sexo (izq.) y las proporciones sobre el total de ambos sexos (dcha.).

### 9.1.1.2. Interpretación de la pirámide de población

Una pirámide por sexo y edad resume la historia demográfica de una población de por lo menos los cien años anteriores a la fecha de referencia (el tiempo que tarda, aproximadamente, una generación en pasar de la base a la cima de la pirámide). En ocasiones, el efecto indirecto de algunos acontecimientos demográficos es visible más allá de ese salto de un siglo (por ejemplo, el impacto del profundo descenso de la fecundidad de las últimas décadas experimentado por muchas poblaciones se apreciará, sin duda, en las pirámides de la primera mitad del siglo XXII). Una pirámide por edades simples permite un análisis más preciso que otra realizada por grupos de edades agregadas (quinquenales,

decenales), pero corre también el riesgo de verse afectada por problemas de calidad de los registros, o ser vulnerable a la inestabilidad de las distribuciones en poblaciones pequeñas.

La primera percepción de una pirámide permite identificar los rasgos generales de la población representada: una pirámide de base ancha y que se estrecha rápidamente da idea de una población joven, con una alta proporción de niños y adolescentes, y baja de adultos y ancianos, resultado de una alta natalidad y mortalidad. Inversamente, una pirámide con perfil estrecho en la base y ancho en el centro y la cima representa una estructura madura o envejecida. Cuanto mayor es la esperanza de vida de una población, mayor suele ser la desigualdad por sexo en la cima de la pirámide (más llena por el lado de las mujeres, por su mayor nivel de supervivencia).

La pirámide no da respuestas por sí misma, sino que propicia que se planteen preguntas pertinentes. Las explicaciones para su perfil deben buscarse en la historia, en los avatares sociales, políticos, económicos, que generan consecuencias en el devenir demográfico –es decir, en la fecundidad, la mortalidad o la migración, que son los fenómenos que modelan el contorno y fijan el tamaño de una población- y que tienen una interpretación en función de la triple perspectiva temporal: edad, periodo y cohorte. Para ello, es cómodo que, además de la fecha de referencia de la pirámide (periodo) y de la escala de edades, se representen las etiquetas de las generaciones respectivas, cosa que se ofrece como opción en Epidat 4.

#### **Ejemplo 1:** España, Censo de 2001.

El Censo de la población española de 2001 se levantó con fecha de referencia 1 de noviembre. A efectos de la representación de las generaciones se iguala esta fecha al 31 de diciembre, con lo que la cohorte más joven –la de 0 años cumplidos- es la del año 2001. Algunos de los rasgos más llamativos del perfil de la pirámide española de principio del siglo XXI (Figura 4) se deben a algo ocurrido sesenta y cinco años atrás: lo primero que llama la atención es la presencia de una mayor proporción de mujeres que de hombres en edades avanzadas, fruto no sólo de una esperanza de vida femenina más alta, sino también de las consecuencias de la mortalidad militar provocada por la guerra de 1936-39, que afectó a las generaciones de varones nacidos antes de 1920. A su vez, las generaciones de 1937 a 1942 aparecen notablemente mermadas en virtud de haberse reducido el número de nacimientos (fecundidad) durante la contienda y la inmediata posguerra. Así pues, a diferencia del primero, este segundo gran efecto de la guerra civil en la estructura por edades no discrimina por sexo –no se podía elegir el sexo del hijo no tenido-. Ahora bien, la cohorte de 1940 es claramente más llena que las adyacentes, como resultado del puntual incremento de nacimientos que se produjo con la finalización del conflicto y el reencuentro de las parejas separadas durante la guerra (recuperación de la fecundidad diferida).

La creciente natalidad de los años cincuenta y sesenta se traduce en un progresivo incremento del tamaño de las cohortes. Si embargo, el perfil en este tramo es cóncavo en lugar de convexo, como se podría esperar. Es el efecto de la gran emigración hacia otros países observada tanto antes de la guerra –especialmente hacia el continente americano- como después de la misma –con destino a Europa, además de a América-. Lógicamente, por importantes que fueran las migraciones interiores –entre distintas zonas de España- no afectan, al menos directamente, a la pirámide. Este crecimiento se ralentiza, no obstante, como resultado del paso por las edades de mayor fecundidad de las generaciones vacías nacidas durante la guerra civil. Tras el llamado baby-boom de los años sesenta, se produce una pronunciada disminución de efectivos a partir de la cohorte de 1975 y posteriores, como consecuencia del acelerado descenso de la fecundidad registrado en España desde esta fecha. Finalmente, el ensanchamiento de la base de la pirámide es resultado del leve incremento de la natalidad de los últimos años noventa, acentuado posteriormente. Este aumento es fruto no sólo, como se argumenta habitualmente, de la aportación de las mujeres no españolas

que, llegadas desde otros países (inmigración), tienen hijos en España, sino también al hecho de que se encuentran en las edades de mayor fecundidad -la edad media a la maternidad está, en España, por encima de los treinta años- esas generaciones muy llenas nacidas en los años sesenta y setenta.

Se trata, en resumen, de una estructura típica de población desarrollada, con la transición demográfica culminada, actualmente con una baja fecundidad y una alta esperanza de vida, y consiguientemente con un notable grado de envejecimiento que, con toda probabilidad, se acentuará en los próximos lustros.

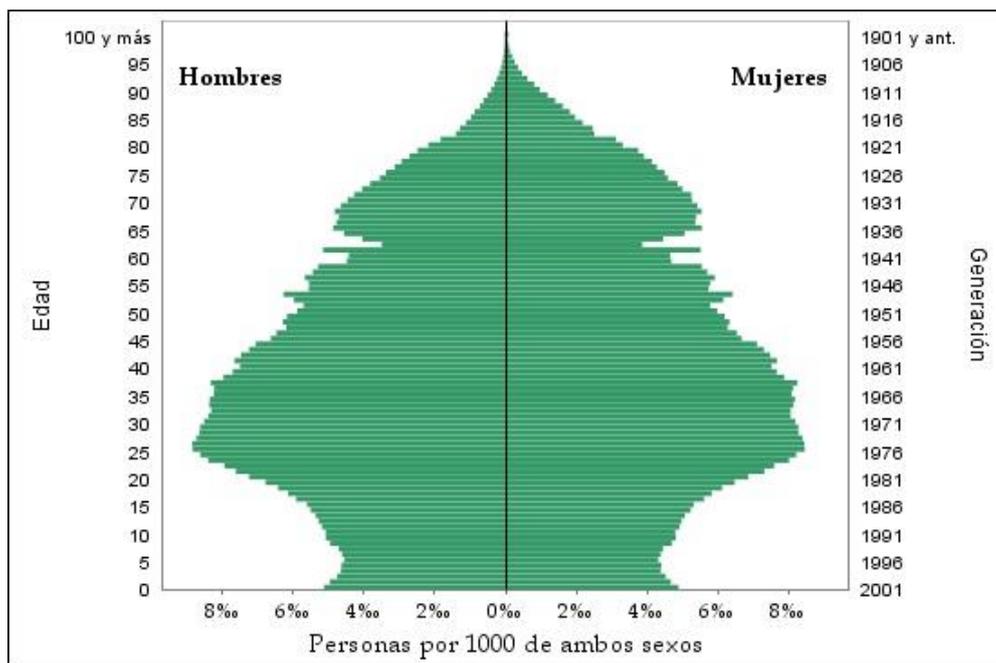


Figura 4.- Pirámide de la población española (Censo 2001).

### Ejemplo 2: México, Censo de 1990.

Muy diferente es la pirámide de México en 1990 (Figura 5). Dibuja el perfil de una población en pleno proceso de transición demográfica, todavía joven, pero apuntando a profundos cambios: ciertamente, su base es ancha y se estrecha rápidamente a medida que aumenta la edad, reflejo de una alta natalidad y mortalidad. Sin embargo, la estabilización en las edades menores de 20 años refleja una fuerte tendencia al descenso de la fecundidad, consecuencia de la extensión de las llamadas en la época (años setenta y ochenta del siglo XX) “políticas de planificación familiar” y de “control de nacimientos”, además de un probable subregistro de los niños muy pequeños. La diferencia de supervivencia por sexo es menor que en el anterior ejemplo de la población española, y por ello no se observa el desequilibrio entre hombres y mujeres en la cima de la pirámide. Esas generaciones, nacidas a inicios del siglo XX, se enfrentaron a lo largo de su existencia con un patrón epidemiológico caracterizado por la preponderancia de enfermedades transmisibles, que hacían menores distinciones en función del género.

En la pirámide de México se aprecia también algo común en muchos recuentos de poblaciones históricas y de países en desarrollo: ciertos salientes en determinadas edades (Figura 6). El motivo no se debe, en este caso, a comportamientos en natalidad, mortalidad o migración, sino al redondeo en la declaración de la edad, con preferencias en las acabadas en 0, 5 y, en menor medida, en las cifras pares.

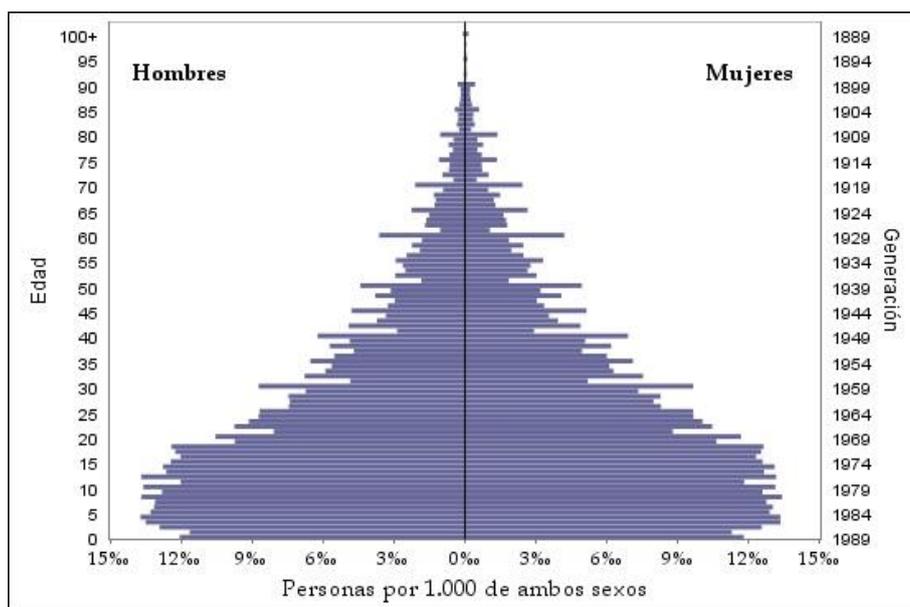


Figura 5.- Pirámide de la población de México (Censo de 1990).

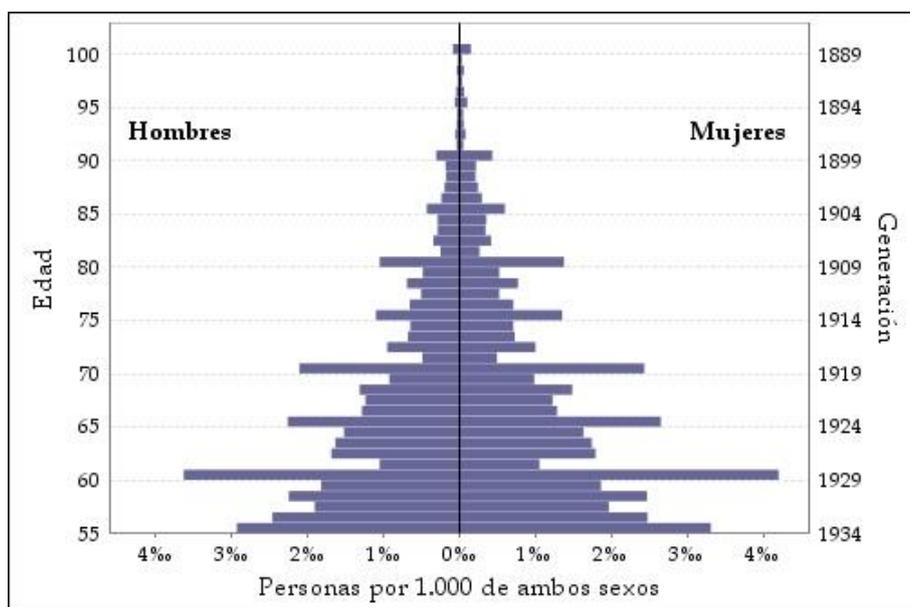


Figura 6.- Pirámide de la población de México (Censo de 1990) en mayores de 55 años.

Debe recordarse que, como señaló recientemente la Organización Mundial de la Salud en una serie de artículos publicados en *The Lancet* [12][13][14][15], muchos millones de personas en el mundo no conocen ni tienen modo de certificar su fecha de nacimiento (todavía actualmente muchos países no tienen un sistema de registro exhaustivo y fiable, y aún hoy uno de cada tres nacimientos no es anotado administrativamente en el momento de producirse). Para valorar y resolver el problema de la mala declaración de la edad o el año de nacimiento, el análisis demográfico ha desarrollado indicadores especialmente pensados para medir la atracción de ciertas edades (Índice de Whipple, Índice de Myers, Índice Combinado de Naciones Unidas), y métodos demográficos destinados a corregir estas desviaciones (multiplicadores de Sprague, técnica de Karup-King, método de la relación entre población y nacimientos de la cohorte) [16]. De todos modos, salvo necesidad concreta es recomendable no trabajar en estos casos con la distribución por edades simples –que haría inservible cualquier indicador específico por edad-, y limitarse a manejar agrupaciones de

edades –quinquenales, decenales-, en las que la mala declaración queda diluida y compensada entre los grupos de edad adyacentes (Figura 7).

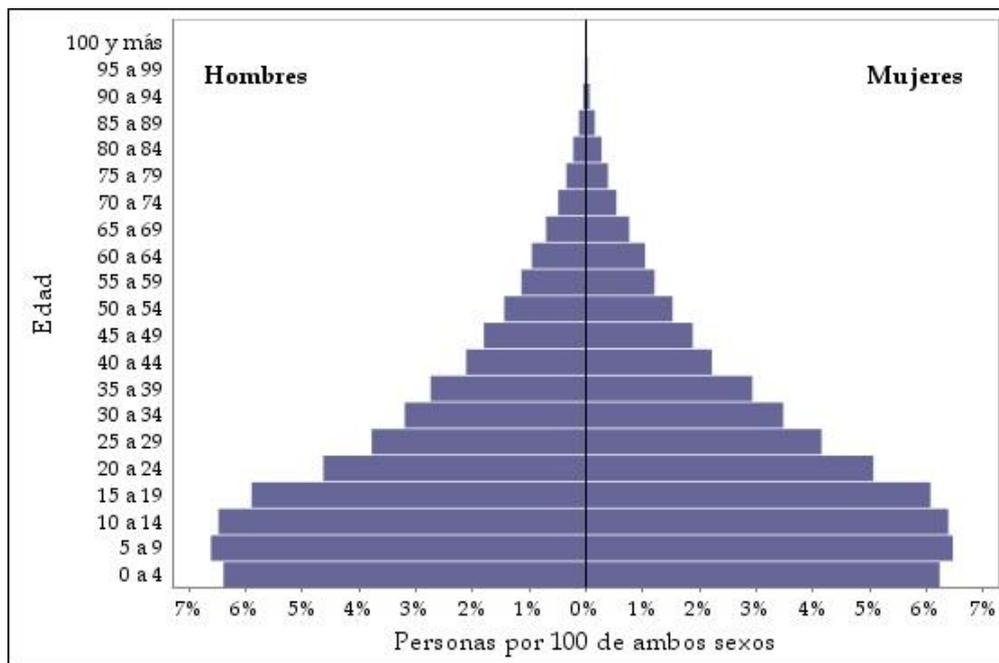


Figura 7.- Pirámide de la población de México (Censo de 1990) por grupos de edad quinquenales.

### Ejemplo 3: Sun City (Arizona), Censo de 2000.

Las pirámides de población pueden poner en evidencia estructuras demográficas extremas. Un buen ejemplo de ello es el de ciertas entidades de población por completo organizadas como lugar de retiro para población jubilada. En general, en las poblaciones del sur de Europa y en las latinoamericanas las personas mayores permanecen en su mayoría residiendo y recibiendo la atención necesaria en el contexto familiar. Pero esto no es así, por ejemplo, en determinados sectores de la sociedad estadounidense, cuyos integrantes, al finalizar su vinculación con el mercado de trabajo, se trasladan a lugares específicamente concebidos para facilitar la vida de las personas mayores. Una de las primeras y más conocidas es la comunidad llamada Sun City, no lejos de la ciudad de Phoenix, en Arizona. El perfil de su pirámide (Figura 8) lleva a pensar que se trata (como así es) de un asilo o residencia de ancianos, solo que de grandes dimensiones (casi 40 mil residentes), sin niños ni adultos jóvenes, con proporciones máximas entre los 70 y los 84 años de edad –y, lógicamente, altísimos indicadores de envejecimiento-, con una clara predominancia de mujeres y con una abrumadora mayoría (98,5 por ciento) de población blanca (el censo estadounidense recoge la variable raza).

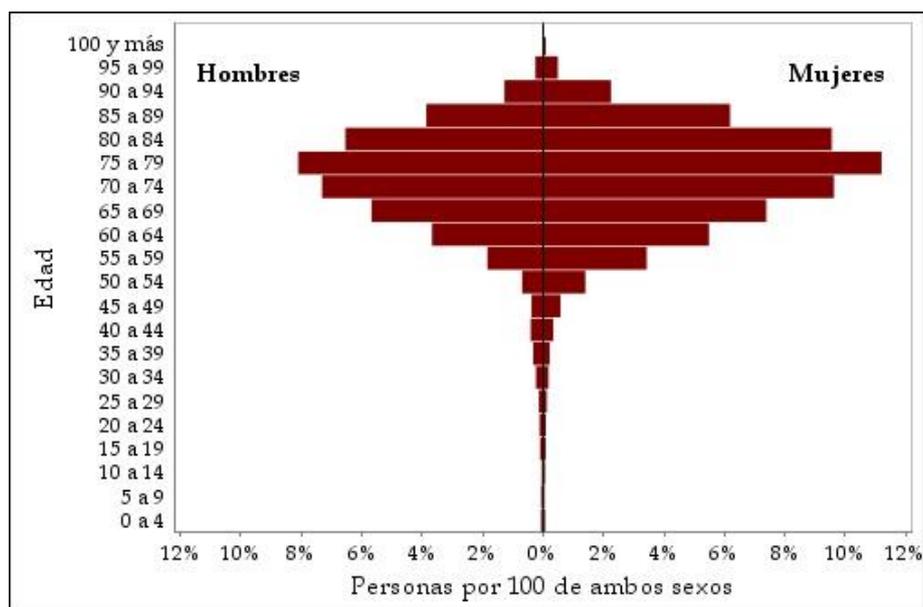


Figura 8.- Pirámide de la población de Sun City, Arizona (Censo de 2000).

**Ejemplo 4:** Evolución comparada de la estructura de población a largo plazo. Colombia, Cuba, Uruguay. 1950 a 2050.

Una pirámide, como se ha comentado, es una especie de foto fija de las características demográficas básicas de población, referida a un momento concreto. Una secuencia de imágenes puede interpretarse, análogamente, como una película. Entre dos fotogramas consecutivos apenas pueden percibirse diferencias, al igual que entre dos pirámides de población separadas por días, o semanas. Pero tanto en un caso como en otro, hay variaciones, puesto que el cambio es continuo. Representar una serie temporal de pirámides permite apreciar la evolución demográfica de una población, y representar simultáneamente series temporales de pirámides de varias poblaciones hace posible la comparación de las distintas trayectorias seguidas por cada una de ellas.

En la Figura 9 se presentan las pirámides de Colombia, Cuba y Uruguay en saltos de 25 años, abarcando el periodo 1950-2050. La información (datos observados entre 1950 y 2000, y proyectados entre 2005 y 2050) procede de CELADE (Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía). La comparación en horizontal muestra las diferencias contemporáneas entre países. La secuencia vertical escenifica la dinámica secular del cambio demográfico en cada población. En 1950, Colombia era una población extraordinariamente joven, con una transición demográfica apenas iniciada que poseía un índice sintético de fecundidad (ISF) de 6,8 hijos por mujer y 50,6 años de esperanza de vida al nacer ( $e_0$ ), mientras que Cuba (ISF de 4,10 y  $e_0$  de 59,5) y, sobre todo, Uruguay (ISF de 2,73 y  $e_0$  de 66,3) estaban ya en una situación más avanzada. En los años sesenta la fecundidad se mantuvo muy alta en muchos países latinoamericanos (como Colombia y Cuba), y eso ensanchó la base de sus pirámides. El posterior e intenso descenso de la fecundidad (2,6 hijos por mujer en Colombia en el año 2000, 1,55 en Cuba y 2,3 en Uruguay) y el aumento de la supervivencia han trazado una senda hacia estructuras futuras progresivamente envejecidas, tendencia suave y constante en el caso uruguayo, mucho más acelerada en el de Colombia, y extrema –en el contexto latinoamericano– en el de Cuba.

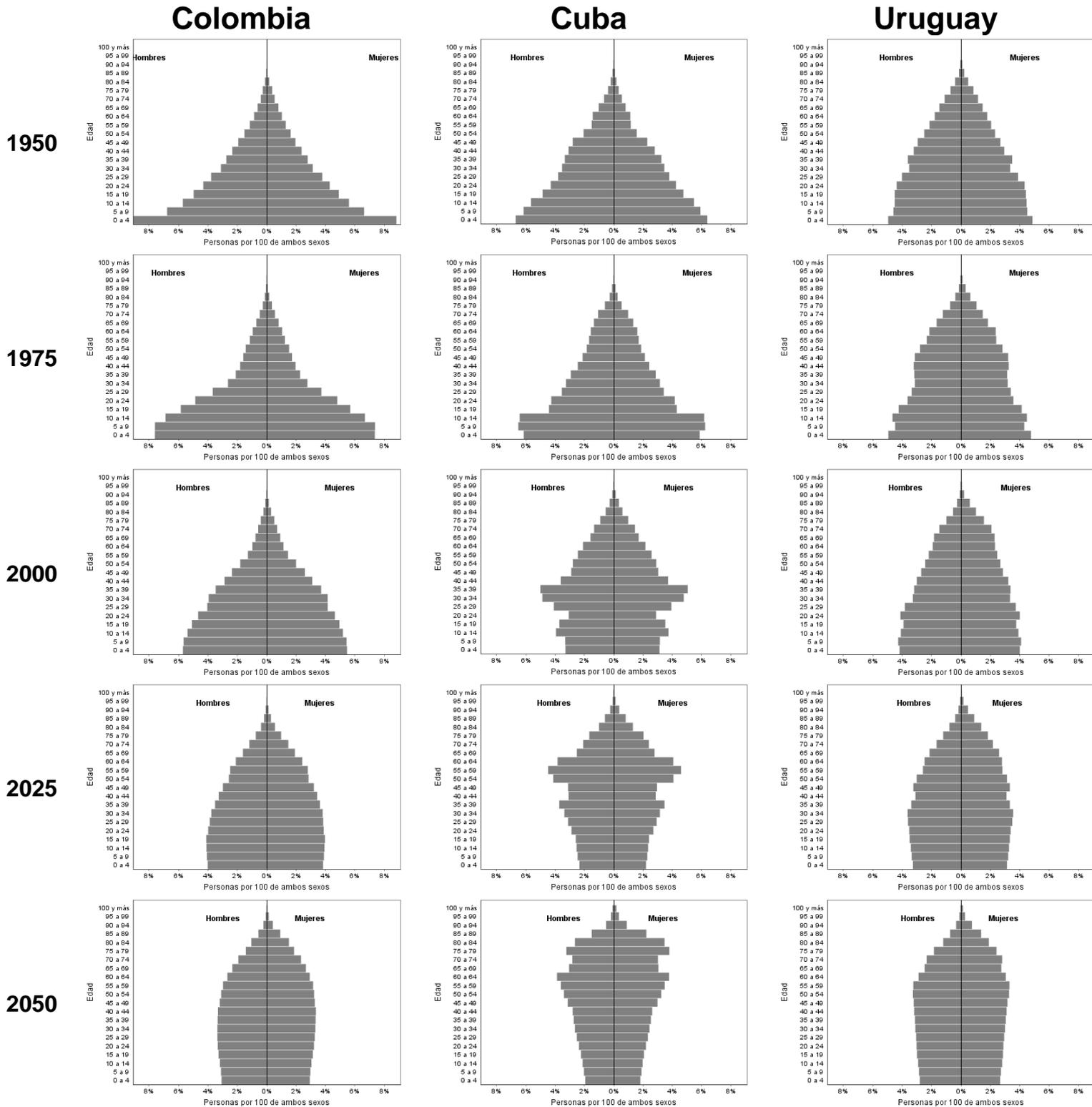


Figura 9. Pirámides de población de Colombia, Cuba y Uruguay. Años 1950-2050.

### 9.1.1.3. Algunos tipos particulares de pirámides

#### Grupos de edad desiguales

En ocasiones, el análisis de la estructura de una población requiere el uso de grupos de edad desiguales. Debe recordarse, en ese caso, que es la medida de la superficie de cada barra la que da el peso relativo de cada grupo de edades y sexo.

**Ejemplo:** Pirámide de la población de Galicia, por tramos de escolarización, año 2009.

La escolarización de menores de 18 años se organiza en Galicia en una serie de etapas que van desde la educación infantil no obligatoria hasta el bachillerato (Tabla 2).

Tabla 2.- Distribución de los escolares de Galicia por tramo de escolarización. Año 2009.

Tramo de escolarización	Edades	Chicos	Chicas
Infantil no obligatoria	0-2	33.977	31.586
Infantil obligatoria	3-5	33.774	31.876
Primaria	6-11	63.894	59.921
Secundaria	12-15	44.425	42.220
Bachillerato	16-17	25.070	23.533

La pirámide de población escolar ha de tener en cuenta que estos tramos tienen duraciones (agrupaciones de edades) distintas, para no representar equivocadamente las verdaderas proporciones poblacionales correspondientes a cada ciclo educativo (Figura 10).

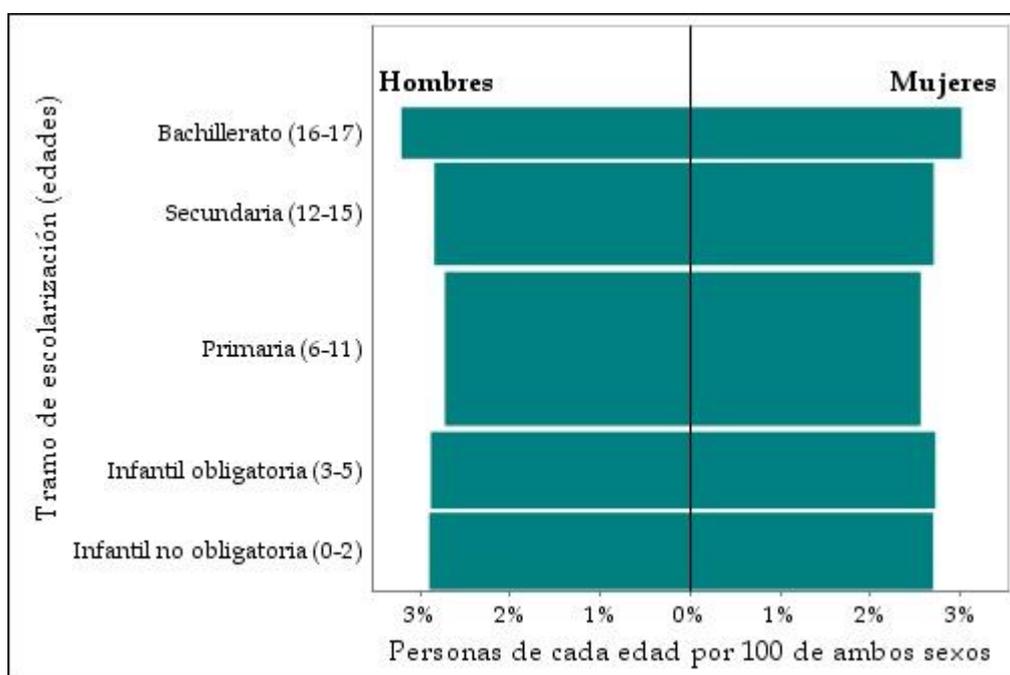


Figura 10.- Pirámide de la población de Galicia, por tramos de escolarización. Año 2009.

### Pirámides acumuladas

Con frecuencia es interesante representar en una misma pirámide distintos grupos de población, el agregado de los cuales es la población en su conjunto. Ejemplos clásicos son la población por estado civil (solteros/casados/divorciados/viudos), por relación con la actividad económica (activos/no activos), por nacionalidad (nacionales/extranjeros), por nivel de estudios alcanzado (sin estudios/primaria/secundaria/universitaria), etc.

**Ejemplo:** Población por estado de salud percibida. Cataluña, año 2008. Encuesta de Discapacidad, Autonomía Personal y Situaciones de Dependencia 2008.

Una de las preguntas clásicas de la mayoría de las encuestas de salud es la que inquiriere por la percepción subjetiva del propio estado de salud. En términos generales, la prevalencia de buena salud percibida decrece con la edad, y suele ser menor en mujeres que en hombres. Con esas prevalencias, al igual que con las que recogen información sobre presencia o no de discapacidad o de enfermedades crónicas, se suelen calcular las llamadas *expectativas de salud* (ver apartado 9.3). Aplicando las respectivas proporciones de personas con buena y con mala salud percibida por edad y sexo a la población general es posible representar en una sola pirámide de barras acumuladas a la población según el estado de salud (Figura 11).

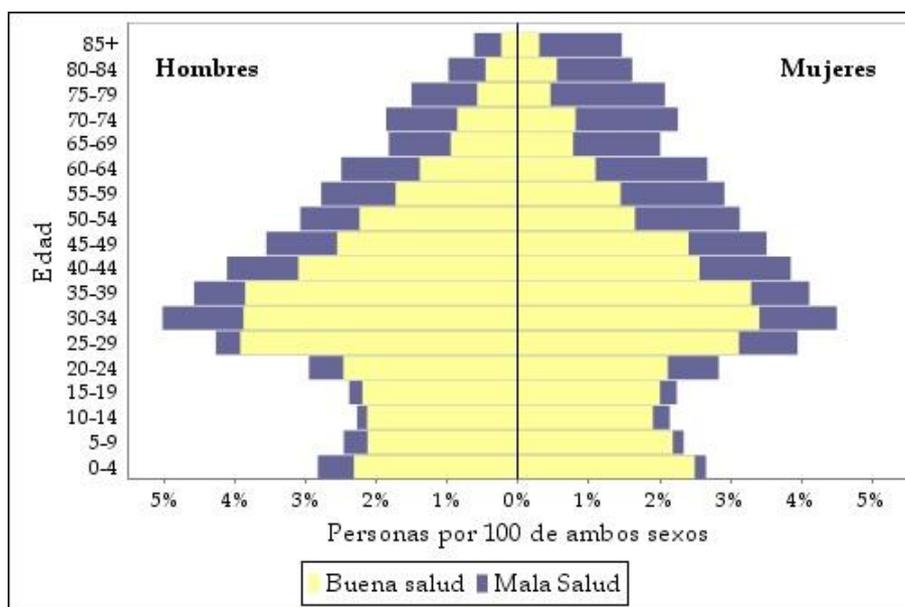


Figura 11.- Pirámide de la población de Cataluña, por estado de salud percibido. Año 2008.

### Pirámides superpuestas

Una de las principales utilidades de las pirámides de población es la comparación de las distribuciones por edad y sexo de distintas poblaciones. Superponer las respectivas pirámides entre sí o en relación con una tercera (por ejemplo, las de distintas provincias o departamentos con la del total de un país) permite identificar rápidamente en una sola imagen las diferencias en las estructuras de población.

**Ejemplo:** Comparación de las estructuras por sexo y edad de distintas zonas de salud con las del conjunto de una población (Comunidad de Madrid, año 2009).

La unidad territorial básica del sistema sanitario de la Comunidad de Madrid es la llamada Zona Básica de Salud (ZBS), unas 250 en total. El tamaño es variable (entre 5.000 y 80.000 personas), aunque la mayoría se encuentra entre las 20.000 y las 40.000. Sus características demográficas difieren notablemente entre sí. Se presenta aquí la distribución de dos ZBS, las llamadas Amposta y Parque Loranca, tomando como referente común la población del conjunto de la Comunidad de Madrid (Figura 12).

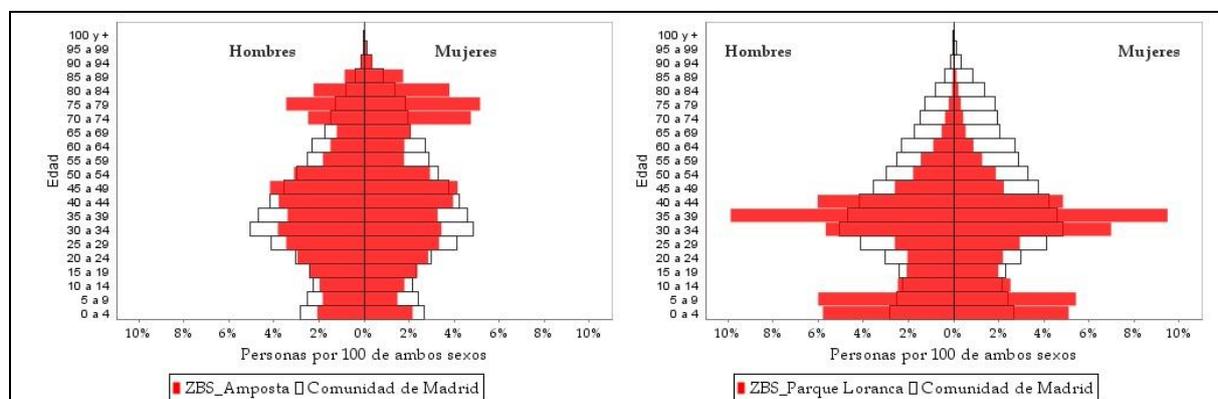


Figura 12.- Pirámides de dos zonas básicas de salud de la Comunidad de Madrid: Amposta (izq.) y Parque Loranca (dcha.). Año 2009.

La ZBS Amposta tiene una estructura mucho más envejecida que la del total de la Comunidad de Madrid, con un peso muy grande de la población de más de 70 años de edad, fuertemente feminizada, y con poca población joven. Por el contrario, la ZBS de Parque Loranca es extraordinariamente más joven que el promedio madrileño, sin apenas personas de más de 50 años, pero tampoco adolescentes, muy equilibrada en función del sexo, y prácticamente toda ella concentrada en el tramo 30-44 y en menores de 10 años de edad. Ambas son resultado de procesos semejantes, la creación de nuevos barrios, aunque con más de 40 años de distancia. En el caso de la ZBS Amposta, a finales de los años cincuenta, cuando la ciudad de Madrid y su periferia crecieron para acoger a la fuerte inmigración que llegó procedente de otras zonas de España. En el de Parque Loranca, un barrio de reciente construcción donde han ido a residir nuevas parejas y familias que tienen hijos pequeños. Estas pirámides ofrecen valiosa información a los gestores y planificadores sanitarios, puesto que resulta evidente que la demanda de atención sanitaria y, en consecuencia, la organización, gestión y planificación de los recursos será radicalmente distinta en uno y otro casos.

### Pirámides truncadas

Habitualmente una pirámide representa el perfil de todas las edades de una población. Sin embargo, es posible realizar una pirámide sólo para un tramo de edades –por ejemplo, las llamadas "edades fértiles" (15-49 años) utilizadas en los indicadores de fecundidad-. La pirámide de México de mayores de 55 años (Figura 6) presentada en el Ejemplo 2 del epígrafe 9.1.1.2 como un zoom para apreciar mejor la atracción de ciertos números redondos en la declaración de la edad, o la propia gráfica de población en edad escolar de Galicia (Figura 10) realizada con grupos desiguales de edades, son también ejemplos de pirámides truncadas. Las poblaciones se pueden representar en ellas en forma de valores absolutos (número de personas), proporciones sobre el total de la población, o bien proporciones sobre el total del tramo de edades seleccionado.

**Ejemplo:** Población de 65 y más años de edad, por sexo. Bolivia (Censo de 1992) y Uruguay (Censo de 1996).

Las diferencias en la distribución de la población mayor (65 y más años de edad) entre Bolivia y Uruguay se perciben con mayor precisión al examinar las respectivas pirámides truncadas que si se visualizaran todas las edades (Figura 13). En este ejemplo se han representado en función de su proporción respecto de la población total. Esto permite tomar conciencia no solo de la composición interna del grupo de personas mayores, sino también de su peso sobre el conjunto de la población. Se ve así como en Uruguay –uno de los países latinoamericanos con más baja mortalidad y mayor nivel de supervivencia- los mayores de 64 años tienen una presencia en la suma de su población notablemente más grande que la de sus coetáneos bolivianos –con una de las esperanzas de vida más bajas del continente-. Asimismo, se identifica en Bolivia el mismo problema de mala declaración de la edad que ya se señaló para México, y que, sin embargo, es apenas perceptible en el caso de Uruguay.

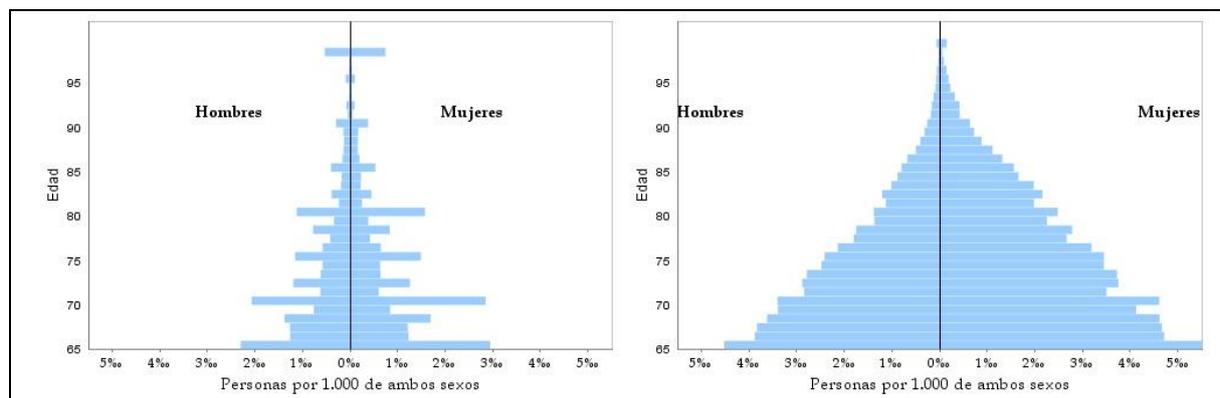


Figura 13.- Pirámides de la población de 65 años y más de Bolivia (1992) y Uruguay (1996).

#### 9.1.1.4. Otros usos de la técnica de las pirámides

Pensada en principio para visualizar la distribución por edad y sexo de una población, la técnica de representación de la pirámide puede ser utilizada para otros cometidos. Así, por ejemplo, permite poner en evidencia las diferencias en la distribución relativa de las defunciones por edad de dos momentos del tiempo, o la estructura por edad y sexo de las tasas de frecuentación hospitalaria por causa.

**Ejemplo 1:** Mortalidad proporcional. Chile, 1909 y 1998.

La representación de la mortalidad proporcional por edad a principios y finales del siglo XX en una misma pirámide permite apreciar mejor que con un clásico gráfico de líneas, por ejemplo, el profundo cambio del patrón epidemiológico y demográfico seguido en la población chilena en los últimos cien años (Figura 14). A inicio del siglo pasado, una de cada dos defunciones ocurridas en Chile correspondía a niños de menos de cinco años de edad. La otra mitad se repartía entre las edades restantes, con un peso relativo importante de las edades adultas jóvenes (que incluían las muertes maternas). Casi un siglo más tarde la distribución ha cambiado radicalmente, con una reducción drástica de las defunciones de niños y una secuencia claramente correlacionada con la edad. Debe tenerse en cuenta que se trata de mortalidad proporcional, no de tasas -no se tiene, por tanto, en cuenta el diferente tamaño de las respectivas cohortes de la población, lógicamente mucho más llenas en los niños de 1909 que en los de 1998, y a la inversa en los ancianos-. Pero ello no invalida la comparación ni impide intuir el proceso de intensa transformación demográfica y sanitaria que conlleva el salto secular del lado izquierdo al derecho del gráfico (Figura 14, dcha.).

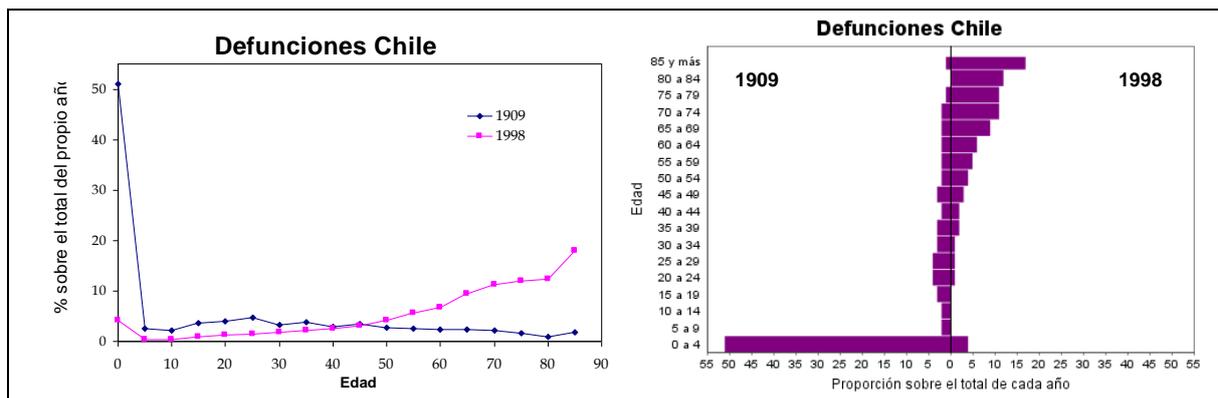


Figura 14.- Mortalidad proporcional. Chile 1908 y 1998. Representación mediante gráfico de líneas (izq.) y pirámide (dcha.).

**Ejemplo 2:** Tasas de frecuentación hospitalaria por cáncer de pulmón y accidentes de tráfico. Comunidad de Madrid, año 2009.

La representación de las tasas de frecuentación por causa permite apreciar las diferencias en el patrón por edades y sexo de, en este ejemplo, la morbilidad hospitalaria por cáncer de pulmón (tumor maligno de tráquea, bronquios y pulmón) y por accidentes de tráfico (Figura 15). La primera se concentra en los varones adultos maduros y ancianos, con altas tasas (por encima de 500 por cien mil entre los 65 y los 84 años de edad). En la segunda se observa un patrón bimodal (un primer máximo en adolescentes y adultos jóvenes, y un segundo de menor intensidad en edades ancianas) e igualmente con desequilibrio por sexo (mayores tasas en varones).

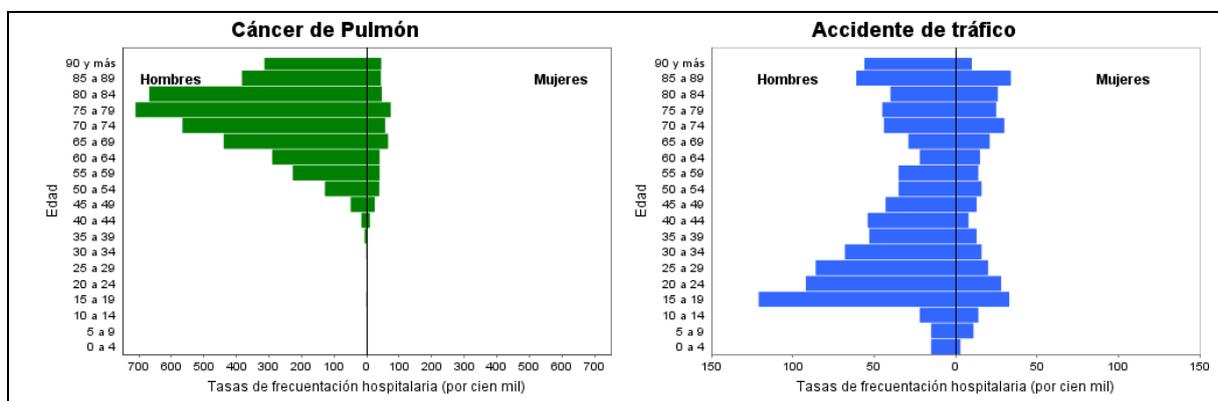


Figura 15.- Tasas de frecuentación hospitalaria por cáncer de pulmón y accidentes de tráfico. Comunidad de Madrid, año 2009.

### 9.1.1.5. Manejo del submódulo de pirámides de población

Este submódulo de Epidat 4 permite representar pirámides de población, simples, superpuestas o acumuladas, para varias poblaciones a la vez. En el caso de pirámides simples, los datos de cada población se representan en una pirámide distinta. Además, todas las pirámides se pueden truncar a un subgrupo de edad, en cuyo caso se pueden calcular las proporciones de cada grupo de edad sobre el total de la población o sobre la población seleccionada.

Los datos se pueden introducir manualmente o importarlos, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods).

Para introducir los datos manualmente, es necesario definir los grupos de edad de los datos en la ventana diseñada para ello. El programa pide en primer lugar el límite inferior del grupo de edad abierto, y permite elegir entre cuatro tipos de grupos: edades simples, grupos quinquenales, grupos decenales y otros grupos. A continuación, hay que rellenar las celdas con los tamaños poblacionales de hombres y mujeres por grupos de edad en la tabla de datos definida por el programa.

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón “examinar”, seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En este caso, la tabla debe contener tantas filas como grupos de edad para cada una de las poblaciones y las siguientes variables:

- Una variable que identifique las distintas poblaciones para las que se representan pirámides (hasta un máximo de 750), aunque sea solo una. Es necesario tener los datos para todas las poblaciones en los mismos grupos de edad.
- Una variable con el límite inferior de los grupos de edad. Por ejemplo, si son grupos quinquenales esta variable tendrá los valores: 0, 5, 10, ..., w, siendo w la edad inferior del intervalo final abierto.
- Una variable con la amplitud de los grupos de edad; en el caso del intervalo final abierto se pondrá un 0 si no se tiene ninguna información, o se puede utilizar un valor estimado como, por ejemplo, la esperanza de vida a la edad w.
- Dos variables con los tamaños poblacionales por grupos de edad de hombres y mujeres.
- Opcionalmente, se puede tener una variable con las etiquetas para identificar los grupos de edad en la pirámide.

Una vez que se han cargado los datos, Epidat 4 permite modificar, a la baja, el límite inferior del grupo final abierto sin necesidad de modificar el archivo. También es posible representar pirámides por grupos quinquenales o decenales cuando se tienen los tamaños poblacionales por edades simples, sin hacer cambios en el archivo.

En la pirámide se pueden representar las poblaciones de cada grupo de edad o las proporciones que suponen sobre la población total. Además, Epidat 4 da la opción de representar en la pirámide la generación de nacimiento.

Las pirámides generadas por el programa pueden editarse desde el editor de gráficos y pueden guardarse en formato de imagen.

### Ejemplo

La Tabla 3 contiene la distribución de la población de Galicia (Padrón Municipal de Habitantes, 2009) por sexo y grupos de edad quinquenales para cada una de las 4 provincias gallegas (solo se muestran algunas filas). Esta tabla tiene el formato adecuado para cargar los datos desde Epidat 4 y obtener las pirámides de las 4 provincias, si se elige la opción de pirámides simples, o la pirámide de cada provincia superpuesta a la de Galicia, si se elige representar pirámides superpuestas. Los datos se encuentran en el archivo PIRÁMIDES\_GALICIA2009.xls incluido en Epidat 4.

Tabla 3.- Formato de tabla preparada para importar datos desde Epidat 4 para realizar pirámides.

PROVINCIA	GEDAD	EDAD	AMPLITUD	P_HOMBRES	P_MUJERES
A Coruña	0 a 4	0	5	23.548	22.038
A Coruña	5 a 9	5	5	22.076	21.088
A Coruña	10 a 14	10	5	21.548	20.388
...	...	...	...	...	...
A Coruña	85 y más	85	0	9.347	22.513
Lugo	0 a 4	0	5	5.594	5.232
Lugo	5 a 9	5	5	5.551	5.247
Lugo	10 a 14	10	5	5.764	5.598
...	...	...	...	...	...
Lugo	85 y más	85	0	5.664	10.498
Ourense	0 a 4	0	5	5.340	5.089
Ourense	5 a 9	5	5	5.226	5.025
Ourense	10 a 14	10	5	5.765	5.333
...	...	...	...	...	...
Ourense	85 y más	85	0	5.093	10.486
Pontevedra	0 a 4	0	5	22.093	20.546
Pontevedra	5 a 9	5	5	21.230	19.544
Pontevedra	10 a 14	10	5	20.233	19.013
...	...	...	...	...	...
Pontevedra	85 y más	85	0	6.557	17.071

La pirámide superpuesta para la provincia de Lugo es la siguiente:

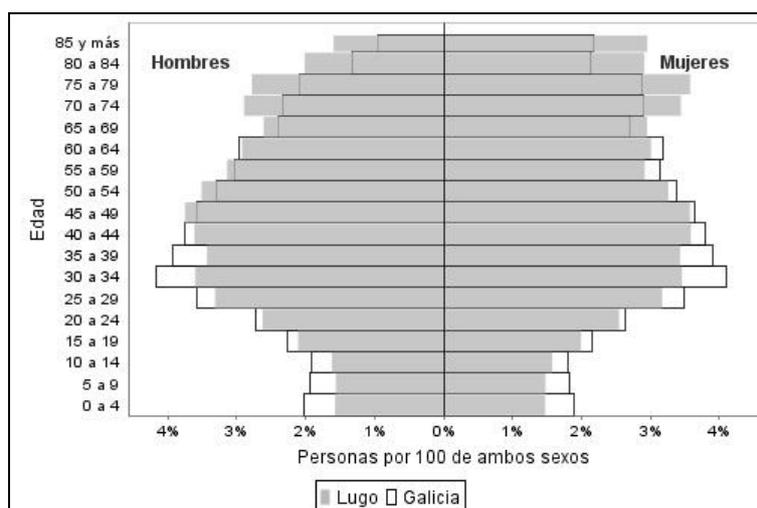


Figura 16.- Pirámide de Lugo superpuesta a la de Galicia (Padrón 2009).

## 9.1.2. Indicadores de estructura

### 9.1.2.0. Conceptos generales

Con el objetivo de expresar de manera resumida la distribución de la población según sexo y edad se suele apelar a una serie de indicadores demográficos adaptados a las distintas necesidades de síntesis y comparación. Todos ellos se calculan a partir de la distribución por edad y sexo, como en la pirámide de población.

Una cuestión previa a la definición de los distintos indicadores es la determinación de las agrupaciones por edades a utilizar. Tradicionalmente los indicadores de estructura de la población se calcularon considerando tres grandes grupos de edad, definidos por los intervalos 0-14, 15-64 y 65+ (Figura 17). Otros indicadores que manejan subgrupos de edades -referidos, por ejemplo, a la población en edad activa- se ciñen a estos cortes principales. Sin embargo, a medida que el proceso de transición demográfica ha ido definiendo poblaciones progresivamente más maduras y envejecidas, han empezado a utilizarse otras grandes agrupaciones de edades, que se acomodan mejor a las características demográficas de las poblaciones con baja fecundidad y alta esperanza de vida. Se trata de las expresadas por los intervalos 0-19, 20-59 y 60+. Detrás de la determinación de los grandes grupos de edad siempre ha estado, en alguna medida, la consideración de los ciclos definidos por el proceso de formación y de vinculación con el mercado de trabajo, con la autonomía o dependencia personal y económica. En poblaciones envejecidas, la finalización de los estudios y el ingreso en la vida laboral (formal o informal) suele producirse a edades mucho más tardías que en poblaciones jóvenes. Por el otro extremo de la pirámide, hasta el momento presente el abandono del mercado de trabajo ocurre a una edad real promedio claramente menor a los 65 años de edad. Es por ello que organismos como Eurostat, la oficina estadística de la Unión Europea, ha adoptado esta segunda agrupación de edades para proveer sus indicadores demográficos. Esto introduce un problema de comparabilidad en los indicadores: pese a llamarse igual, por ejemplo, no es lo mismo un índice de envejecimiento calculado como cociente entre la población de 65 y más años sobre la menor de quince, que otro estimado como cociente entre la población de 60 y más años y los menores de 20. Es fundamental, pues, en éstos como en cualquier otro indicador demográfico, verificar qué cálculo hay detrás de cada etiqueta.

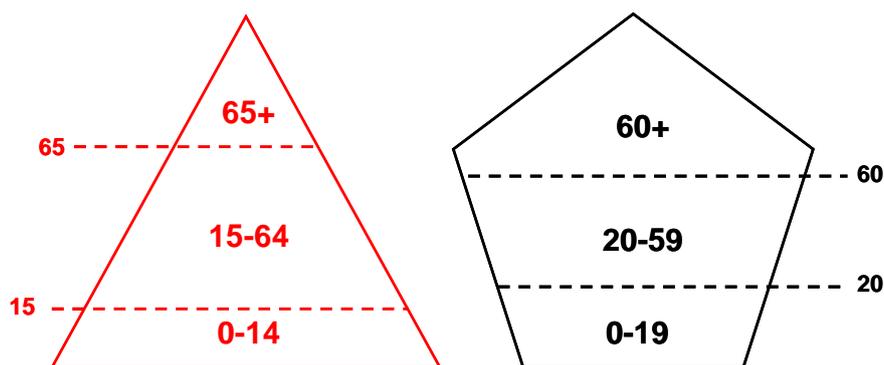


Figura 17.- Distintas definiciones de grandes grupos de edad.

El gran grupo de población de 60 y más años de edad es, de todos modos, demasiado amplio y heterogéneo internamente para la descripción y el análisis de determinadas características demográficas, principalmente las asociadas al proceso de envejecimiento. Piénsese, por ejemplo, en el estado de salud. Décadas atrás una persona de sesenta y pocos años era considerada ya anciana, su estado de salud era precario y sus posibilidades de supervivencia se reducían rápidamente. A inicios del siglo XXI, en cambio, esta persona suele gozar de un

buen estado de salud y una alta calidad de vida, con gran nivel de autonomía e independencia funcionales. Es a edades más avanzadas cuando la enfermedad y la discapacidad cobran importancia y merman su habilidad de manejo por sí misma. Así pues, es conveniente considerar, dentro del grupo abierto 60+, un subgrupo 80+ para el cálculo de determinados indicadores. Hay que tener la precaución de no agregar nunca estos dos grupos, porque al ser abiertos el primero incluye al segundo, de modo que se contabilizaría dos veces a cada persona de ochenta o más años.

A continuación se describen algunos de los indicadores de estructura más utilizados y que se incluyen en Epidat 4. Junto con la explicación de cada uno de ellos se presentan ejemplos con la evolución a largo plazo de los mismos para cinco poblaciones marcadamente distintas entre sí: Bolivia, uno de los países latinoamericanos con transición demográfica más rezagada; México, que inició tardíamente este proceso, pero con una gran velocidad en sus transformaciones; Uruguay, que por el contrario ya a finales del siglo XIX manifestaba signos de abandono del antiguo régimen demográfico, y que se caracteriza por la estabilidad y constancia de su ritmo de cambios; España, como contrapunto de los anteriores y ejemplo de población europea con la transición demográfica culminada; y el conjunto de América Latina. La información procede de la base de datos de Celade (países latinoamericanos) y la División de Población de Naciones Unidas (España), y abarca todo un siglo de evolución, desde 1950 hasta 2050, combinando datos observados y proyectados en cada una de las series. Todos los indicadores se han calculado tomando como referencia la agrupación que fija los cortes a los 15 y 65 años de edad.

**Proporciones sobre el total de la población.** En primer lugar pueden calcularse las proporciones de grandes grupos de edad sobre el total de la población. Es importante señalar que en los indicadores de estructura las proporciones deben calcularse sobre el total del propio sexo. En consecuencia, el valor del indicador para ambos sexos reunidos no es la suma de los valores de hombres y mujeres, sino su media -ponderada, no aritmética, porque el tamaño de la población no tiene por qué, ni suele, ser igual para cada sexo-.

Estas proporciones dan el reparto de la población en tres grupos, que podemos denominar jóvenes (niños y adolescentes), adultos y mayores, y se definirán en función del tipo de agrupación de edad que se haya elegido entre las dos presentadas anteriormente. Al tratarse de partes de un todo, la suma de las tres proporciones será igual al tamaño total de la población.

La proporción de personas jóvenes está directamente influida por el comportamiento de la fecundidad de los años anteriores a la fecha de referencia del indicador. Una población con alta fecundidad tenderá a tener altas proporciones de niños y jóvenes, como se aprecia en la parte izquierda (mediados del siglo XX) de la Figura 18, especialmente en las poblaciones boliviana y mexicana. El aumento de la fecundidad -y también el descenso de la mortalidad infantil y de la infancia- registrado en los años cincuenta y sesenta del siglo XX en muchos países latinoamericanos se traduce en un ascenso del indicador, que posteriormente, en el caso de México y del conjunto de América Latina, disminuye aceleradamente, y más lentamente en Bolivia -donde, a inicio del siglo XXI, todavía hay un 40 por ciento de personas de menos de 15 años, y una de cada dos personas tenía menos de 20 años de edad-. Por su parte, la evolución de Uruguay y España es también ilustrativa. Virtualmente iguales en 1950, se observa cómo la evolución suave y progresiva de Uruguay -con una fecundidad decreciente sin brusquedades- contrasta con el súbito descenso del peso relativo de los jóvenes españoles a partir de mediados de los años setenta, cuando la fecundidad se desplomó (de 3 hijos por mujer a 1,15 a mediados de los años noventa). Las proyecciones de Celade manejan una hipótesis de evolución futura de la fecundidad de 1,85 hijos por mujer como horizonte hacia 2050, y es por ello que todas las series latinoamericanas tienden a converger hacia esa fecha, quedando España por debajo de ese umbral.

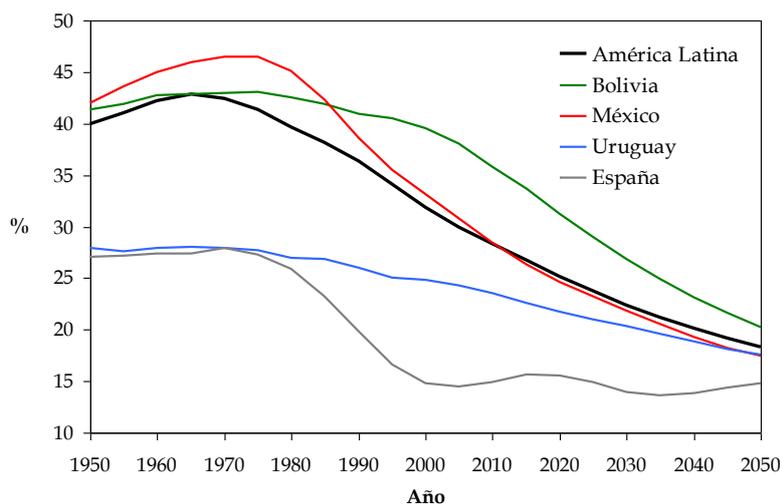


Figura 18.- Proporción de personas jóvenes sobre el total. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

Por el contrario, la evolución de la proporción de personas mayores sobre el total de la población es siempre ascendente en todos los países, aunque con tiempos y ritmos distintos (Figura 19). El descenso de la mortalidad y el aumento de la supervivencia hacen que cada vez más personas vayan llegando a edades más avanzadas. Ese proceso es y será lento en Bolivia, y mucho más acelerado en México, que hasta finales del siglo XX presentaba indicadores semejantes a los bolivianos, pero que a mediados del siglo XXI habrá alcanzado los valores de Uruguay. En España, como se aprecia en el gráfico, el aumento de la proporción de mayores es mucho más acelerado.

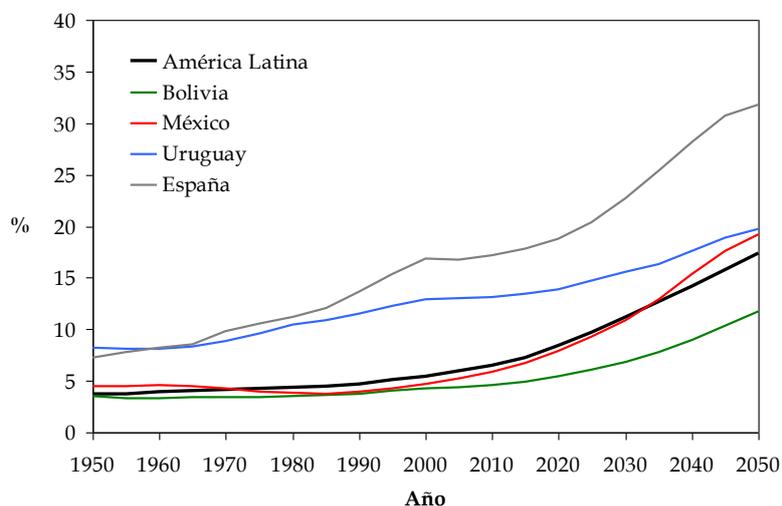


Figura 19.- Proporción de personas mayores sobre el total. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

El peso de las personas adultas sobre el total de la población tiende a moverse en una franja más estrecha de edades que las dos proporciones anteriores. Sin embargo, no está exento de variaciones en el tiempo ni de experimentar diferencias entre países (Figura 20). Es significativo que al inicio del periodo estudiado, fuera España la población con mayor valor en este indicador, y que incluso haya aumentado hasta cifras máximas hacia los años 2000-

2005 –casi un 70 por ciento de los españoles tienen actualmente entre 15 y 64 años de edad-. Sin embargo, la persistencia de un régimen de baja fecundidad hace que progresivamente las cohortes que entren en ese grupo de edad sean cada vez menos llenas, y la reducción en el futuro del aporte inmigratorio –importante en los años alrededor del cambio de siglo- así como el aumento de la supervivencia de las personas mayores van restando peso relativo a este grupo etario de adultos, hasta acabar hacia 2050 con una proporción claramente menor que la de cualquier otro país entre los seleccionados. Por otra parte, Uruguay confirma con este indicador la estabilidad de su modelo demográfico, y México y Bolivia, esta última con un desplazamiento de unos veinte años respecto de aquél, muestran la onda propia de los países que mantuvieron una fecundidad alta en lustros anteriores, lo que se traduce en muchos adultos tras el salto de una generación.

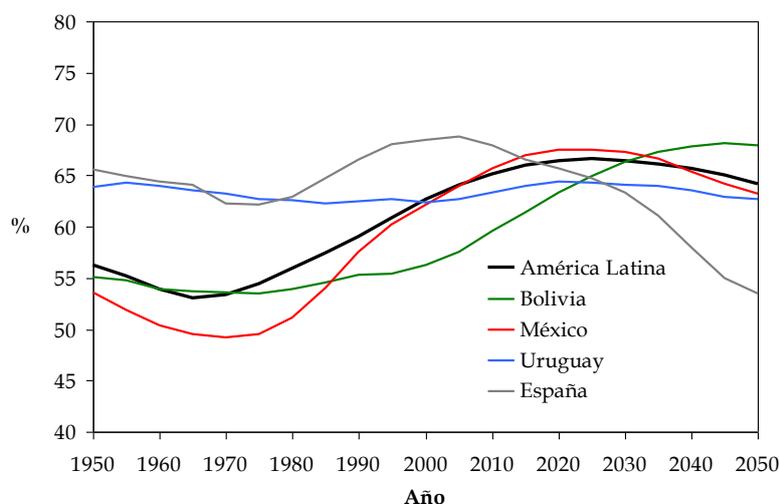


Figura 20.- Proporción de personas adultas sobre el total. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

**Índice demográfico de dependencia (ID).** Los índices de dependencia demográfica ponen en relación la población mayor y/o joven con la población adulta. Es decir, los extremos de la pirámide en relación con la franja central. El concepto de dependencia no debe interpretarse aquí en términos estrictamente sanitarios (discapacidad) o económicos (crianza, jubilación), aunque sean un ‘proxi’ de los mismos, porque el único criterio, reduccionista, para incluir a una persona en numerador o denominador es su edad. Pese a ello, son indicadores significativos e interesantes de interpretar.

La evolución del índice total de dependencia, el que agrega en numerador a las personas jóvenes y las mayores, tiende a mostrar una evolución de doble sentido, en cuanto se desarrolla de manera plena el proceso de transición demográfica. Los altos valores iniciales disminuyen hasta llegar a un suelo tras el cual cambia la tendencia, virando al alza. Ese suelo se ha alcanzado en la población española hacia 2005, hacia 2025 se prevé que se alcanzará en México, y hacia 2045 en Bolivia, si se cumplen las hipótesis de proyección consideradas en las estimaciones de Celade (Figura 21). Para el conjunto latinoamericano, la razón de dependencia más favorable se conseguiría hacia 2025-2030. Uruguay, siempre tan estable demográficamente, también muestra aquí este comportamiento, con apenas variaciones en el tiempo en comparación con los restantes países considerados en esta ilustración.

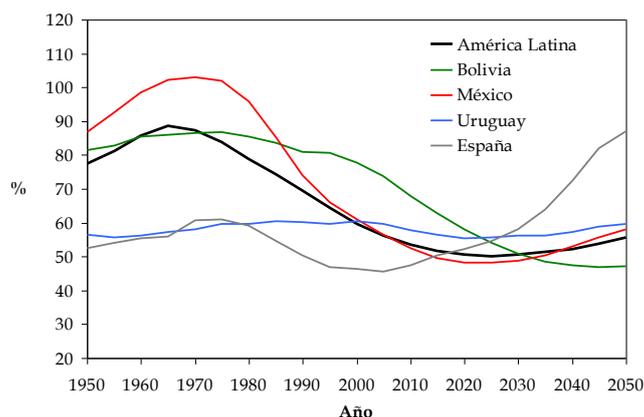


Figura 21.- Índice de dependencia total. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

Esta favorable relación de dependencia es lo que se ha dado en llamar “oportunidad”, “ventana”, o “bono” demográfico, es decir, una situación en la que una población de edades adultas extraordinariamente numerosa, en términos absolutos y relativos, resultado de la alta fecundidad anterior y el progresivo descenso de la mortalidad prematura, soportan una baja presión de las poblaciones de niños y mayores [17]. Se considera una oportunidad única, porque todos los indicios conocidos sobre las dinámicas demográficas llevan a pensar que será irrepetible. Esto se entiende mejor si se desagrega la medida de la dependencia total en sus dos componentes. La oportunidad demográfica no ocurrió en el pasado porque, como se ve en la Figura 22, la contribución de las edades jóvenes era muy alta, elevando la dependencia total. En el futuro, todos los indicadores sugieren un fuerte aumento del peso de las personas mayores (Figura 23), por lo que el indicador global volverá a aumentar. Esa fase de bono demográfico, ese periodo en el que los niños van siendo menos numerosos pero aún no hay muchos ancianos por cada adulto, es pues efímera, y sólo podrá aprovecharse realmente para mejorar las condiciones sociales de estas poblaciones si existe una estructura económica capaz de acoger toda la potencialidad demográfica con que cuentan esas generaciones de adultos, por otro lado las más y mejor formadas -capital humano- de toda la historia de estos países. De no ser así, lo que es una oportunidad se convertirá en fracaso y frustración, y la incapacidad de ajustar el desarrollo económico a la presión demográfica llevará, como en otros momentos críticos del pasado, al empobrecimiento e incremento de las desigualdades en grandes capas de la sociedad, y a la emigración como último recurso para tratar de mejorar las precarias condiciones de vida.

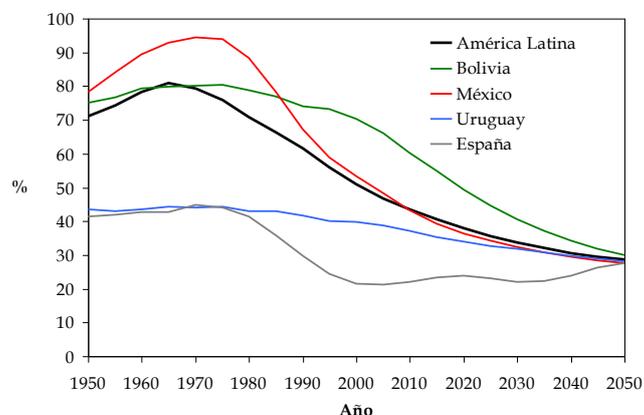


Figura 22.- Índice de dependencia de jóvenes. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

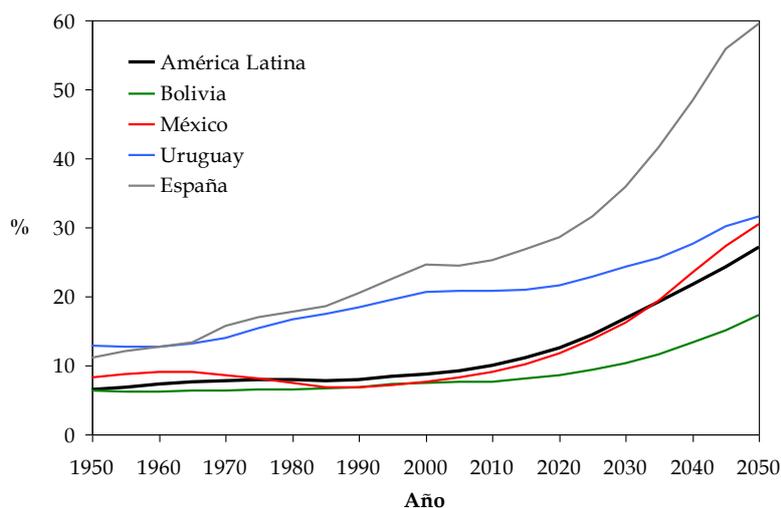


Figura 23.- Índice de dependencia de mayores. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

**Índice de envejecimiento.** El indicador de estructura más sensible al proceso de envejecimiento de una población es el llamado *índice de envejecimiento*, razón entre la población mayor y la población joven (según se haya definido en función de las agrupaciones de edad elegidas). Recoge mejor la transformación etaria de una población que la proporción de mayores, e incluso que el índice de dependencia, porque es directamente sensible a los dos principales componentes generadores del proceso de envejecimiento demográfico: el descenso de la fecundidad (envejecimiento por la base de la pirámide) y el incremento de la supervivencia (envejecimiento por la cima). Dado que la razón entre sexos al nacer es sólo levemente favorable a los varones -en promedio, 105 niños por cada 100 niñas- y que a medida que aumenta la supervivencia tiende a aumentar también la diferencia de esperanza de vida entre hombres y mujeres, a favor de estas últimas, los indicadores de envejecimiento suelen ser siempre mayores en éstas que en aquéllos.

En la Figura 24 se aprecia cómo la tendencia al envejecimiento es clara sea cual sea el punto de partida de la población a seguir, y que las diferencias están en la intensidad y el calendario del proceso: pausado en Uruguay, acelerado en México -que acabará alcanzando a mediados del siglo XXI a Uruguay-, tardío en Bolivia y muy intenso en España, que partiendo de valores semejantes a Uruguay, se despegó de su tendencia a partir de 1980, no sólo por el mayor aumento de esperanza de vida, sino principalmente por el fuerte descenso de la fecundidad ocurrido en el último cuarto del siglo XX (el citado envejecimiento por la base de la pirámide). La momentánea detención del proceso entre 2000 y 2015, se explica por el incremento de la natalidad -según la proyección de Naciones Unidas utilizada, la supervivencia seguirá aumentando- como consecuencia de la inmigración recibida en los inicios del siglo XXI y por el hecho, fundamental, de que en esos años pasan por las edades con mayores tasas de fecundidad las cohortes muy llenas nacidas antes del desplome de la fecundidad. Justamente la entrada en esas edades de las generaciones vacías nacidas a partir de 1985, y la reducción de la inmigración prevista para el futuro, hace que el proceso de envejecimiento se reafirme a partir de, aproximadamente, 2020.

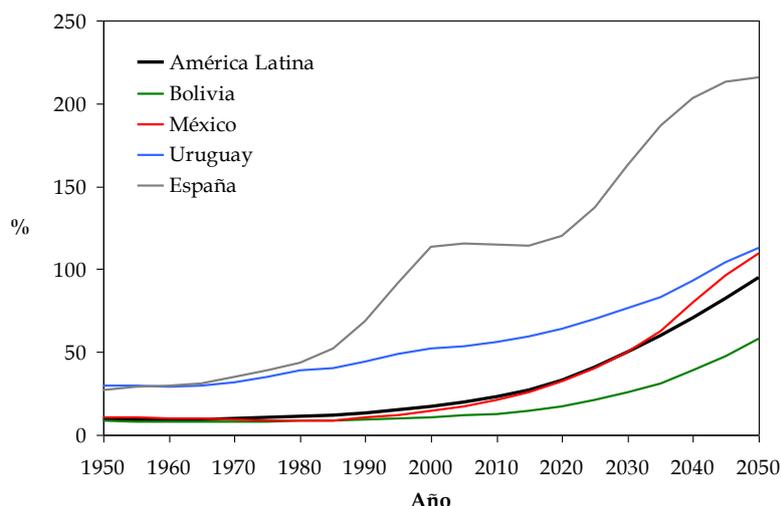


Figura 24.- Índice de envejecimiento. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

**Índice de sobreenvjecimiento.** Como se señaló anteriormente, el grupo abierto (60+, incluso 65+) es demasiado amplio y heterogéneo para expresar toda la complejidad del proceso de envejecimiento de una población. Por ello se puede complementar el clásico índice de envejecimiento acabado de ver con otro que mida la transformación interna de este gran grupo de personas mayores. Puede calcularse una proporción de personas 'ancianas' (por ejemplo, de 80 y más años de edad) sobre el total de la población. Pero suele ser más habitual calcular un indicador más sensible, el llamado índice de sobreenvjecimiento, resultado del cociente de la población de 80 y más años sobre la de 60 y más. Es una proporción, en tanto que el numerador está incluido en el denominador (no se olvide que este segundo es también un grupo abierto de edades). Este índice nos dice cuán viejo es el grupo de los viejos, y su evolución en el tiempo fija el proceso de incremento relativo de aquel grupo de personas especialmente necesitadas de atención social, sanitaria y funcional por razón de su elevada edad.

Cuando se fijó la edad de 65 años como referencia legal para la jubilación, y para utilizarse en la estimación de estos cálculos de estructura de la población, muy pocas personas llegaban a dicha edad, y las que llegaban podían esperar vivir muy pocos años más. Progresivamente, y en ocasiones de manera muy rápida, este grupo de edad ha tendido no sólo a aumentar de tamaño, sino también, y esto es muy importante, a envejecer a su vez internamente. Las proyecciones representadas en la Figura 25 muestran cómo en todos los casos el peso de las personas muy mayores sobre el conjunto de la población mayor va a aumentar, lo que supone un reto para las políticas de promoción de la salud y prevención de la enfermedad, así como para los sistemas de asistencia sanitaria y social.

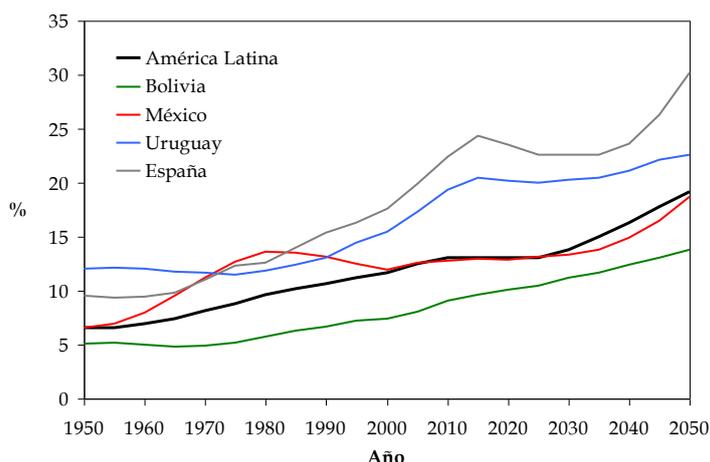


Figura 25.- Índice de sobrevenjeamiento. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

**Índice generacional de ancianos.** Representa el número de personas adultas maduras (de 35 a 64 años si se escoge la agrupación con cortes a los 15 y 65 años de edad) por cada persona de 65 y más. Se interpreta como el número de personas de 35 a 64 años que podrían hacerse cargo de cada persona de 65 y más años. Un descenso del indicador, como se aprecia en la evolución observada y la previsión para la primera mitad del siglo XXI (Figura 26), implica una mayor carga de cuidados a asumir por un número menor de personas.

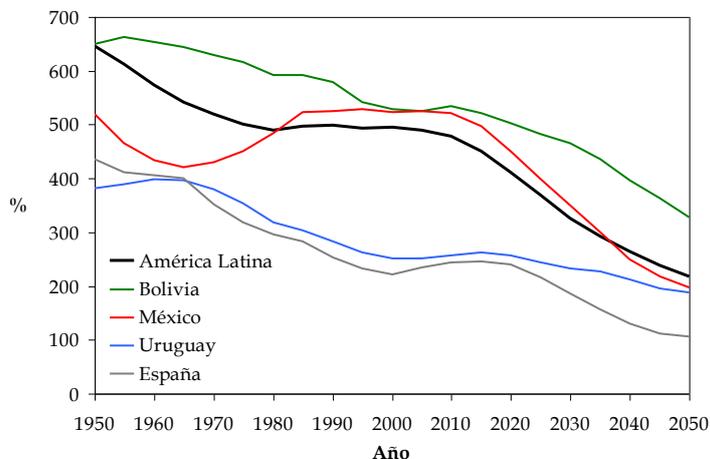


Figura 26.- Índice generacional de ancianos. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

**Edad media.** La edad media de una población es un indicador resumen que, con un solo valor, refleja la senda de 'maduración' o eventual rejuvenecimiento de dicha población. Se estima computando la media ponderada de los valores centrales de las clases de edad usando las frecuencias relativas de cada grupo como factores de ponderación. Todas las poblaciones consideradas en los ejemplos tienden a aumentar su edad media con el tiempo (Figura 27), especialmente a partir de los años ochenta del siglo XX, cuando deja de tener efecto la ya comentada alza de la fecundidad observada en buena parte de América Latina en los años cincuenta y sesenta.

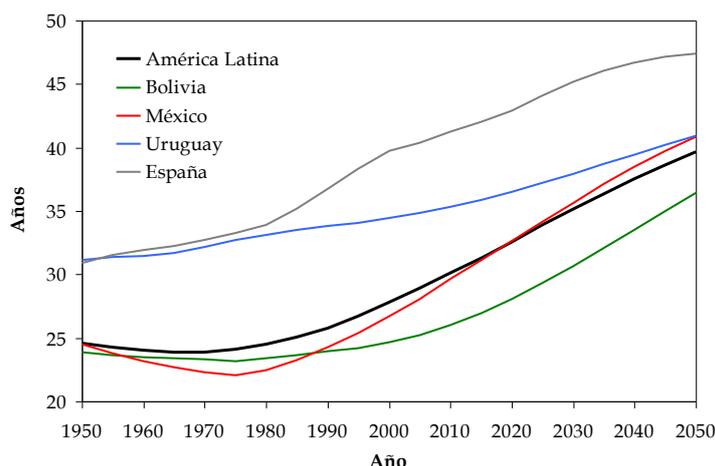


Figura 27.- Edad media de la población. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

**Edad mediana.** Algo semejante a lo visto con la edad media ocurre con la edad mediana de una población. Ambas son medidas de tendencia central. Y en el caso de esta segunda se trata de aquella edad que divide en dos partes iguales a la población cuyos habitantes han sido ordenados según la edad. Es más variable que la edad media, pero es menos sensible a los cambios estructurales propios de cada población (Figura 28).

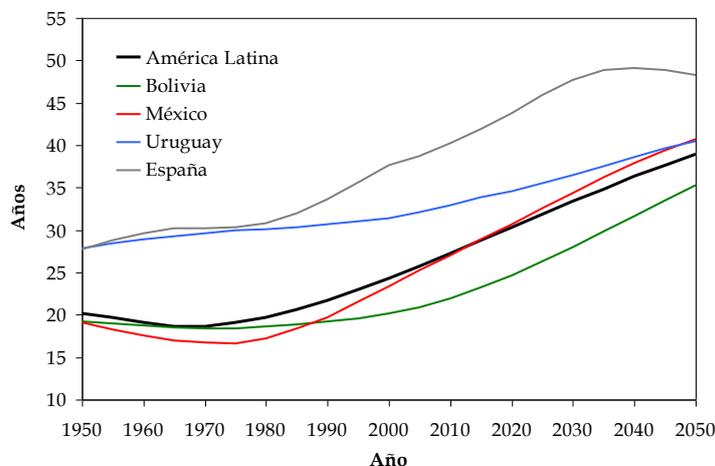


Figura 28. Edad mediana de la población. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

**Índice de estructura de la población activa.** Es un indicador del grado de envejecimiento de este sector de la población. En tanto que no toda la población del tramo de edad legalmente en condiciones de encontrarse en el mercado de trabajo –en la mayoría de los países, entre los 15 o 16 años de edad y los 64– se define como activa, este indicador podría denominarse más apropiadamente como índice de estructura de la población potencialmente activa o índice de estructura de la población en edades activas. Si se elige la agrupación de edades que tiene como referencia los 15 y 65 años, se estima dividiendo la población entre los 40 y los 64 años (las 25 generaciones más viejas en activo) por la población desde los 15 a los 39 años (las 25 generaciones más jóvenes). Cuanto más bajo sea el índice, más joven es la estructura de la población en edad laboral. La evolución ascendente del indicador en el tiempo es signo del proceso de maduración y envejecimiento de la estructura por edades

(Figura 29). El excepcional comportamiento de la población española, con un vertiginoso ascenso hasta 2025 y posterior descenso hasta 2045, tiene que ver con el particular proceso de cambio demográfico de la población española, cuya profunda reducción de la fecundidad en los últimos lustros del siglo XX repercutió en un peso relativo menguante del grupo de edad 15-39 en el primer cuarto del siglo XXI. A partir de esa fecha, esas mismas cohortes van entrando en el grupo etario que nutre el numerador del indicador, lo que invierte la tendencia. Verosímilmente, a partir de 2050 volverá a incrementarse.

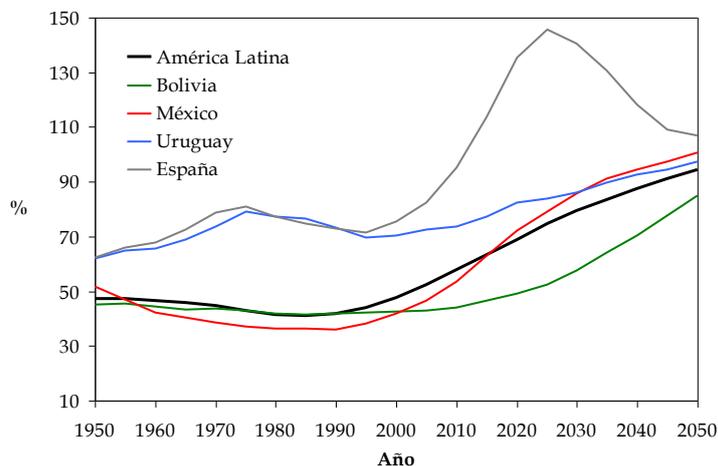


Figura 29.- Índice de estructura de la población activa. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

**Índice de reemplazamiento de la población en edad activa.** De concepción semejante al indicador anterior, el índice de reemplazamiento de la población en edad activa es el cociente formado por los que están a punto de salir de la edad activa (60-64 años, o 55-59 según la agrupación de edades elegida) entre los que están a punto de entrar en ella (15-19 años o 20-24). Al tomar sólo las edades extremas del intervalo de edad, y no grupos más amplios como en el índice de estructura de la población en edad activa, este índice está sujeto a mayores fluctuaciones (Figura 30).

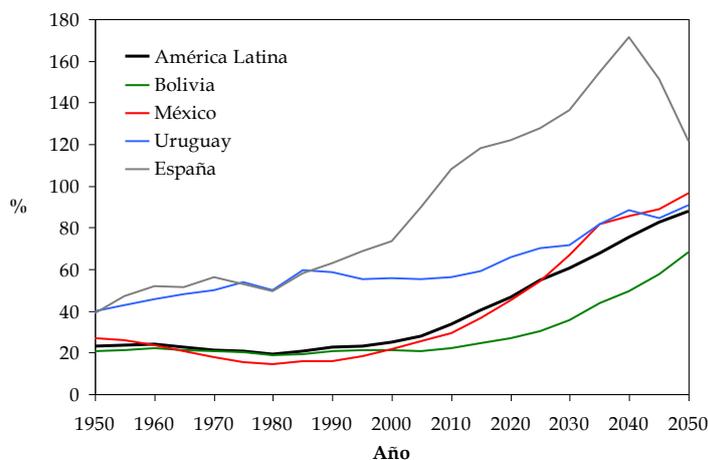


Figura 30.- Índice de reemplazamiento de la población en edad activa. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

**Índice de Sundbärg.** Alex Gustav Sundbärg (1857-1914) fue un matemático sueco que realizó estudios demográficos de la población de su país, y desarrolló un índice que, tomando como base la población de 15-49 años, permite comparar gráficamente los porcentajes que, en relación con este grupo (= 100), significan los grupos de 0-14 años y de mayores de 50. Si el porcentaje de los menores de 15 supera el de los mayores de 50, entonces la población es de carácter progresivo. Si se igualan es estacionaria y si el grupo de mayores de 50 supera al de menores de 15, es regresiva.

La razón del primer componente (menores de 15 años) sobre el segundo (mayores de 50) se puede graficar, de manera que mientras la serie quede por encima de la unidad -o de 100, según el factor de escala utilizado- la población será 'progresiva', y 'regresiva' cuando cruce por debajo de la línea de referencia. En la Figura 31 se aprecia cómo ese tránsito se produjo en España y Uruguay en los años ochenta del siglo XX, mientras que para buena parte de América Latina ocurrirá al finalizar el primer cuarto del siglo XXI, y más tarde en las poblaciones con transición demográfica más rezagada, como Bolivia.

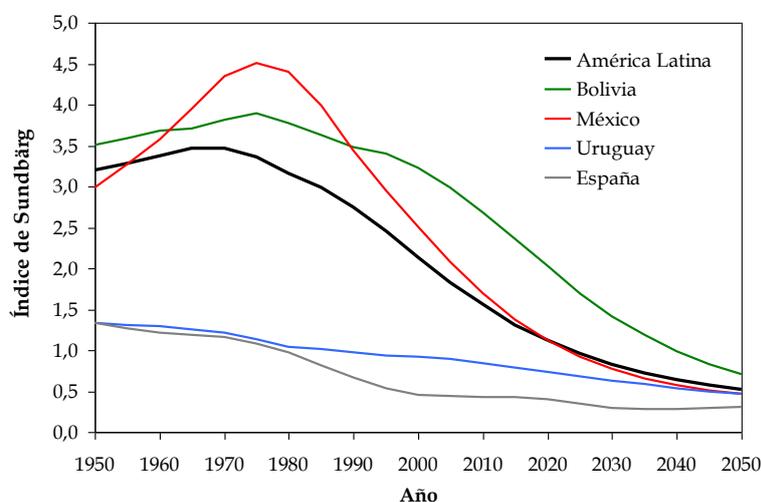


Figura 31.- Índice de Sundbärg. Ambos sexos reunidos. Bolivia, México, Uruguay, España y América Latina. Años 1950 a 2050.

### 9.1.2.1. Manejo del submódulo de indicadores de estructura

Este submódulo de Epidat 4 permite calcular indicadores de estructura para varias poblaciones a la vez. Los datos se pueden introducir manualmente o importarlos, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods).

Para introducir los datos manualmente, es necesario definir los grupos de edad de los datos en la ventana diseñada para ello. El programa pide en primer lugar el límite inferior del grupo de edad abierto, y permite elegir entre cuatro tipos de grupos: edades simples, grupos quinquenales, grupos decenales y otros grupos. En este último caso, los grupos definidos deben ser compatibles con la agrupación por edades que se vaya a seleccionar. También hay que indicar el número de poblaciones para las que se calculan indicadores de estructura. A continuación, hay que completar los tamaños de las poblaciones de hombres y mujeres por grupos de edad en la tabla de datos definida por el programa.

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón "examinar", seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o

Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En este caso, la tabla debe contener tantas filas como grupos de edad para cada una de las poblaciones y las siguientes variables:

- Una variable que identifique las distintas poblaciones para las que se representan pirámides (hasta un máximo de 750), aunque sea solo una. Es necesario tener los datos de todas las poblaciones en los mismos grupos de edad.
- Una variable con el límite inferior de los grupos de edad. Por ejemplo, si son grupos quinquenales esta variable tendrá los valores: 0, 5, 10, ..., w, siendo w la edad inferior del intervalo final abierto.
- Una variable con la amplitud de los grupos de edad; en el caso del intervalo final abierto se pondrá un 0 si no se tiene ninguna información, o se puede utilizar un valor estimado como, por ejemplo, la esperanza de vida a la edad w.
- Dos variables con las poblaciones por grupos de edad de hombres y mujeres.

Una vez que se han cargado los datos, Epidat 4 permite seleccionar entre dos agrupaciones para la edad:

- 0-14 años, 15-64 años, 65 años y más.
- 0-19 años, 20-59 años, 60 años y más.

Estos grupos representan la distribución mínima por edad que debe tenerse para calcular los indicadores de estructura en Epidat 4. Además, en el caso de la segunda agrupación, el grupo final de 60 años y más debe estar desagregado en dos: 60-79, 80 y más.

Los indicadores que calcula el programa pueden presentarse agrupados por población o agrupados por tipo de indicador.

### **Ejemplo**

Con los datos del archivo PIRÁMIDES\_GALICIA2009.xls, utilizado para ilustrar el módulo de pirámides, se pueden obtener los indicadores de estructura de las cuatro provincias gallegas en el año 2009.

Resultados con Epidat 4 (se muestran solo los datos relativos a A Coruña):

**Entrada automática:**

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\PIRÁMIDES\_GALICIA2009.xls

Tabla: Datos

Variables:

Identificadores de poblaciones: PROVINCIA  
 Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
 Amplitud de los grupos de edad: AMPLITUD  
 Población de hombres: P\_HOMBRES  
 Población de mujeres: P\_MUJERES

**Datos:**

Número de poblaciones 4  
 Tipo de agrupación para la edad 0-19 años, 20-59 años, 60 años y más  
 Tipo de grupos de edad Grupos quinquenales

**Resultados para provincia=A Coruña:**

Proporciones sobre la población total	Hombres	Mujeres	Total
Jóvenes	16,78	14,69	15,69
Adultos	58,98	55,29	57,06
Mayores	24,24	30,02	27,24
Ancianos	4,18	7,62	5,96

Indicadores de dependencia	Hombres	Mujeres	Total
Dependencia total	69,55	80,87	75,24
Dependencia en jóvenes	28,45	26,57	27,5
Dependencia en mayores	41,1	54,3	47,74

INDICADORES DE ENVEJECIMIENTO	Hombres	Mujeres	Total
Envejecimiento	144,47	204,36	173,57
Sobre-envejecimiento	17,23	25,37	21,89

OTROS INDICADORES	Hombres	Mujeres	Total
Edad media	42,62	45,72	44,23
Edad mediana	41,89	45,03	43,49
Sundbarg(1)	24,27	23,02	23,65
Sundbarg(2)	74,74	92,53	83,62
Estructura de la población activa	95,11	99,57	97,32
Reemplazamiento de la población activa	114,26	125,07	119,57
Generacional de ancianos	189,48	144,88	163,97

### 9.1.3. Indicadores de fecundidad

#### 9.1.3.0. Conceptos generales

La incorporación de nuevos miembros a una población por vía de nacimiento se mide y estudia mediante los indicadores de natalidad y fecundidad. Antes de entrar en materia de definiciones, es necesario hacer algunas precisiones y puntualizaciones terminológicas. Pese a utilizarse en el lenguaje común como sinónimos, *natalidad* y *fecundidad* expresan conceptos no exactamente iguales. La *natalidad* estudia los nacimientos en relación con la población total. Es, pues, una aproximación al fenómeno poco precisa. La *fecundidad*, en cambio, toma como referencia sólo aquella parte de la población efectiva y directamente implicada en el proceso de la aparición de nuevos individuos por nacimiento. Es decir, aquélla que puede tener hijos. Sin embargo, esto no se conoce con exactitud en ninguna población, por lo que normalmente se define este subconjunto de manera aproximada, sólo en función de la edad – población femenina de 15 a 49 años de edad, a pesar de que personas menores y mayores de estas edades puedan ocasionalmente engendrar hijos, y que una parte de las incluidas en el intervalo no tengan la posibilidad física de hacerlo-. Habitualmente los indicadores de fecundidad tienen en el denominador al tamaño poblacional de las mujeres del citado tramo de edad. Se pueden calcular también en relación con la población masculina, pero los márgenes del intervalo de edades a considerar son más imprecisos que en las mujeres, y la certidumbre de la paternidad es mucho menor que la de la maternidad, todo lo cual lleva a que sea la población de mujeres en edades fértiles la que se toma como referencia.

Se debe también tener clara la distinción entre *fecundidad* y *fertilidad*: esta última remite a la capacidad biológica de procrear, mientras que la fecundidad alude a la frecuencia real de los nacimientos habidos en una población. Muchas mujeres perfectamente fértiles no serán nunca fecundas, porque pese a poder tener hijos, no los tendrán. Un buen ejemplo de este tipo de población serían las monjas, de quienes no se puede decir, en principio, que sean menos fértiles que la población general, pero sí menos fecundas. Debe destacarse que en inglés los términos, en la nomenclatura demográfica, expresan los conceptos cruzados (fertility=fecundidad; fecundity= fertilidad).

Es importante señalar que las medidas de fecundidad y natalidad manejan en su numerador información no sobre todos los nacimientos, sino sólo sobre los nacidos vivos de una población. No tienen en cuenta, por tanto, a los nacidos muertos.

Se presentan a continuación los principales indicadores de natalidad y fecundidad [2][6][7][16][18], cuyo cálculo está implementado en la versión 4 del programa Epidat. Todos ellos se exponen desde una perspectiva transversal (con datos de periodo), que es la más habitual, pero cabe recordar que la mayoría de ellos pueden calcularse también para medir el comportamiento reproductivo de una cohorte real. Se muestran en una secuencia que va de lo más sencillo a lo más complejo. Su estimación y utilización suele venir determinada por la profundidad del análisis que se desee realizar y por la disponibilidad de información, algo que debe contemplarse, por ejemplo, cuando se quiera estudiar el fenómeno en poblaciones pequeñas, o en países con deficiente producción estadística.

Tras la explicación de cada uno de ellos se encontrarán ejemplos de las estimaciones correspondientes a cinco poblaciones que exhiben situaciones muy distintas en relación con el fenómeno. Se han tomado las poblaciones de Níger y España como casos de fecundidad muy alta y muy baja a nivel mundial (Níger aparece en las estadísticas internacionales como el país con mayor fecundidad del mundo a principios del siglo XXI, y España, pese a que ha remontado algo y ha dejado de ser mínimo mundial como lo era a mediados de los años noventa del siglo XX, sigue siendo uno de los países con menor fecundidad). Junto a ellas se presentan los datos de Guatemala y Cuba, que marcan respectivamente el máximo y el mínimo entre los países latinoamericanos, y Perú, exponente de las poblaciones con

fecundidad intermedia en rápida transición. Para todos ellos se muestra la evolución entre 1950 y 2050 –observada hasta 2005, y proyectada a partir de ese año–, con datos procedentes de la División de Población de Naciones Unidas.

Las fórmulas de cálculo se pueden consultar en el Anexo 2, y se encuentran asimismo en el cuadro resumen de la Tabla 4, junto con los valores para las cinco poblaciones consideradas en los ejemplos.

### 9.1.3.1. Indicadores de natalidad y fecundidad

**Razón de niños por mujer.** Incluso no teniendo dato alguno acerca de los nacimientos en una población es posible calcular un indicador que nos aproxime a la realidad del fenómeno. La población de edades más jóvenes, por ejemplo, de menores de 5 años de edad, viene determinada fundamentalmente, aunque lógicamente interfieran también la mortalidad y la migración, por la fecundidad habida en los últimos cinco años. En consecuencia, se puede estimar un indicador que ponga en relación a la población de 0 a 4 años cumplidos de edad con la población de mujeres en edades fértiles (sus potenciales madres). Para ello sólo es necesario conocer la distribución por edad de la población, sin información alguna sobre la natalidad de la misma.

La Figura 32 muestra la evolución de un siglo de este indicador para las cinco poblaciones seleccionadas. La tendencia generalizada al descenso, con distinto calendario, es una medida aproximada del descenso de la natalidad, muy tardío en Níger (no antes de 2015), y muy anterior en Cuba (hacia 1970). El descenso de los años ochenta y noventa en España coincide con la bajada de la fecundidad desde mediados de los setenta. Sin embargo, ya había experimentado una disminución previa de la razón de niños por mujer, en un periodo anterior al contemplado en el gráfico.

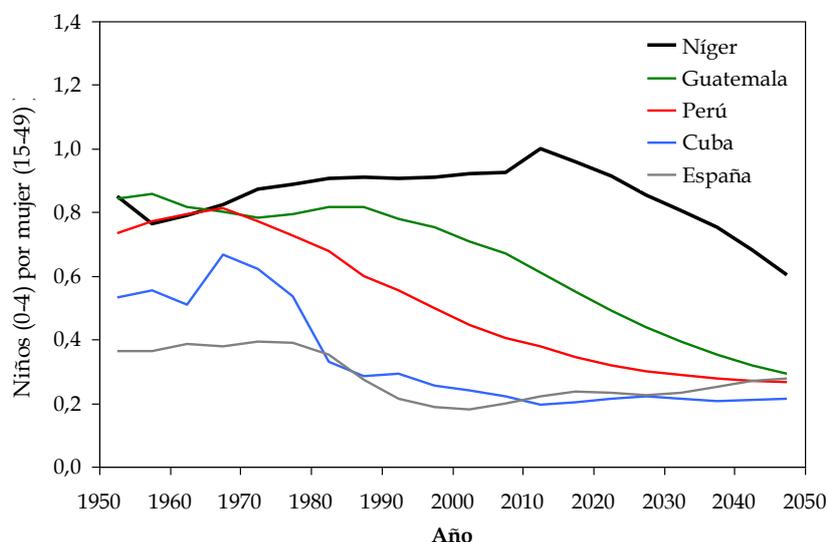


Figura 32.- Razón de niños por mujer. Níger, Guatemala, Perú, Cuba y España. Años 1950 a 2050.

Tabla 4.- Indicadores de natalidad y fecundidad.

Indicador	Cálculo	Níger	Guatemala	Perú	Cuba	España	Magnitud
Razón Niños/Mujeres	$R = \frac{P_{0-4}}{P_{M,15-49}}$	0,96	0,64	0,39	0,21	0,21	niños por mujer
Tasa bruta de natalidad	$TBN = \frac{NV}{P} \times 1.000$	54,05	33,25	21,34	10,50	11,02	por mil personas
Tasa general de fecundidad	$TGF = \frac{NV}{P_{M,15-49}} \times 1.000$	248,52	136,88	80,49	39,30	43,84	por mil mujeres (en edad fértil)
Índice sintético de fecundidad	$ISF = n \sum_{j=1}^g TF_j ; TF_j = \frac{NV_j}{P_{M,j}}, j=1, \dots, g$	7,15	4,15	2,60	1,50	1,43	hijos por mujer (en edad fértil)
Edad media a la maternidad	$\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^g \left(x_j + \frac{n}{2}\right) TF_j}{\sum_{j=1}^g TF_j}$	26,37	28,03	28,85	26,32	30,88	años de edad
Tasa bruta de reproducción	$TBR = n \sum_{j=1}^g \frac{NV_{M,j}}{P_{M,j}}$	3,503	2,025	1,268	0,728	0,692	hijas por mujer (en edad fértil)
Tasa neta de reproducción	$TNR = \sum_{j=1}^g \frac{{}_nL_{x_j}}{100.000} \frac{NV_{M,j}}{P_{M,j}}$	2,681	1,910	1,212	0,720	0,686	hijas por mujer (en edad fértil)

Fuente: United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2009). World Population Prospects: The 2008 Revision, Popin (Population Information Network <http://esa.un.org/unpd/wpp2008/index.htm>).

**Tasa bruta de natalidad y tasa general de fecundidad.** La medida más sencilla para estudiar la natalidad de una población manejando información directa sobre el fenómeno –es decir, nacidos vivos- es la *tasa bruta de natalidad* (TBN), cociente entre el número de nacidos vivos registrado en un año y las personas-año o población total media. Es un indicador relativamente poco preciso y afectado por la estructura por edades de la población, algo que queda superado, en parte, en la *tasa general de fecundidad* (TGF), que sustituye el denominador de la tasa bruta por la población femenina en edad de procrear (15-49 años de edad). Ambas muestran generalmente, en todo caso, una evolución similar, como se aprecia en las Figuras 33 y 34. Justamente un efecto de estructura en la población general y también en el grupo de mujeres en edades fértiles es el que hace que, pese a tener menor fecundidad -en términos de número medio de hijos por mujer (ver más adelante)-, España presente hacia 2005-2010 unas tasas de natalidad y general de fecundidad ligeramente más altas que las de Cuba (Tabla 4).

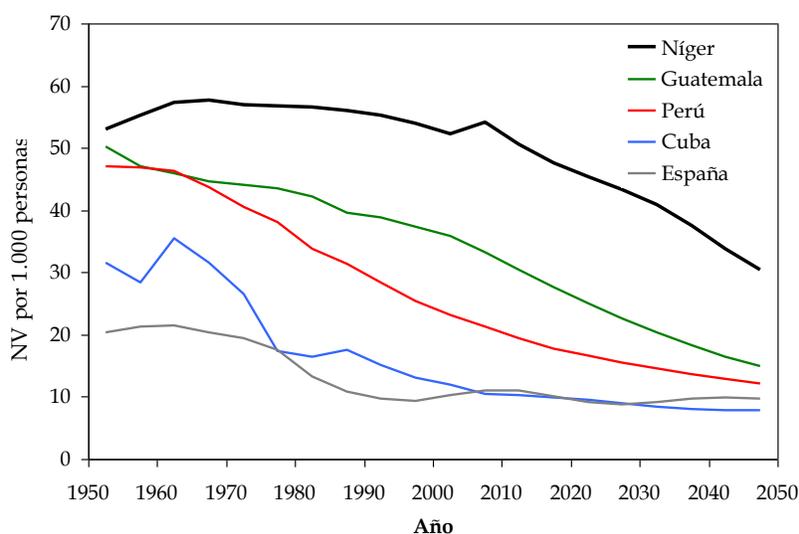


Figura 33.- Tasa bruta de natalidad. Níger, Guatemala, Perú, Cuba y España. Años 1950 a 2050.

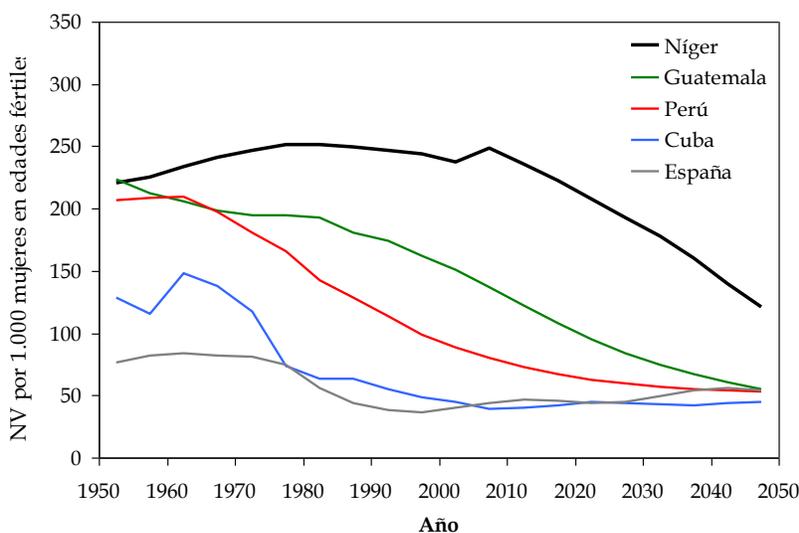


Figura 34.- Tasa general de fecundidad. Níger, Guatemala, Perú, Cuba y España. Años 1950 a 2050.

**Tasas específicas de fecundidad por edad.** Las tasas específicas de fecundidad por edad ( $f_x$ ) son un indicador desagregado, que pone en relación los nacidos vivos correspondientes a madres de una determinada edad con el efectivo de mujeres de esa misma edad. El estudio de las tasas específicas permite el análisis, no sólo de la intensidad del fenómeno, sino también de su calendario, es decir, del reparto de los nacimientos a lo largo del ciclo de vida reproductivo de las mujeres. La representación gráfica (Figura 35) de la serie de tasas por edad suele tener una forma acampanada, con un grado de dispersión o concentración en torno a la moda y un nivel de asimetría a los dos lados del valor modal que puede variar notablemente entre poblaciones. Las poblaciones de países desarrollados y baja fecundidad –el caso de España- tienden a concentrar cada vez más el calendario reproductivo en las edades centrales del intervalo fértil –grupo de 30-34 años de edad-, mientras que las poblaciones con bajo control de nacimientos y alta fecundidad –como Níger- suelen repartir los alumbramientos en un intervalo mucho mayor de edades y tener una edad modal mucho más joven. Cuba presenta un perfil un tanto atípico, con un nivel muy bajo de fecundidad y un calendario muy joven.

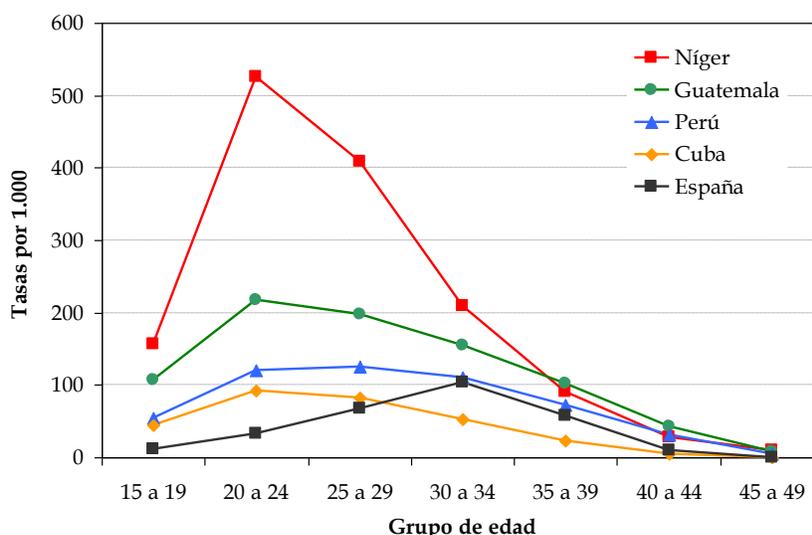


Figura 35.- Tasas específicas de fecundidad por edad. Níger, Guatemala, Perú, Cuba, España. Promedio 2005-2010.

La comparación entre curvas de fecundidad por edad se puede hacer también para un mismo país en diversos momentos del tiempo. En la Figura 36 se puede apreciar la secuencia de tasas específicas para Perú en diversos años entre 1950 y 2050. La alta fecundidad inicial (casi 7 hijos por mujer en 1950) se redujo muy poco en los siguientes 25 años, y además esa reducción fue proporcional en todos los grupos de edad. El gran salto se observa, en cambio, entre 1975 y 2000, cuando se pasa de 5,4 a 2,6 hijos por mujer, junto con un rejuvenecimiento del patrón reproductivo. Esto es así porque en la reducción de la fecundidad general juega un papel fundamental la disminución del tamaño medio de las familias, de manera que los primeros hijos se tienen a edades semejantes a años anteriores, pero cada vez más mujeres renuncian a proles numerosas, lo que lógicamente conlleva una mayor reducción de las tasas de edades más altas: el cuarto hijo se tiene a una edad posterior al tercero, y el quinto a la del cuarto, etc., de manera que dejar de tener hijos de número de orden alto tiende a suponer, en principio, un rejuvenecimiento del calendario de la fecundidad. La proyección a 2025 y 2050 muestra cómo el

recorrido por venir será verosíblemente menor, y exhibe una maduración del perfil por edad, con un aumento de la edad media a la maternidad y de la edad modal, y un creciente peso relativo de la fecundidad de las mujeres del grupo 30-34.

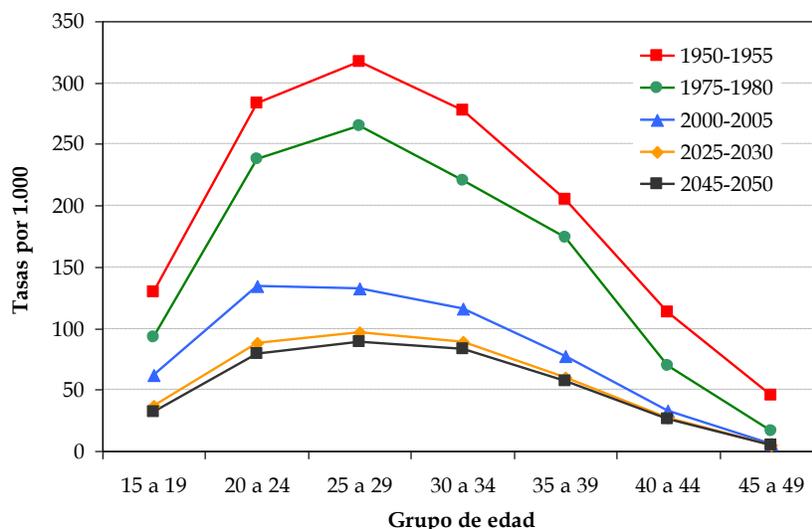


Figura 36.- Tasas específicas de fecundidad por edad. Perú, 1950-2050.

Si se dispone de la información adecuada se pueden estimar las tasas específicas por edad en función de alguna variable relevante para el análisis de la fecundidad de una población. En la Figura 37 se presentan las curvas de fecundidad por edad según el nivel de instrucción (número de años de estudio terminados) para la población de El Salvador (Encuesta Nacional de Salud Familiar, 1993). La comparación de las curvas pone en evidencia cómo a medida que se incrementa el nivel de estudios, disminuye la fecundidad (comparación 'en vertical'), de modo que con 0 años de estudios terminados la *tasa global de fecundidad* es de 5,37 hijos por mujer, en tanto que para las mujeres con diez o más años finalizados el indicador baja a 2,35 hijos por mujer. Pero, al mismo tiempo, se advierte que las cuatro primeras series de tasas (entre 0 y 9 años completados) el calendario de la fecundidad es semejante, con alta fecundidad adolescente y una edad modal muy joven (edad media a la maternidad de 26,8 años en mujeres sin un solo año de estudios terminado), mientras que las tasas de las mujeres con mayor nivel de estudios no sólo se distinguen por su menor fecundidad, sino por un patrón por edad distinto a las anteriores, con bajos valores para menores de 20 años -una buena parte de ellas sigue estudiando en ese grupo de edad- y un perfil mucho más maduro (28 años de edad media a la maternidad).

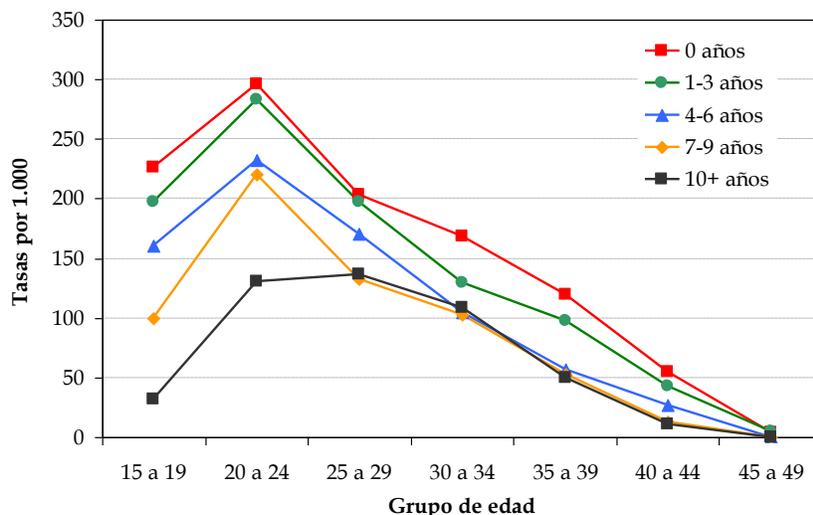


Figura 37.- Tasas específicas de fecundidad por edad y nivel de instrucción. El Salvador, 1993.

**Índice sintético de fecundidad o tasa global de fecundidad.** La suma de la serie completa de las tasas específicas se denomina *índice sintético de fecundidad* o *tasa global de fecundidad*. Esta tasa, que se expresa como el número medio de hijos por mujer, es el indicador resumen que, con una sola cifra, da una mejor información, consistente y no afectada por la estructura por edades, de la intensidad del fenómeno fecundidad en una población. Cuando las tasas específicas se calculan con grupos quinquenales de edad, debe recordarse que cada tasa es un valor promedio válido para todas y cada una de las edades del respectivo grupo de edad, por lo que el número medio de hijos por mujer será el resultado de multiplicar por cinco -la amplitud del intervalo de cada grupo de edad- la suma de las tasas quinquenales.

Entre el valor de Níger -7,2 en 2005, que llegó a 8 hijos por mujer en los años ochenta- y el de España -1,4 en 2005, 1,15 a mediados de los años noventa- se encuentran la gran mayoría de los que corresponden a las poblaciones de países del mundo. Toda Latinoamérica se encuentra actualmente entre 4,2 (de Guatemala) y 1,5 (de Cuba). La tendencia se espera que siga siendo descendente en las próximas décadas, aunque con desfases considerables entre países. Sólo en aquéllos cuya fecundidad actual es ya muy baja -España, Cuba- las hipótesis apuestan por un mantenimiento o leve aumento en los años venideros (Figura 38).

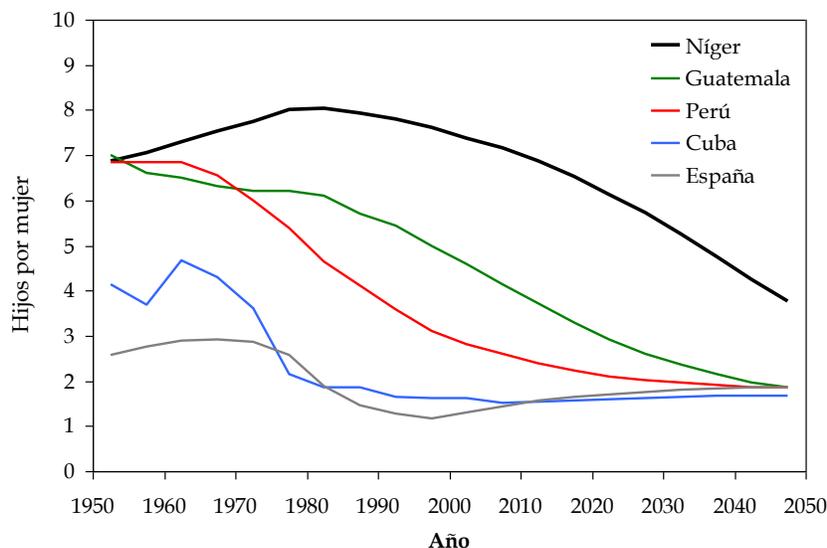


Figura 38.- Índice sintético de fecundidad o tasa global de fecundidad. Níger, Guatemala, Perú, Cuba y España. Años 1950 a 2050.

Las encuestas de fecundidad indagan sobre características de la fecundidad de las poblaciones que no se pueden recoger mediante los sistemas de registro de nacimientos, los cuales se limitan a anotar las variables demográficas y sanitarias fundamentales en relación con el parto, la madre, el padre y el nacido (vivo o muerto). Una pregunta clásica en las encuestas de fecundidad se refiere al número de hijos que se querría tener. La comparación entre el promedio de hijos deseados por mujer y el de los realmente tenidos da una medida de la dificultad para acomodar las expectativas personales en materia reproductiva con las condiciones en las que se desarrolla la vida de las mujeres. Esta insatisfacción es mayoritariamente por exceso (Tabla 5), puesto que se desearía tener menos hijos que los que realmente se acaban teniendo. Pero no es la única situación posible. Los valores obtenidos de la Encuesta de Fecundidad de España de 1999 muestran cómo las mujeres españolas de finales de siglo XX desearían tener más hijos (2,5) de los que acaban teniendo (1,07 en la encuesta; el valor calculado con los datos del registro daba 1,15 hijos por mujer para ese año 1999). Significativamente, los valores deseados de los distintos países están mucho más próximos entre sí que los respectivos observados.

Tabla 5. Tasa global de fecundidad (hijos por mujer) deseada y observada en distintos países y años.

	TGF observada	TGF deseada
Bolivia 2008	3,5	2,4
Bolivia 1989	5,0	2,6
Brasil 1996	2,5	2,3
Brasil 1991	3,7	2,7
Colombia 2005	2,4	2,2
Colombia 1986	3,2	2,7
Ecuador 2004	3,2	2,6
Ecuador 1987	4,2	3,0
Guatemala 2002	4,4	3,4
Guatemala 1987	5,5	3,8
Haití 2005-06	3,9	3,0
Haití 1994-95	4,8	3,3
Paraguay 2004	3,6	3,0
Paraguay 1990	4,7	3,9
Perú 2000	2,8	2,4
Perú 1986	4,1	2,6
España 1999	1,1	2,5

**Fuentes:** Demographic and Health Surveys (DHS) (<http://www.measuredhs.com>). INE. Encuesta de Fecundidad 1999 ([http://www.ine.es/inebmenu/mnu\\_analisis.htm](http://www.ine.es/inebmenu/mnu_analisis.htm)).

El *índice sintético de fecundidad* es el indicador resumen equivalente a la esperanza de vida en mortalidad. Su cálculo, como el de aquella, se basa en el principio de la cohorte ficticia: la cifra obtenida es el número de hijos que en promedio tendría una generación de mujeres a lo largo de todo su ciclo reproductivo completo si dicha cohorte se comportara según las tasas específicas de fecundidad observadas transversalmente en un año o promedio de años de calendario.

Cuando se calcula desde una perspectiva longitudinal, el número medio de hijos por mujer se denomina *descendencia final* (DF). La serie temporal de este indicador suele tener una trayectoria más regular, menos afectada por los cambios coyunturales que sí afectan al indicador transversal, de manera que el descenso de la *tasa global de fecundidad* en un periodo concreto tiene un componente (mayor o menor, según la población) de decisión coyuntural de retraso en el momento de tener los hijos. Es decir: no se tienen ese año, pero no se renuncia al hecho de tenerlos, por lo que el indicador transversal puede disminuir puntualmente más de lo que lo

hará el indicador longitudinal. Y también, llegado el caso, puede ocurrir el proceso contrario (adelantar el calendario de la fecundidad, pero sin asumir un aumento final del número de hijos a tener). Esto se aprecia en la evolución comparada de ambos, ISF y DF, para la población española (Figura 39). La *descendencia final*, que ciertamente tiende a reducirse en la trayectoria secular, es menos sensible a los cambios coyunturales al alza –años sesenta y setenta- o a la baja –desde los años ochenta hasta principios del siglo XXI- que el indicador transversal.

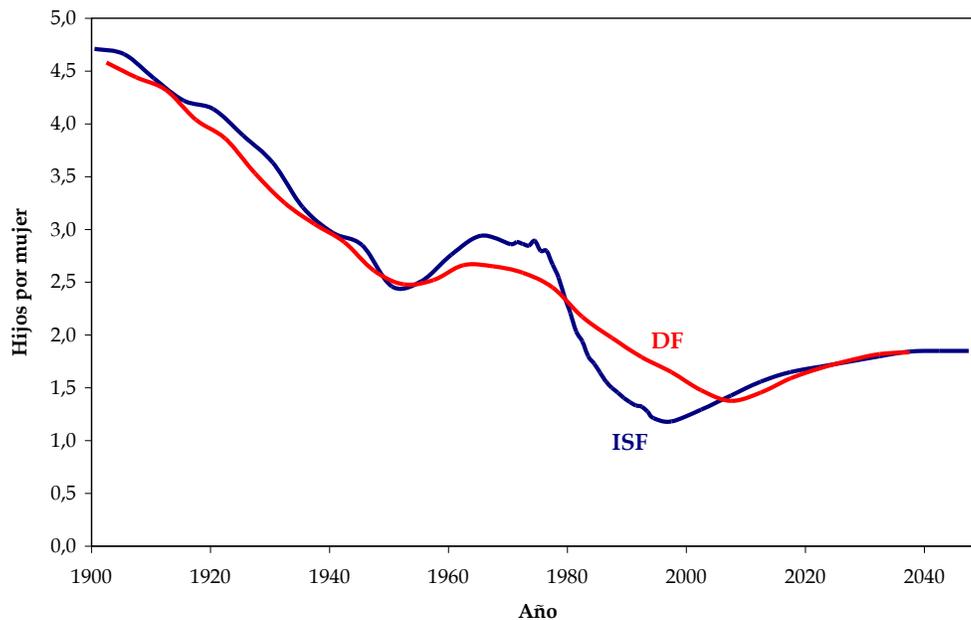


Figura 39.- Índice sintético de fecundidad (ISF) y descendencia final (DF). España, años 1900-2050 (la DF se representa con un desfase de 30 años respecto del año de nacimiento de la cohorte).

**Edad media a la maternidad.** Para expresar en un solo indicador sintético el calendario de la fecundidad se calcula la *edad media a la maternidad* (EMM). Es un indicador muy utilizado, pero que debe ser interpretado con cautela. Como todo promedio, la EMM puede producir valores semejantes para situaciones muy distintas entre sí. Las edades medias de países con muy baja y muy alta fecundidad pueden ser semejantes. Pero, mientras en el caso de las primeras suele darse una fuerte concentración de la estructura por edades de la fecundidad en torno a esa edad media –los pocos hijos que se tienen corresponden mayoritariamente a un rango relativamente estrecho de edades de la madre-, en el caso de las segundas el valor de la EMM es el resultado de una gran dispersión de la curva de fecundidad por edad: muchas madres muy jóvenes, pero también muchas de edades maduras, con un ciclo reproductivo mucho más extenso. De acuerdo con el proceso ya comentado al presentar el ejemplo peruano, inicialmente el descenso de la fecundidad suele venir acompañado de un rejuvenecimiento de la edad media a la maternidad.

Para superar el efecto de la concentración o dispersión en torno al fenómeno de la edad media, es deseable, si se dispone de la información de los nacimientos por edad de la madre y por número de orden –primer hijo, segundo hijo, etc.- calcular la EMM para cada orden de nacimiento, o al menos para los nacidos de orden uno. Así, por ejemplo, la edad media a la maternidad global fue en Madrid de 31,9 años en el año 2006, pero la edad media a la

maternidad al primer hijo –lógicamente, siempre menor a la global- fue de 30,4, muy cercana a la global, lo cual da una medida de fuerte concentración de la fecundidad alrededor del grupo de edad modal. En poblaciones con alta dispersión del calendario de la fecundidad, la distancia entre la edad media global y la edad media al primer hijo puede ser de bastantes años.

En la misma Comunidad de Madrid, el estudio de la fecundidad por rango u orden de nacimiento respecto de los hijos tenidos por la misma madre permite apreciar cómo, mientras que justo antes del inicio del descenso de la fecundidad (1975, alrededor de 3 hijos por mujer) cuatro de cada diez nacidos ese año eran primeros hijos, y otros tres eran segundos hijos, en 2002 los primeros hijos superan con creces la mitad de todos los nacidos ese año, y junto con los segundos suponían nueve de cada diez, evidenciando el proceso de intensa reducción del tamaño medio de las familias madrileñas, al igual que las españolas en su conjunto, durante el último cuarto del siglo XX (Figura 40).

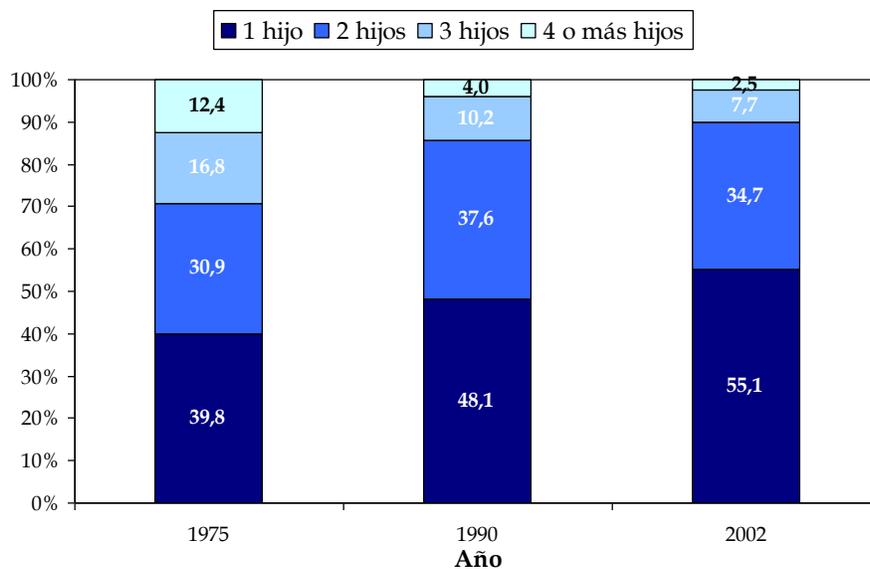


Figura 40.- Proporción de nacimientos por número de orden. Comunidad de Madrid, años 1975, 1990 y 2002.

**Tasa bruta de reproducción.** La *tasa global de fecundidad* se expresa, como se vio, en forma de número medio de hijos por mujer. Eso quiere decir que no distingue el sexo del nacido (niño o niña). Sin embargo, en el denominador del indicador sí se discrimina en función del sexo, y son sólo las mujeres en edad fértil, pero no los varones, los que se toman como población de referencia. Saber en qué medida las mujeres nacidas hoy –es decir, sólo aquel grupo de nacidos vivos que podrán dar el salto del numerador al denominador en el plazo de una generación– serán suficientes o no para reemplazar a la cohorte de sus madres es el objetivo de las llamadas tasas de reproducción.

La *tasa bruta de reproducción* (TBR) se puede definir, en consecuencia, como un índice sintético de fecundidad femenino –sólo tiene en cuenta los nacimientos de niñas-. Idealmente, puede calcularse a partir de las tasas de fecundidad estimadas con las nacidas vivas en el numerador. Cuando no se dispone de los datos de nacidos vivos por sexo del nacido y edad de la madre, se puede estimar la TBR aplicando al ISF la proporción observada de nacimientos de niñas sobre la

cifra total de nacidos vivos (porcentaje que, en la mayoría de las poblaciones, oscila entre el 47,5 y el 49 por ciento). Si ni siquiera se conoce el número total de nacidos vivos por sexo, se puede aplicar una proporción estándar, puesto que, en general, se observa una gran regularidad universal en su distribución (la mayoría de las poblaciones oscilan entre 104 y 107 nacidos vivos varones por cada cien nacidas vivas niñas; 105 es una buena elección como estándar). Epidat 4 permite utilizar cualquiera de las tres opciones, y los resultados demuestran que las diferencias son mínimas entre ellas, por lo que en ningún caso desconocer el sexo de los nacidos es razón para dejar de estimar el indicador.

La serie de tasas brutas de reproducción para los cinco países seleccionados como ejemplo muestra, lógicamente, unas tendencias análogas a las ya vistas para el índice sintético de fecundidad (Figura 41), con unos valores ligeramente menores a la mitad de los de aquél.

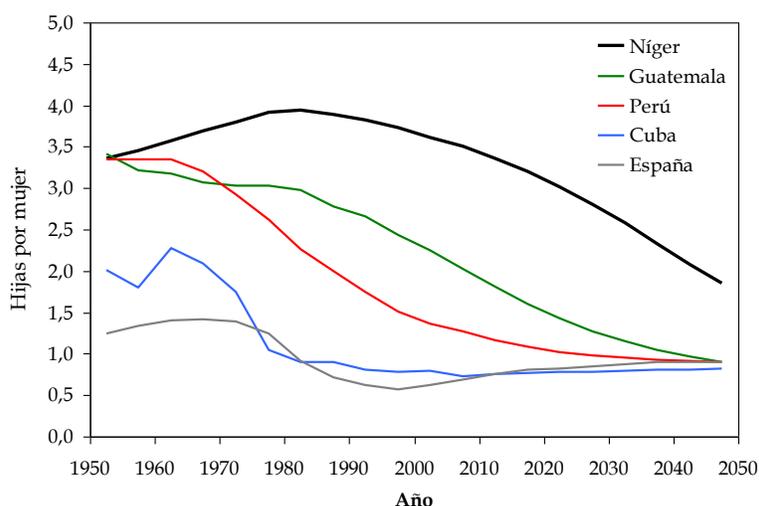


Figura 41.- Tasa bruta de reproducción. Níger, Guatemala, Perú, Cuba y España. Años 1950 a 2050.

**Tasa neta de reproducción.** En el salto de numerador a denominador que se acaba de citar al definir la tasa bruta de reproducción no todas las niñas nacidas vivas alcanzarán las respectivas edades maternas, puesto que parte de ellas fallecerán bien antes de los 15 años –edad inicio del grupo de edad de mujeres fértiles- o bien no sobrevivirán a lo largo de todo el periodo fértil, hasta los 50 años exactos de edad. La *tasa neta de reproducción* añade a la medida bruta el efecto de la mortalidad, incorporando unas probabilidades de supervivencia entre el nacimiento y las distintas edades fértiles, deseablemente obtenidas de la tabla de mortalidad correspondiente a las mujeres de esa población en ese año o periodo de observación.

Es éste un indicador realmente valioso y sensible, muy refinado, que pone de manifiesto y mide adecuadamente no sólo las condiciones de fecundidad de una población, sino también el grado en que interviene la mortalidad en el proceso de reproducción de las poblaciones. En el cuadro resumen de la Tabla 4 se aprecia cómo en la población española apenas hay diferencia entre la tasa bruta y la tasa neta de reproducción (6 milésimas de hija por mujer), porque la probabilidad de que una niña nacida actualmente en España alcance no ya los 15, sino los 50 años de edad, es extraordinariamente alta (más de 98 de cada cien). En cambio, una de cada cinco niñas nacidas en Níger no alcanzará los 15 años de edad, y una de cada tres no llegará a los 50, de manera que

se pierde casi una hija por mujer (0,82) por efecto de la mortalidad. En consecuencia, la diferencia entre la TBR y la TNR es mucho mayor en la población de Níger, donde la mortalidad prematura –no sólo la infantil y de la niñez, sino también justamente la asociada a la propia maternidad, que en estas poblaciones es aún hoy una seria condición de riesgo para su vida– resta un gran potencial reproductivo. El aumento de la serie de tasa neta de reproducción en Níger desde 1980 hasta 2010 (Figura 42), cuando la tasa bruta ya tendía a descender, se explica justamente por la disminución de la mortalidad –como ejemplo, la tasa de mortalidad infantil era en 1980 de 160 muertes de menores de un año por cada mil nacidos vivos, y de 88 en 2010, es decir, prácticamente una reducción a la mitad en treinta años–. Se entiende así de manera diáfana por qué la reproducción es mucho más que la mera producción de nacimientos, y tiene que ver también, y mucho, con las condiciones de supervivencia de una población.

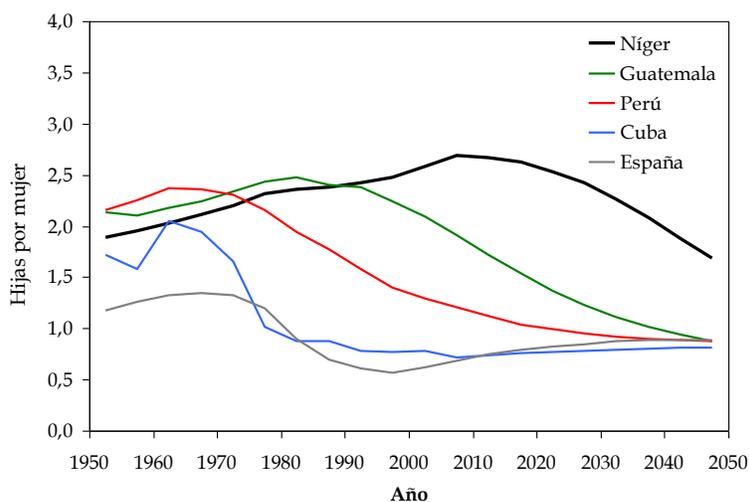


Figura 42.- Tasa neta de reproducción. Níger, Guatemala, Perú, Cuba y España. Años 1950 a 2050.

### 9.1.3.2. Manejo del submódulo de indicadores de fecundidad

Este submódulo de Epidat 4 permite calcular indicadores de fecundidad para varias poblaciones a la vez, para lo cual es necesario disponer, como mínimo, de los siguientes datos para cada población (área geográfica, período temporal, etc.):

- Población de mujeres y población de nacidos vivos (NV) por edades simples o grupos de edad quinquenales entre 15 y 49 años. En el caso de los nacidos vivos los datos se refieren al grupo de edad de la madre.
- Población total y población de 0 a 4 años.

Opcionalmente, Epidat 4 permite introducir, además, los nacidos vivos por grupos de edad para cada sexo o, en caso de no disponer de esta información, proporcionar el total de mujeres nacidas vivas. Los datos disponibles (NV por edad y sexo, NV totales por sexo ó solo total de NV) condicionarán la elección del método para el cálculo de las tasas de reproducción. Por último, si se dispone de los años vividos por grupos de edad de la tabla de mortalidad de mujeres, será posible obtener las tasas netas de reproducción, además de las tasas brutas, por el método seleccionado.

Cada tabla de datos (datos por grupos de edad y datos globales) se puede introducir manualmente o puede importarse, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods). En ambos casos, entrada manual y automática, hay que indicar en primer lugar si se dispone de los nacidos vivos por grupos de edad para cada sexo por separado, o para los dos sexos en conjunto.

Para introducir los datos manualmente, es necesario indicar si se trabaja con datos por edades simples o en grupos quinquenales y definir el número de poblaciones para las que se calculan los indicadores de fecundidad. A continuación, hay que completar la tabla de datos correspondiente definida por el programa (datos por grupos de edad, datos globales o ambos).

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón "examinar", seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En este caso, la tabla de datos por grupos de edad debe contener tantas filas como grupos de edad para cada una de las poblaciones y las siguientes variables:

- Una variable que identifique las distintas poblaciones para las que se calculan indicadores de fecundidad (hasta un máximo de 750), aunque sea solo una. Es necesario tener los datos de todas las poblaciones en los mismos grupos de edad, simples o quinquenales.
- Una variable con el límite inferior de los grupos de edad. Si son grupos quinquenales esta variable tendrá los valores: 15, 20, 25, ..., 45.
- Una variable con el tamaño de la población de mujeres por grupos de edad.
- Una variable con el total de nacidos vivos o dos variables con los nacidos vivos hombres y mujeres, según la opción elegida, por grupos de edad de la madre.
- Opcionalmente, una variable con los años vividos por grupos de edad (entre 15 y 49) de la tabla de mortalidad de mujeres.

La tabla de datos globales debe contener tantas filas como poblaciones y las siguientes variables:

- Una variable que identifique las distintas poblaciones para las que se calculan indicadores de fecundidad (hasta un máximo de 750), aunque sea solo una. Es necesario que las poblaciones estén identificadas del mismo modo que en la tabla de datos por grupos de edad.
- Una variable para el tamaño de la población total.
- Una variable para el tamaño de la población de 0 a 4 años.
- Opcionalmente, una variable con el número de mujeres nacidas vivas.

Una vez que se han cargado los datos, Epidat 4 permite seleccionar el método para calcular las tasas de reproducción, aunque las opciones (de una a tres) dependerán de los datos disponibles:

- NV por edad y sexo.
- NV totales por sexo.
- Razón de sexos al nacer.

Por último, cuando se trabaja con más de una población, es posible representar las tasas específicas de fecundidad en gráficos independientes o en un solo gráfico; en éste último caso, se pueden seleccionar las poblaciones que se desean incluir.

### Ejemplo

La Tabla 6 contiene datos de la población de Galicia, por grupos de edad quinquenales, referidos al año 2008. La última columna de la tabla es el número de años vividos de la tabla de mortalidad de mujeres para ese mismo año. Los datos están disponibles en el archivo FECUNDIDAD\_GALICIA2008.xls incluido en Epidat 4. Por otra parte, la población gallega, según datos del Padrón de 2008, era de 2.784.169 habitantes, y la población de 0 a 4 años era de 106.387.

Tabla 6.- Población de mujeres, nacidos vivos (NV) y años vividos por grupos de edad. Galicia, año 2008.

Población	Grupo de edad	Límite inferior (x)	Población mujeres	NV hombres	NV mujeres	NV totales	nLx
Galicia-2008	15 a 19	15	61.491	219	209	428	497.480
Galicia-2008	20 a 24	20	76.514	879	811	1.690	497.010
Galicia-2008	25 a 29	25	101.842	2.516	2.409	4.925	496.441
Galicia-2008	30 a 34	30	112.880	4.457	4.187	8.644	495.781
Galicia-2008	35 a 39	35	108.310	2.673	2.459	5.132	494.468
Galicia-2008	40 a 44	40	104.514	446	426	872	492.369
Galicia-2008	45 a 49	45	100.745	25	34	59	489.295

Los datos de la Tabla 6 se pueden cargar de forma automática en Epidat 4 mediante la opción de abrir datos por grupos de edad. Según se active o no la opción de *Nacidos vivos por grupos de edad para cada sexo*, el programa solicitará dos variables (NV hombres y NV mujeres) o una (NV totales), respectivamente. Además, los años vividos de la tabla de mortalidad pueden cargarse o no, lo que permitirá obtener o no tasas netas de reproducción.

Los datos globales (población total y de 0 a 4 años) pueden introducirse fácilmente de forma manual en este caso, puesto que trabajamos con una única población. Si no se introdujeron los NV por grupos de edad y sexo, puede proporcionarse, además, el número de mujeres nacidas vivas (10.535).

Independientemente de los datos que se carguen, las tasas específicas de fecundidad que proporciona el programa son las siguientes:

Resultados con Epidat 4 (se omiten indicadores):

**Entrada automática:**

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\FECUNDIDAD\_GALICIA2008.xls

Tabla: Datos

Variables:

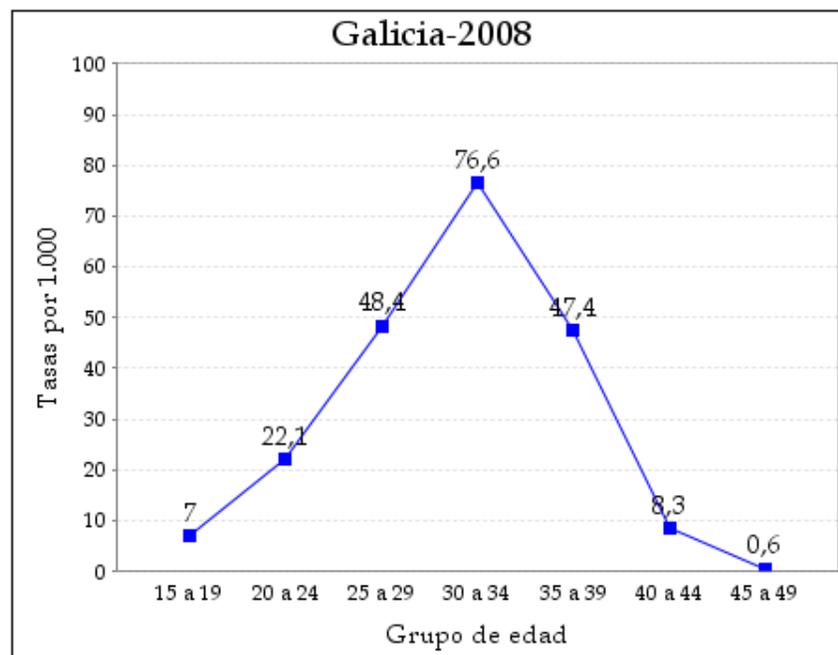
Identificadores de poblaciones: POBLACION  
 Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
 Población de mujeres: POB\_M  
 Población de hombres nacidos vivos: NV\_H  
 Población de mujeres nacidas vivas: NV\_M  
 Años vividos de la tabla de mortalidad de mujeres : nLx

**Datos:**

Grupo de edad	Grupos quinquenales
Número de poblaciones	1
Método para calcular la tasa bruta de reproducción	Método 1
Representación de las tasas específicas de fecundidad	En gráficos independientes

**Tasas específicas de fecundidad por 1.000:**

Grupo de edad	Tasa
15 a 19	6,9604
20 a 24	22,0875
25 a 29	48,3592
30 a 34	76,5769
35 a 39	47,3825
40 a 44	8,3434
45 a 49	0,5856



Si se cargan todos los datos disponibles (NV por edad y sexo y años vividos) es posible elegir entre los tres métodos para calcular las tasas de reproducción y, además, se obtendrán tanto las tasas brutas como las netas. Los resultados, para cada uno de los métodos, son los siguientes:

#### Método 1: NV por edad y sexo

Indicador		
Razón Niños/Mujeres	0,1597	niños por mujer
Tasa bruta de natalidad	7,812	por mil personas
Tasa general de fecundidad	32,6431	por mil mujeres
Índice sintético de fecundidad	1,0515	hijos por mujer
Edad media a la maternidad	31,3685	años de edad
Tasa bruta de reproducción	0,5093	hijas por mujer
Tasa neta de reproducción	0,5049	hijas por mujer

#### Método 2: NV por sexo

Indicador		
Razón Niños/Mujeres	0,1597	niños por mujer
Tasa bruta de natalidad	7,812	por mil personas
Tasa general de fecundidad	32,6431	por mil mujeres
Índice sintético de fecundidad	1,0515	hijos por mujer
Edad media a la maternidad	31,3685	años de edad
Tasa bruta de reproducción	0,5093	hijas por mujer
Tasa neta de reproducción	0,5049	hijas por mujer

#### Método 3: Razón entre sexos al nacer

Indicador		
Razón Niños/Mujeres	0,1597	niños por mujer
Tasa bruta de natalidad	7,812	por mil personas
Tasa general de fecundidad	32,6431	por mil mujeres
Índice sintético de fecundidad	1,0515	hijos por mujer
Edad media a la maternidad	31,3685	años de edad
Tasa bruta de reproducción	0,5129	hijas por mujer
Tasa neta de reproducción	0,5085	hijas por mujer

## 9.2. Tablas de mortalidad

### 9.2.0. Conceptos generales

Como fenómeno demográfico, la mortalidad tiene tres características fundamentales que la diferencian de la fecundidad o la migración:

- es **inevitable**: todas las personas mueren (en cambio, no todas tienen hijos o migran en algún momento de su vida)
- es **irrepetible**: sólo se muere una vez (sin embargo, se pueden tener varios hijos, o cambiar de residencia varias veces)
- es **irreversible**: ocurrido el tránsito de la vida a la muerte, no es posible volver al estado anterior (mientras que, por ejemplo, un migrante puede regresar a su lugar de origen)

Estas tres características (estas tres “i”, si se acude a una regla nemotécnica) hacen posible una aproximación analítica específica del fenómeno mortalidad, puesto que permiten la construcción de tablas de extinción, habitualmente llamadas *tablas de mortalidad* o *tablas de vida*. Es decir: se puede seguir a un grupo inicial, cerrado –sin nuevas entradas ni salidas por migración– de personas (una cohorte), sólo afectado a lo largo del tiempo por la mortalidad, de manera que lo único que le pueda ocurrir a esas personas en un salto de tiempo determinado sea bien que fallezcan, bien que permanezcan con vida en el momento final de dicho salto, a sabiendas de que aquéllas que mueran no podrán volver a la vida (irreversible) y que por tanto no podrán volver a protagonizar una nueva defunción (irrepetible). Como, además, se sabe que todos los miembros de la población estudiada acabarán muriendo (inevitable), al cabo de un cierto número de intervalos de tiempo, la cohorte, que nunca podrá ser mayor que en el momento inicial de la observación, acabará extinguiéndose.

Que la mortalidad sea inevitable significa que la intensidad del fenómeno es máxima desde la perspectiva longitudinal: todos los miembros de una cohorte mueren –mueren por ejemplo, tanto las mujeres japonesas como las afganas, por tomar dos poblaciones con indicadores de mortalidad en sendos extremos del espectro mundial–. Pero no todas lo hacen al mismo tiempo. Así pues, el análisis de la mortalidad es fundamentalmente un análisis de su calendario: lo que diferencia a japonesas y afganas es que las primeras mueren, en promedio, mucho más tarde que las segundas. Ese tiempo promedio de supervivencia es la llamada *esperanza de vida*, el principal indicador sintético de mortalidad.

Ahora bien, si observamos en un año de calendario a una población en su conjunto (perspectiva transversal), de manera que se encuentren personas de muy distintas generaciones, lógicamente no todas ellas desaparecerán durante ese año de observación. De acuerdo con esta distinción, es posible diferenciar dos tipos de tablas de mortalidad: de generación y de periodo. La *tabla de mortalidad de generación* refleja la experiencia real de mortalidad de un grupo específico de individuos desde su nacimiento hasta la muerte del último de ellos. La construcción de este tipo de tabla de vida supone varias dificultades. En primer lugar, los datos necesarios para elaborarla son difíciles, cuando no imposibles, de conseguir para muchas poblaciones. Si la duración máxima media de la especie humana ronda los cien años de edad, no se podrá estimar la experiencia completa de mortalidad más que para aquellas generaciones nacidas como mínimo un siglo antes. Para ello será preciso contar con un registro fiable y exhaustivo de defunciones de al menos un siglo de antigüedad, que deseablemente contenga no sólo la edad del fallecido, sino también su año de nacimiento –algo no habitual hasta fechas recientes–. Además, la tabla y

los indicadores resultantes darán una medida de lo experimentado por aquellas personas que nacieron cien años atrás, pero no de la situación de la mortalidad en el momento en que se construye la tabla. Es decir, nos ofrecerá, por ejemplo, una imagen del mayor interés sobre el proceso de transición demográfica y epidemiológica protagonizada por las generaciones nacidas a inicios del siglo XX, pero no un indicador veraz del nivel de mortalidad a inicios del siglo XXI. Y como, la mayoría de las veces, los indicadores se calculan para reflejar las condiciones de mortalidad de un momento o periodo determinado, las tablas de generación carecen de interés como medida coyuntural de la situación demográfica y epidemiológica de una población y por ello son poco utilizadas. Las *tablas de mortalidad de periodo* se construyen, en cambio, a partir de las condiciones de mortalidad observadas durante un año o promedio de varios años, y aplicadas a una *cohorte ficticia*, y son las que se calculan habitualmente. En ellas se tratan las múltiples generaciones que cruzan un año de calendario como si fuera una sola generación que va experimentando el impacto de la mortalidad reflejado en la serie de tasas específicas de mortalidad por edad observadas transversalmente (Figura 43).

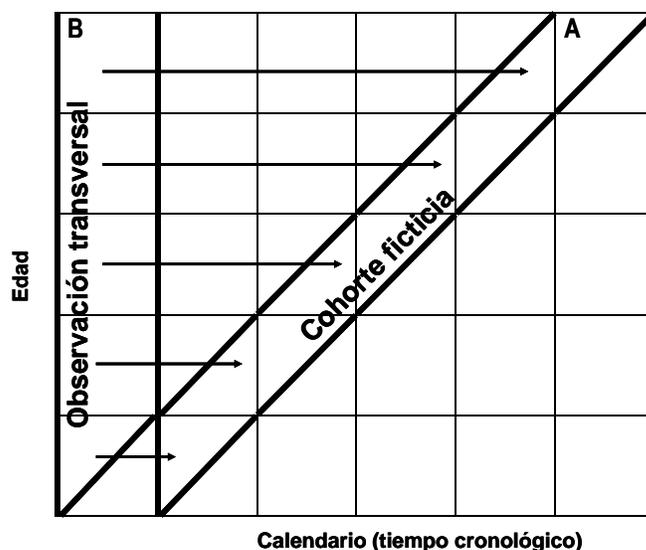


Figura 43.-Traslación de la observación transversal (B) a la longitudinal (A) en el proceso de creación de una cohorte ficticia.

Las tablas de mortalidad pueden calcularse para distintas agrupaciones de edades. Las más habituales son las *tablas completas* de mortalidad o tablas por edades simples (0, 1, 2, ...), y las *tablas abreviadas* (por grupos quinquenales). En este segundo caso, no obstante, suele considerarse desagradamente la edad 0 (0, 1-4, 5-9, ...). La determinación del grupo abierto de edad ha variado a lo largo del tiempo. A medida que los niveles de supervivencia han ido aumentando, se hace necesario definir una edad final progresivamente más elevada. Así, si años atrás eran frecuentes tablas de mortalidad rematadas a los 80+ años, actualmente abundan las que cierran a 90+, 100+ e incluso por encima de esa edad (como, por ejemplo, las tablas de la Human Mortality Database ([www.mortality.org](http://www.mortality.org)), que alcanzan los 110+ años de grupo abierto).

### 9.2.1. Construcción de la tabla de mortalidad

Los datos necesarios para la construcción de una tabla de mortalidad son: las defunciones por edad ( $D_{x,x+n}$ ), procedentes habitualmente de las estadísticas vitales (también llamadas

movimiento natural de la población), que se nutren del registro de mortalidad; y la distribución por edades de la población objeto de estudio ( $P_{x,x+n}$ ), procedente de un recuento -censo, padrón- o estimación intercensal.

A partir de ellas se inicia un proceso de cálculo de distintas series, necesarias cada una de ellas para estimar las siguientes, pero que tienen significación y utilidad por sí mismas. La construcción de una tabla de mortalidad puede tener un grado de complejidad muy diverso, según el método elegido [19][20][21][22][23][24]. El procedimiento seguido en Epidat es sencillo a la vez que robusto (véase Anexo 2).

La columna [  $n\mathbf{m}_x$  ] muestra las tasas específicas de mortalidad por edad, calculadas como cociente entre las defunciones de la edad  $x$ - $x+n$  y la población del mismo grupo de edad. En una tabla completa,  $n$  vale 1 para todas las edades. En una tabla abreviada  $n$  es 5 para todos los grupos cerrados de edad, salvo para el primero, donde es 1, y para el segundo que es 4.

El denominador de las tasas de mortalidad debe ser el número de personas-año correspondientes a cada tramo de edad para el periodo de observación (normalmente, un año de calendario). El modo más frecuente de estimar estas personas-año es calcular la media aritmética entre las poblaciones a principio y final de año a edades iguales, lo que supone asumir un reparto regular de los acontecimientos demográficos a lo largo del periodo. Es habitual referirse a estas personas-año como "población a mitad de año" o "población a 1 de julio".

La representación de la serie de tasas específicas de mortalidad por edad muestra cómo, una vez superadas las edades iniciales (y principalmente el primer año de vida), la frecuencia de la mortalidad se relaciona de manera exponencial con el aumento de la edad. En la Figura 44 se presentan dos series de tasas, correspondientes a poblaciones con 50 y 81 años de esperanza de vida al nacer. Los valores de las tasas son mayores, a cualquier edad, para la población con menor esperanza de vida. Sin embargo, el gráfico con escala aritmética en el eje de ordenadas no permite distinguir el comportamiento en las edades jóvenes, debido a que los altos valores de las tasas en edades avanzadas fuerzan la escala aplastando la línea en las edades tempranas. Para superarlo, es frecuente representar las series con escala logarítmica en el eje vertical.

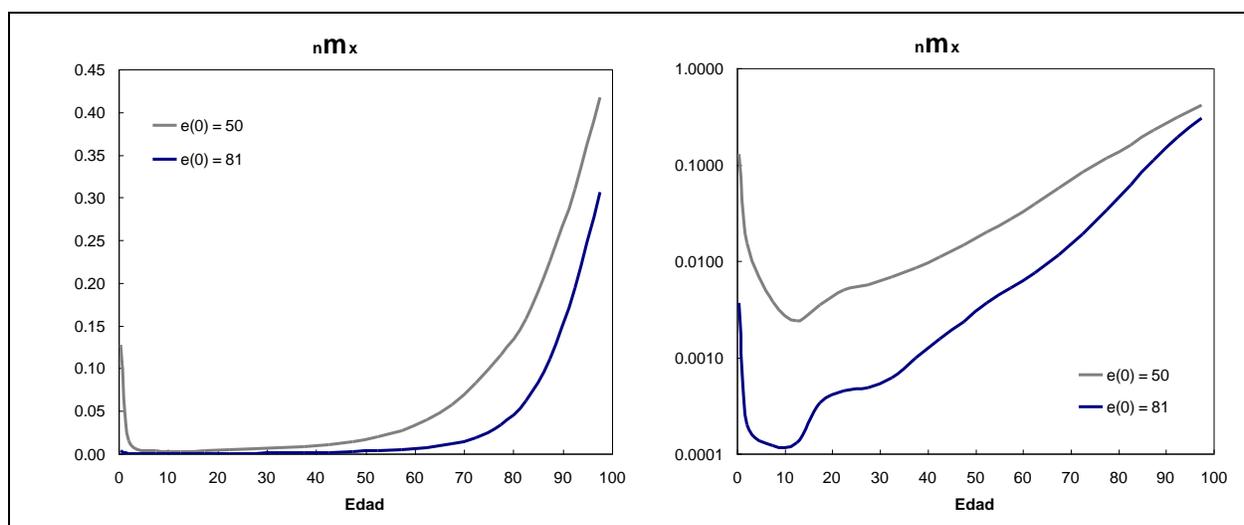


Figura 44.-Tasas específicas de mortalidad por edad, para distintas esperanzas de vida al nacer ( $e(0)$ ) en escala aritmética (izq.) y logarítmica (dcha.).

La columna  $[_nq_x]$  corresponde a las probabilidades de muerte entre las edades  $x$  y  $x+n$ : el riesgo de, estando vivo a una edad exacta definida por el límite inicial del intervalo, no estarlo cuando éste concluya. Es en el paso de tasa a probabilidad donde se produce el artificio de la creación de una cohorte ficticia, es decir, el cambio de una perspectiva estrictamente transversal a una perspectiva longitudinal, y donde por tanto empieza realmente la tabla de mortalidad. Si se conoce la tasa de mortalidad infantil, ésta puede utilizarse como probabilidad de muerte para la edad 0.

La probabilidad de muerte se encuentra siempre entre 0 y 1 (Figura 45). No puede haber probabilidades negativas (la mortalidad es, como se comentó, irreversible) y el valor para el grupo abierto de edad, sea cual sea el límite inferior de dicho grupo abierto, es siempre 1 (es decir: toda persona que llega con vida a la edad de inicio del grupo abierto de edad fallece dentro del grupo abierto de edad).

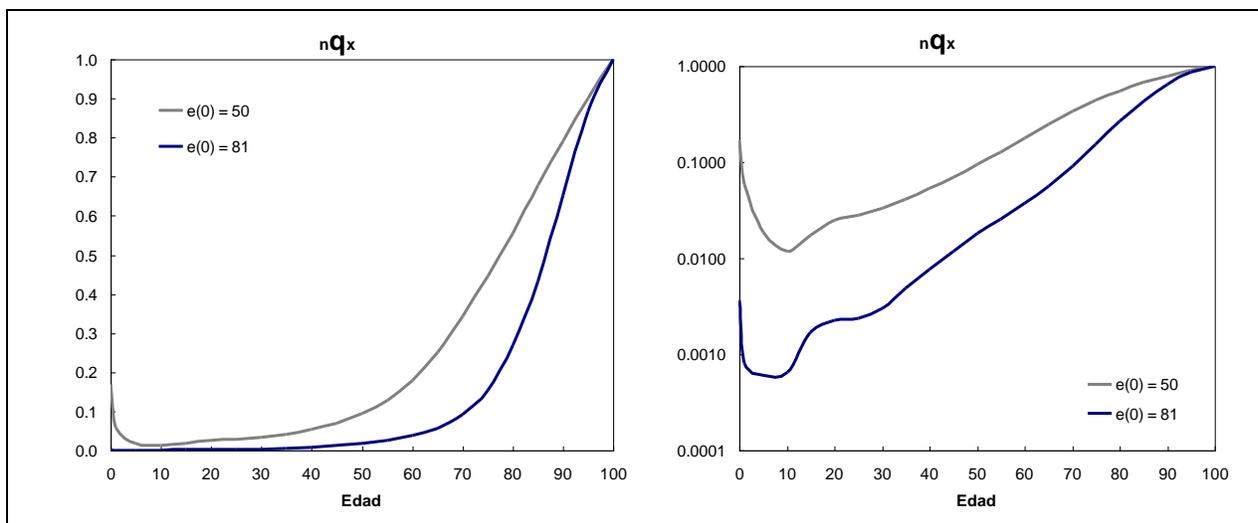


Figura 45.- Probabilidades de muerte por edad, para distintas esperanzas de vida al nacer ( $e(0)$ ), en escala aritmética (izq.) y logarítmica (dcha.).

La serie complementaria a la probabilidad de muerte es la probabilidad de supervivencia  $[_np_x]$  entre dos edades exactas  $x$  y  $x+n$ . De acuerdo con lo anterior, la probabilidad de supervivencia dentro del grupo abierto de edad es siempre 0.

La columna  $[l_x]$  es el número de supervivientes a la edad exacta  $x$ , es decir, el número de personas que han superado con éxito el riesgo de fallecer antes de esa edad  $x$ . En la tabla de mortalidad esta serie se estima a partir de un valor (habitualmente una potencia de 10) que representa el tamaño de la cohorte inicial de personas en el momento del nacimiento. Este valor, llamado 'raíz de la tabla' puede ser cualquier cifra, pero la interpretación de la serie y la realización de los cálculos se facilita tomando una potencia de diez. De este modo sus valores a cada edad pueden leerse directamente como la proporción de nacidos en la cohorte que permanecen con vida (es decir, sobreviven) a cada edad.

Las defunciones teóricas de la tabla  $[_nd_x]$  son el número de muertes ocurridas entre dos edades exactas  $x$  y  $x+n$  para la cohorte ficticia de  $10^k$  nacimientos que sufre el régimen de mortalidad expresado por la serie de probabilidades de muerte. La suma de todas estas defunciones debe dar como resultado el valor de  $l_0$ , puesto que la serie no es más que la distribución de las

muerres por edad de una generación inicial de  $l_0$  personas, es decir, el modo en que se reparten las defunciones de esa cohorte dentro del corredor longitudinal (en el que todos los individuos deben acabar muriendo).

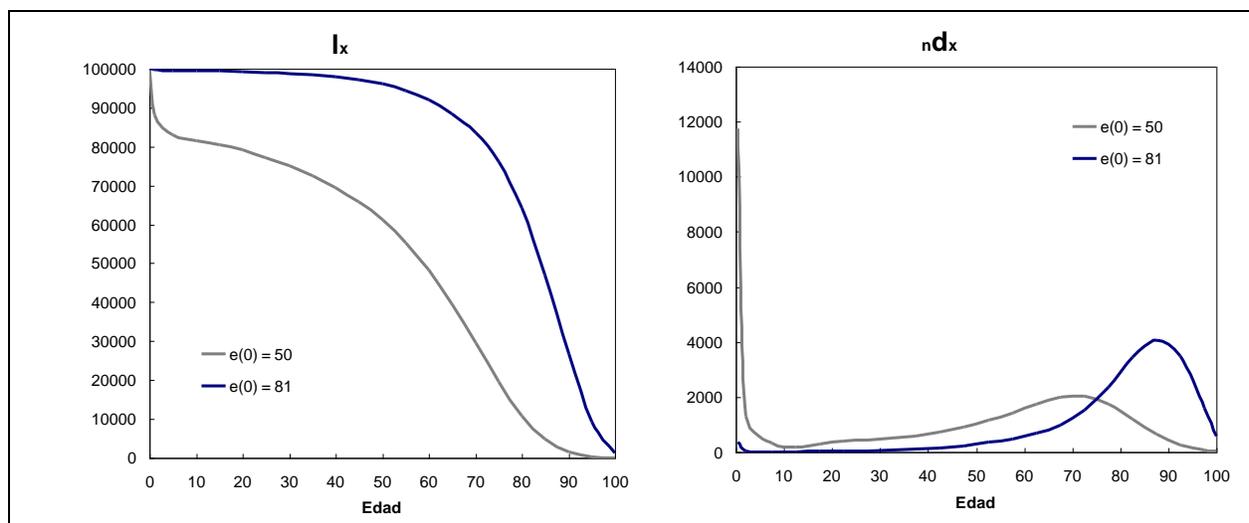


Figura 46.- Número de supervivientes (izq.) y defunciones por edad (dcha.) correspondientes a dos tablas de mortalidad con distintas esperanzas de vida al nacer ( $e(0)$ ).

La distribución de las defunciones teóricas ofrece una imagen muy clara del calendario de la mortalidad de una población. En poblaciones con alta mortalidad (en la Figura 46, con esperanza de vida al nacer de 50 años), la mortalidad infantil y de la infancia se llevan una parte muy importante del total de los fallecimientos, y la segunda edad modal, la correspondiente a las edades elevadas, se encuentra a unas edades más jóvenes (alrededor de los 70 años de edad) y con valores más bajos que en aquellas poblaciones de alta esperanza de vida (en el gráfico, con  $e(0)$  de 81 años), en las que el impacto de la mortalidad infantil es mínimo, y se aprecia una fuerte concentración de las defunciones en edades muy altas (alrededor de los 90 años de edad).

La columna  ${}_nL_x$  muestra la población estacionaria asociada a la tabla, o la cantidad de tiempo vivido -número de personas-año- dentro de cada intervalo de edad  $x, x+n$  por el total de la cohorte ficticia de  $10^k$  nacidos. Esas personas-año para un intervalo de edad determinado son el agregado de dos componentes. En primer lugar, el tiempo vivido por quienes estaban vivos al inicio del intervalo y lo siguen estando al final del mismo (contribuyen con el cien por cien del tiempo posible: es decir, un año completo en las tablas por edades simples, o cinco años si se trata de un grupo quinquenal de edad). En segundo lugar, el tiempo vivido por quienes, estando con vida a inicio del intervalo de edad, fallecieron antes de alcanzar su límite superior. En el método seguido en Epidat, se asume que estas personas vivieron, en promedio, la mitad del tiempo posible. Este procedimiento es válido para todas las edades, pero no es aceptable en la edad 0, porque el riesgo de muerte no se reparte por igual dentro del primer año de vida, sino que es tanto mayor cuanto más cerca se encuentre del momento del nacimiento. Para estimar el tiempo vivido por quienes fallecen antes de su primer aniversario, Epidat utiliza las distribuciones integradas en tablas modelo de mortalidad (ver Anexo 2).

La estimación de las personas-año del grupo abierto  $[L_{\omega+}]$ , donde  $\omega$  es la edad inicial del grupo abierto de edad, es otro momento crítico en la construcción de la tabla de mortalidad. En

cualquier edad anterior, el tiempo vivido por quienes mueren en el intervalo de edad, que se ha estimado como la mitad del tiempo posible, puede interpretarse como la esperanza de vida dentro del intervalo para quienes mueren dentro de dicho intervalo. En el caso del grupo abierto, todos los supervivientes iniciales fallecerán dentro de ese grupo abierto, por lo que  $l_{\omega}$  es igual a  $d_{\omega}$ , y la esperanza de vida para ellos es igual a la esperanza de vida a la edad  $\omega$ . Por definición, la esperanza de vida de un grupo abierto de edad es el inverso de la tasa de mortalidad observada ( $e_{\omega} = 1/m_{\omega+}$ ), por lo que  $L_{\omega+} = l_{\omega} * (1/m_{\omega+})$  o  $L_{\omega+} = d_{\omega} * (1/m_{\omega+})$ . Esta estimación es especialmente sensible a la calidad de los datos, sobre todo si el grupo abierto se define a una edad muy elevada, de manera que acoja pocos casos y sea susceptible de adolecer de problemas en la declaración de la edad. En estas circunstancias es recomendable bajar la edad inicial del grupo abierto.

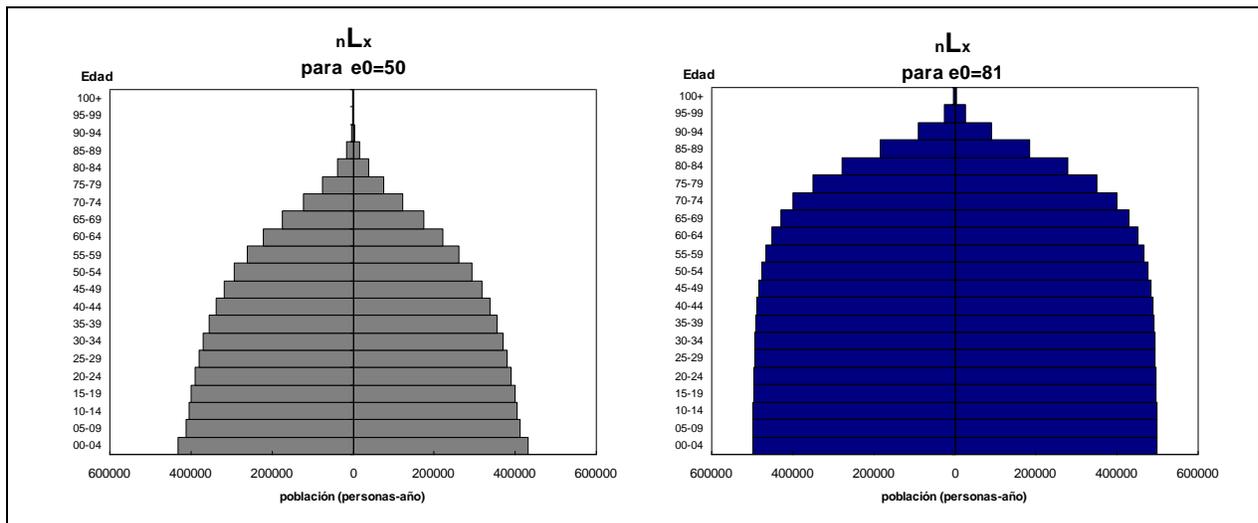


Figura 47.- Población estacionaria o número de años vividos (personas-año) por edad ( $nL_x$ ) correspondientes a dos tablas de mortalidad con esperanzas de vida al nacer ( $e(0)$ ) de 50 (izq.) y 81 (dcha.).

Una tabla de mortalidad define un modelo de población en la que no hay migración (población cerrada), y en la que cada año se produce la misma cantidad de nacimientos ( $10^k$ , la raíz de la tabla) y muere asimismo el mismo número de personas y con la misma distribución por edades. Una población con estas características se denomina *población estacionaria*, y en ella el crecimiento es nulo (puesto que mueren el mismo número de individuos que nacen), las tasas de natalidad y mortalidad son iguales, y el perfil de su distribución por edades, que no varía en el tiempo, viene exclusivamente definido por el régimen de mortalidad determinado por la serie de probabilidades de muerte. Este tipo de población teórica es de gran utilidad en el análisis demográfico.

La columna [ $T_x$ ] es la serie acumulada de personas-año (equivalente a  $L_{x+}$ ) o tiempo total que queda por vivir desde la edad exacta  $x$ . Indica, por tanto, el número total de años vividos por los sobrevivientes  $l_x$  desde el aniversario  $x$  hasta la extinción de la generación o, lo que es lo mismo, la medida de la superficie que queda por debajo de la serie de supervivientes  $l_x$  desde la edad  $x$  en adelante. En consecuencia, el valor  $T_0$  es la cantidad total de años vividos por la cohorte desde su inicio (nacimiento) hasta el fallecimiento del último componente (la superficie completa por debajo de la curva de supervivencia).

Es importante señalar que, en consonancia con lo comentado en relación con el concepto de población estacionaria, en una tabla de mortalidad no hay pasado ni futuro, por lo que decir “tiempo por vivir” equivale a decir “tiempo vivido”.

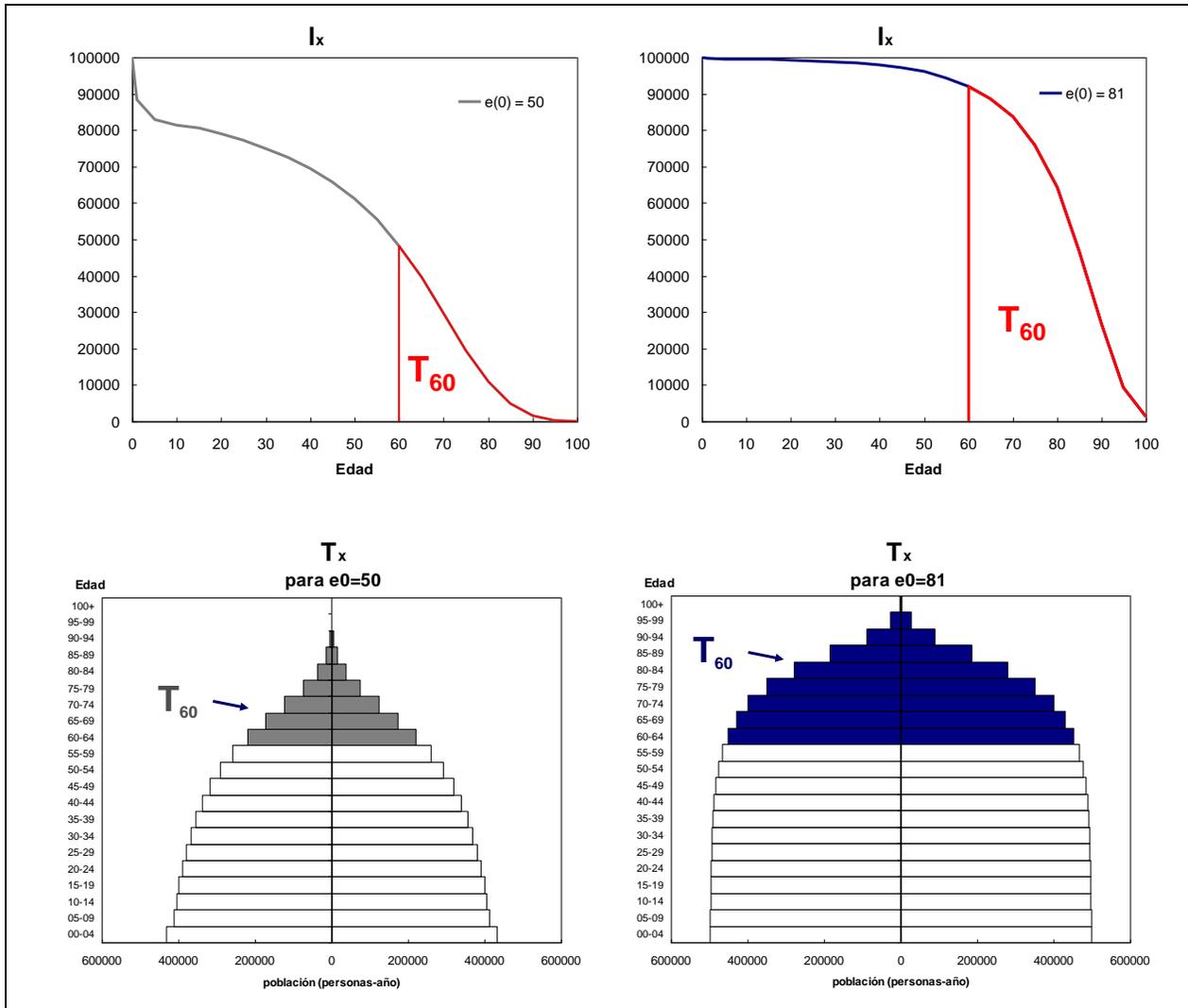


Figura 48.- Número de años vividos (personas-año) a partir de la edad 60 ( $T_{60}$ ) correspondientes a dos tablas de mortalidad con esperanzas de vida al nacer ( $e(0)$ ) de 50 (izq.) y 81 (dcha.) años.

Finalmente, la columna  $[e_x]$  corresponde a la esperanza de vida a la edad exacta  $x$ . Su primer valor,  $e_0$ , es la esperanza de vida al nacer, el indicador sintético de mortalidad más utilizado. La esperanza de vida es el tiempo medio que puede esperar vivir, desde una edad en adelante, una persona perteneciente a una población con las condiciones de mortalidad que refleja la tabla de mortalidad a partir de la edad  $x$ . En consecuencia, se calcula como el cociente entre el total de años por vivir a partir de una edad  $x$  ( $T_x$ ) y la cantidad de personas dispuestas a hacerlo, es decir, el número de supervivientes a la edad  $x$  ( $l_x$ ). Como ya se ha señalado, la esperanza de vida del grupo abierto  $e_0$  equivale a la inversa de la tasa de mortalidad de dicho grupo abierto de edad ( $1/m_0$ ).

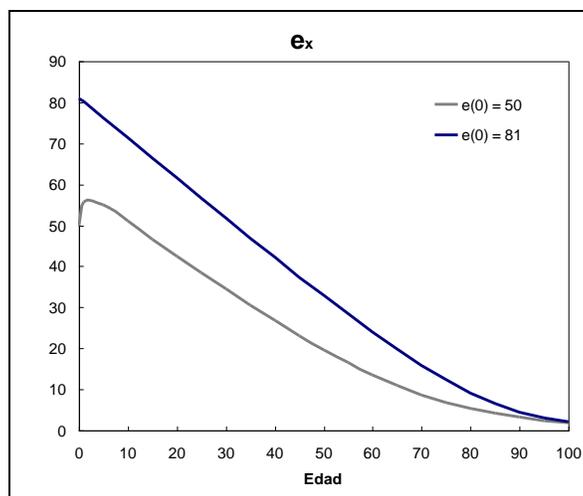


Figura 49.- Esperanza de vida por edad en dos poblaciones con distintas esperanzas de vida al nacer ( $e(0)$ ).

La serie de valores de la esperanza de vida por edad decrece a medida que ésta aumenta (Figura 49). Sin embargo, cuando la mortalidad infantil (0 años cumplidos) y/o de la infancia (1-4 años cumplidos) son altas, la esperanza de vida al año 0 a los 5 años puede ser mayor que al nacimiento o a la edad 1. En estas poblaciones, superar con éxito el riesgo de fallecer en los primeros años de vida supone incrementar notablemente las expectativas de supervivencia. Esto es así porque, de acuerdo con el modo de cálculo de este indicador, la esperanza de vida queda afectada por todos los riesgos de muerte desde la edad para la que se estima en adelante. Así pues, un niño o niña con vida de cinco años de edad ya 'sólo' tiene que enfrentarse al riesgo de morir más allá de la edad cinco, porque se cuenta entre quienes superaron el riesgo de fallecer antes de esa edad.

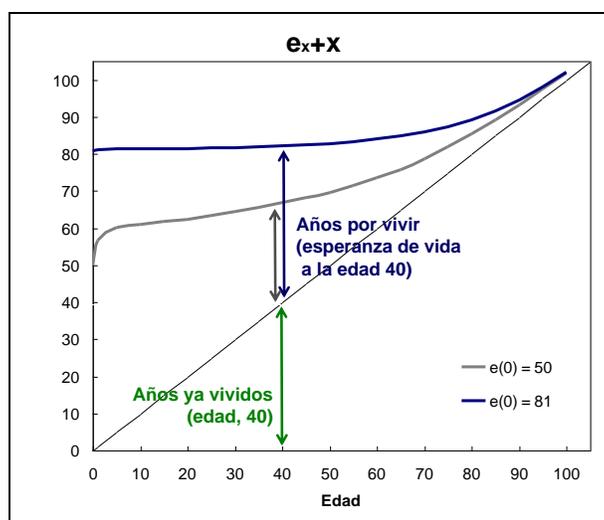


Figura 50.- Esperanza de vida por edad más la edad correspondiente en dos poblaciones con distintas esperanzas de vida al nacer ( $e(0)$ ).

Por esta misma razón, cumplir años –es decir, ir sobreviviendo edad tras edad- implica ganar años de esperanza de vida. Una persona, por ejemplo, que tiene una esperanza de vida de 81 años al nacer puede alcanzar una esperanza de vida de 42,1 años a los cuarenta años de edad. Si a los 40 años ya vividos se le añaden los 42,1 por vivir suman 82,1 años, 1,1 más que los que podía esperar vivir al nacer (Figura 50).

### 9.2.2. Algunos comentarios y recomendaciones sobre el uso de las tablas de mortalidad

La construcción de las tablas de mortalidad se basa en datos de población provenientes de recuentos (censos, padrones) y de los registros de mortalidad, y por lo tanto la calidad de esta información primaria es determinante en el resultado obtenido. La mortalidad infantil tiene un fuerte peso en la esperanza de vida, por lo que el subregistro de las defunciones de 0 años y del propio indicador de mortalidad infantil, algo frecuente en muchos países, puede afectar de forma especial los resultados de las tablas. Lo mismo puede decirse en relación al procedimiento que se elija para cerrar el intervalo abierto final de la tabla de mortalidad y de los errores de información que subyacen en dichos intervalos (85 y más, 90 y más, etc.).

En general, no se recomienda construir tablas de mortalidad para poblaciones pequeñas, a nivel subregional o local, ya que la posibilidad de afectación de la estructura poblacional por movimientos migratorios es mayor que a niveles regional o estatal. En poblaciones pequeñas, además, suele obtenerse un número muy reducido de defunciones, lo cual podría gravitar indebidamente sobre las tablas debido a la inestabilidad de las tasas específicas de mortalidad por edad. Por esta razón es recomendable, si se quiere, a pesar de todo, estimar la tabla de mortalidad de una población no muy grande, utilizar la información de mortalidad de varios años, con el objetivo de estabilizar las tasas y evitar cambios bruscos provocados por eventos de salud o de otra índole (epidemias, catástrofes, etc.) en un año que pudieran distorsionar la tendencia de la mortalidad.

En términos generales, para una misma población, la esperanza de vida suele ser mayor en las mujeres que en los hombres. La diferencia es tanto mayor, hasta la fecha, cuanto mayor sea la esperanza de vida. Esto tiene que ver con el proceso de transición epidemiológica: las bajas esperanzas de vida eran y son resultado de una mortalidad que afectaba especialmente a las edades más jóvenes y con una presencia mayoritaria de causas transmisibles de defunción, que discriminan menos por sexo, además de por el efecto de la mortalidad materna. Todo ello hace que aún actualmente haya países que, en las estadísticas internacionales, presenten menores esperanzas de vida en las mujeres que en los hombres. A medida que se produce la transición hacia un patrón de mortalidad y enfermedad con presencia creciente de las causas no transmisibles y externas, y a un retraso de la edad de muerte, la esperanza de vida aumenta, pero también la distancia entre sexos. Así, la esperanza de vida al nacer en España era de poco más de 33 años en los varones y de unos 35 en las mujeres a inicio del siglo XX (diferencia de dos años entre sexos). En 2008 la diferencia era de 6,1 (84,3 años en mujeres, 78,2 en hombres). Pero era mayor a principios de los años noventa (7,2 años de diferencia) y desde entonces, al igual que recientemente en otros países de alta esperanza de vida, la brecha entre hombres y mujeres presenta un cambio de tendencia, tanto por la reducción de algunas causas que afectan mayoritariamente a los varones (accidentes de tráfico), como por el incremento en las mujeres de la mortalidad por algunas causas con anterioridad típicamente masculinas (cáncer de pulmón).

La esperanza de vida para ambos sexos reunidos se sitúa entre los valores de las de hombres y mujeres, pero no es la media aritmética de ambas. Para obtenerla, por tanto, debe construirse la tabla de mortalidad para la población total.

### 9.2.3. Manejo del submódulo de tablas de mortalidad

Este submódulo de Epidat 4 permite calcular tablas de mortalidad, completas o abreviadas, simultáneamente para hombres, mujeres y en global.

Los datos se pueden introducir manualmente o importarlos, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods). En ambos casos, es necesario indicar, previamente, cuales son las opciones elegidas para el sexo. Si se seleccionan todas las posibilidades (hombres, mujeres y total) no es necesario introducir los datos globales porque el programa los calcula sumando los de hombres y los de mujeres.

Para introducir los datos manualmente, es necesario especificar si se tienen por edades simples o por grupos quinquenales para obtener, respectivamente, una tabla de mortalidad completa o una tabla abreviada, y cuál es el límite inferior del intervalo final abierto. A continuación, hay que completar las defunciones y las poblaciones por edad en la tabla definida por el programa.

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón “examinar”, seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En este caso, la tabla debe contener tantas filas como grupos de edad, una variable con el límite inferior de cada uno de los grupos y dos variables con las defunciones y las poblaciones por grupos de edad para los sexos elegidos. Con esta información, el programa identifica automáticamente si se trabaja con edades simples o con grupos quinquenales y elabora la tabla de mortalidad correspondiente.

Una vez que se han cargado los datos, Epidat 4 permite modificar, a la baja, el límite inferior del grupo final abierto sin necesidad de modificar el archivo.

Además de la tabla de defunciones y poblaciones, hay que proporcionar al programa la razón entre sexos al nacer (por cien) -solo en el caso de que se construya una tabla para el global de la población- y cuál es el modelo de tabla de Coale-Demeny que se debe utilizar (ver Anexo 2). Opcionalmente, pueden introducirse las tasas de mortalidad infantil (por mil) para cada sexo seleccionado, si se dispone de su valor.

Cuando se tienen datos por edades simples, Epidat 4 calcula las tablas de mortalidad completas y también las tablas abreviadas construidas a partir de las primeras.

Además de presentar los resultados en pantalla, Epidat 4 permite guardar las tablas calculadas en un archivo con formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods).

### Ejemplo

Se dispone de las defunciones por edad simple y sexo para el año 2005 y de la población, asimismo por edades y sexo, estimada a mitad de año para la población de Chile. Toda la información procede de la Human Mortality Database y se encuentra disponible en el archivo MORTALIDAD\_CHILE2005.xls incluido en Epidat 4. La razón entre sexos al nacer es 105 y el modelo de tabla de Coale-Demeny que se debe utilizar es el Norte.

Se propone calcular las tablas de mortalidad por sexo para responder a las siguientes preguntas:

- ¿Cuál es la esperanza de vida al nacer en Chile en 2005? ¿Y a los 65 años de edad?
- ¿Cuál es la diferencia de esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres?
- ¿Cuál es la edad mediana de vida en la población chilena de ambos sexos reunidos?
- ¿Cuál es la proporción de supervivientes en las mujeres chilenas a los 85 años de edad?
- ¿Cuál es la probabilidad de que un varón chileno de 15 años de edad alcance con vida los 65? ¿Y de que uno de 65 no llegue a los 85?

La tabla de datos contenida en el archivo MORTALIDAD\_CHILE2005.xls para cargar desde Epidat 4 tiene la siguiente estructura:

EDAD	DEF_MUJ	DEF_HOM	DEF_TOT	POB_MUJ	POB_HOM	POB_TOT
0	840	1.071	1.911	111.874	116.997	228.871
1	71	89	160	112.810	117.539	230.350
2	37	42	79	112.983	117.876	230.859
3	21	33	54	109.193	113.735	222.928
4	20	26	46	107.760	112.122	219.882
5	19	23	42	111.528	115.460	226.988
6	17	34	51	116.246	120.079	236.325
7	27	16	43	120.511	124.761	245.273
8	10	30	40	122.944	127.546	250.490
...						
100	283	79	362	708	164	872

Aunque se dispone de las defunciones y la población para hombres y mujeres conjuntamente (total) no es necesario introducir estos datos en el programa.

Una vez obtenidas las tablas de mortalidad completas para hombres, mujeres y ambos sexos reunidos, los resultados a las preguntas planteadas son los siguientes:

- La esperanza de vida al nacer en Chile en el año 2005 es de 77,88 años. En los hombres es de 74,97, y en las mujeres de 80,74.
- La diferencia de esperanza de vida al nacer entre sexos es de 5,77 años (80,74-74,97).
- La edad mediana de vida en la población total de Chile en 2005 es 81,11 ( $l_{81}=50.374$ ,  $l_{82}=47.114$ , edad mediana=  $81 + ((50.374 - 50.000) / (50.374 - 47.114))$ ).
- A los 85 años exactos de edad, sobrevive un 44,83 por ciento de la cohorte inicial de mujeres ( $l_{85}/l_0 = 44.826 / 100.000$ ).
- La probabilidad de que un joven varón chileno de 15 años exactos de edad sobreviva hasta los 65 es del 81,05 por ciento ( $l_{65}/l_{15} = 80.003 / 98.713$ ).
- La probabilidad de que un hombre chileno de 65 años exactos de edad fallezca antes de alcanzar los 85 es del 34,81 por ciento ( ${}_{20}d_{65}/l_{65} = 54.152 / 80.003$ ; o bien  $1 - (l_{85}/l_{65}) = 1 - (27.851 / 80.003)$ ).

Resultados con Epidat 4 (se muestran incompletos):

**Entrada automática:**

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\MORTALIDAD\_CHILE2005.xls  
 Tabla: Datos  
 Variables:

Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
 Defunciones en hombres: DEF\_HOM  
 Población de hombres: POB\_HOM  
 Defunciones en mujeres: DEF\_MUJ  
 Población de mujeres: POB\_MUJ

**Datos:**

Grupos de edad: Edades simples  
 Intervalo final abierto: 100 y más  
 Sexo: Hombres, mujeres, total  
 Modelo de la tabla (Coale y Demeny): Norte  
 Razón entre sexos al nacer: 105  
 Cambiar el intervalo final abierto: 100 y más

**Tabla de mortalidad HOMBRES:**

x	dx,x+n	Px,x+n	nm <sub>x</sub>	nq <sub>x</sub>	np <sub>x</sub>	lx	ndx	nL <sub>x</sub>	T <sub>x</sub>	ex
0	1.070	116.996	0,00915	0,00907	0,99093	100.000	907	99.155	7.496.946	74,97
1	88	117.539	0,00075	0,00075	0,99925	99.093	74	99.056	7.397.791	74,65
2	42	117.875	0,00036	0,00036	0,99964	99.019	35	99.001	7.298.735	73,71
3	33	113.734	0,00029	0,00029	0,99971	98.984	29	98.969	7.199.733	72,74
4	26	112.122	0,00023	0,00023	0,99977	98.955	23	98.944	7.100.764	71,76
5	23	115.459	0,0002	0,0002	0,9998	98.932	20	98.922	7.001.821	70,77
6	34	120.078	0,00028	0,00028	0,99972	98.912	28	98.898	6.902.898	69,79
7	16	124.761	0,00013	0,00013	0,99987	98.884	13	98.878	6.804.000	68,81
8	30	127.546	0,00024	0,00024	0,99976	98.872	23	98.860	6.705.122	67,82
9	30	130.288	0,00023	0,00023	0,99977	98.848	23	98.837	6.606.262	66,83
10	24	133.878	0,00018	0,00018	0,99982	98.826	18	98.817	6.507.425	65,85
11	27	136.736	0,0002	0,0002	0,9998	98.808	20	98.798	6.408.608	64,86
12	24	139.360	0,00017	0,00017	0,99983	98.788	17	98.780	6.309.810	63,87
13	42	142.707	0,00029	0,00029	0,99971	98.771	29	98.757	6.211.030	62,88
14	44	146.433	0,0003	0,0003	0,9997	98.742	30	98.728	6.112.273	61,9
15	61	148.280	0,00041	0,00041	0,99959	98.713	41	98.692	6.013.545	60,92
16	90	145.470	0,00062	0,00062	0,99938	98.672	61	98.642	5.914.853	59,94

### 9.3. Expectativas de salud

#### 9.3.0. Conceptos generales

La Organización Mundial de la Salud (OMS) señalaba en su informe mundial de 1997 [25] que el mero incremento de la longevidad sin una mejora paralela del estado de salud no debería ser un objetivo en sí mismo, y que por ello las expectativas de salud eran un indicador más valioso que la esperanza de vida. Años antes, en 1984, la propia OMS publicaba un informe que bajo el título de “Aplicaciones de la epidemiología al estudio de los ancianos” [26] abordaba desde la perspectiva epidemiológica el irreversible proceso de envejecimiento que concernía a la población mundial. En él aparecía una figura que posteriormente se ha convertido en un clásico del análisis del estado de salud de las poblaciones (Figura 51).

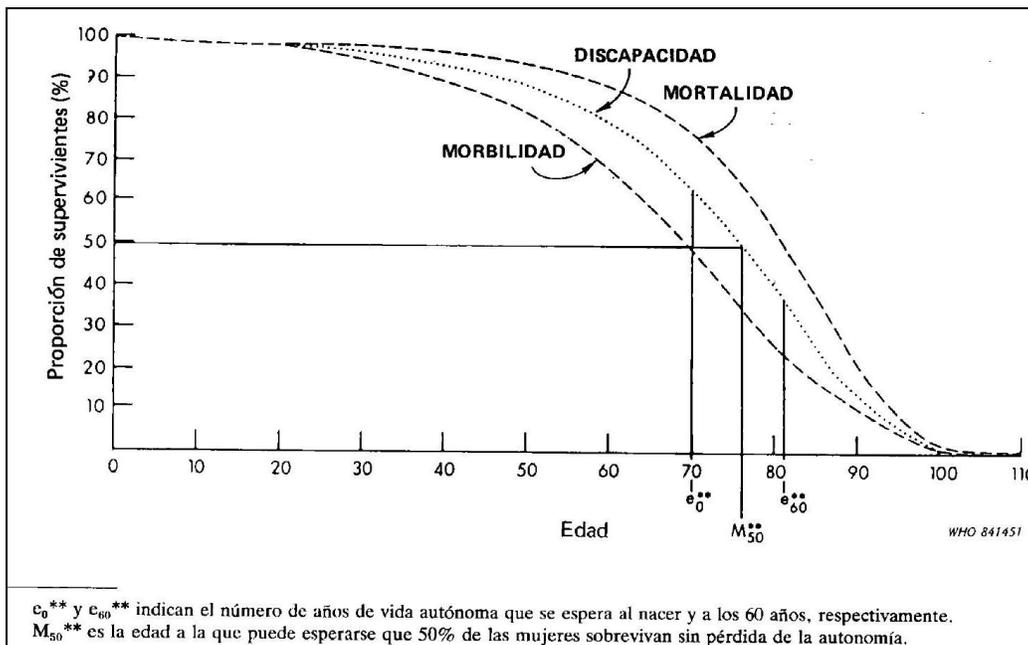


Figura 51. Curvas de mortalidad, discapacidad y morbilidad por edad [26].

En ella, junto a la clásica curva de supervivientes a edades exactas –es decir, el efecto de la mortalidad- se representaban dos curvas más, definiendo las hipotéticas consecuencias de la discapacidad y la morbilidad en una población. Y se mostraban, además, las edades promedio que se podrían alcanzar sin padecer discapacidad desde el nacimiento y desde los 60 años de edad, y la edad mediana de supervivencia libre de discapacidad.

Se utiliza la expresión *expectativas de salud* para englobar a todo el conjunto de indicadores sintéticos que, además de reflejar el impacto de la mortalidad en una población, como hace la esperanza de vida, recoge también las condiciones de salud presentes en dicha población. Es decir, las expectativas de salud estiman el tiempo medio (en años) que una persona puede esperar vivir en un estado de salud determinado [27].

Tomemos dos poblaciones imaginarias, A y B. En la población A, todos sus miembros alcanzan con vida los cien años de edad, pero todos padecen desde su nacimiento una enfermedad crónica, que genera dolor y una cierta discapacidad. En la población B, nadie sufre enfermedad

alguna hasta el momento de su fallecimiento, pero una parte de ella muere prematuramente por accidentes y ninguno de sus miembros llega a los ochenta años, de manera que no se alcanzan los altos niveles de supervivencia de la primera. En estas hipotéticas condiciones, indiscutiblemente la esperanza de vida de la población A es mayor que la de la población B. Pero, ¿se puede afirmar con la misma rotundidad que el estado de salud de aquélla es mejor que el de ésta? Si la prolongación de la esperanza de vida reflejara inequívocamente una mejoría del estado de salud, una hipotética población inmortal sería inmejorablemente sana. Sin embargo, ya Jonathan Swift (1667-1745) ilustró, con el ejemplo de los *struldbruggs* en el capítulo 10 de la tercera parte de sus Viajes de Gulliver [28], cómo la longevidad sin límite puede acabar siendo el peor de los castigos si se acompaña “de todos los inconvenientes que la ancianidad habitualmente conlleva” (es decir, de la discapacidad y la enfermedad).

Así pues, la mera supervivencia no es forzosamente sinónimo de buena salud. Sin embargo, las medidas de mortalidad se han utilizado habitualmente como indicadores de salud de las poblaciones. Estamos acostumbrados a usar la tasa bruta de mortalidad, las tasas de mortalidad infantil o materna, las tasas específicas de mortalidad por edad o por causa de defunción, la esperanza de vida o los años de vida perdidos para caracterizar no ya el nivel y el calendario de la mortalidad de una población, su longevidad y grado de supervivencia, sino también sus condiciones de salud. En los anexos estadísticos de cualquier informe sobre el tema encontraremos siempre tablas con los indicadores citados. Pero, en realidad, esto supone medir la salud de las poblaciones sólo a partir de información sobre la consecuencia última o extrema del empeoramiento de dicha salud, es decir, a partir de información sobre la no-salud absoluta, que es la muerte.

Las razones por las que se ha utilizado y se sigue utilizando la mortalidad para medir la salud de las poblaciones son diversas. En primer lugar, porque las estadísticas de mortalidad se cuentan entre las más básicas y comunes en la mayoría de los países, por lo que suele disponerse de información sobre este fenómeno, tanto en el tiempo (largas series temporales) como en el espacio (incluso aquellas poblaciones con deficientes sistemas estadísticos tratan al menos de recoger información sobre defunciones y elaborar con ella indicadores antes que sobre muchos otros aspectos de la realidad social). En segundo lugar, porque la muerte es un acontecimiento incontrovertible, sin problemas de definición, que conduce a indicadores objetivos, cosa que no ocurre con la mayoría de los índices que se presentarán a continuación.

Sin embargo, es entre el óptimo o perfecto estado de salud y la muerte donde se sitúa la práctica totalidad de las personas pertenecientes a una población. No todo el tiempo de vida se vive en perfecto estado de salud. Un medallista olímpico y una persona tetrapléjica o en coma contribuyen por igual al cálculo de la esperanza de vida, porque este indicador sólo distingue entre estar vivo y estar muerto. Pero resulta evidente que su estado de salud y las implicaciones que ello supone -personales, familiares, sociales, para el sistema sanitario, etc.- son radicalmente distintas.

Como se ha comentado al inicio de este apartado, el interés por desarrollar nuevos indicadores sintéticos que incluyan alguna medida del estado de salud se despertó al percibirse que los índices al uso de mortalidad iban perdiendo sensibilidad para reflejar las condiciones sanitarias, a medida que las poblaciones envejecían y aumentaba su longevidad como consecuencia del proceso de transición demográfica y cambiaba su patrón de causas de muerte y enfermedad. Este cambio, conocido como transición epidemiológica [29][30], describe de manera genérica el paso desde una situación con preponderancia de las defunciones por enfermedades infecciosas y parasitarias hacia un escenario con mayor peso relativo de las causas crónicas y degenerativas

de muerte, que además van concentrándose en edades progresivamente más avanzadas [31], y con mayor importancia también de las enfermedades y causas de muerte vinculadas a los hábitos de consumo, estilos de vida y decisiones individuales [32].

Cabe entonces preguntarse si el proceso de envejecimiento demográfico implica una mejora paralela del estado de salud, o si por el contrario la prolongación de la supervivencia se consigue bajo el coste de mayores niveles de discapacidad o enfermedad. Es decir, si se puede afirmar o no que una mayor cantidad de vida supone asimismo una mayor calidad de vida. Para responder a este dilema y monitorizar simultáneamente los cambios en la duración de la vida y en el estado de salud son útiles las *expectativas de salud* [33].

Pese a que este planteamiento se realiza fundamentalmente desde la perspectiva de los países más desarrollados y con alta esperanza de vida, no se debe olvidar la carga de enfermedad que sufren las poblaciones todavía con alta mortalidad, aquéllas que aún no tienen una estructura envejecida, pero en las que la discapacidad tiene una presencia igualmente importante, con un impacto tanto mayor en cuanto que no exista un apoyo social a los enfermos o impedidos como el que sí puede encontrarse en los países desarrollados: no es lo mismo ser ciego en Sierra Leona que en España. Para describir esta realidad ya no son suficientes, en consecuencia, los indicadores que sólo distinguen entre estar vivo y estar muerto, pues no ilustran sobre la calidad de esa vida. Si dentro de estar vivo hay diversos estados de salud posibles, ¿cómo reflejar esto en un índice sintético? Esto es lo que se intenta con el manejo de las expectativas de salud.

### 9.3.1. Las expectativas de salud como medida sintética de la salud de las poblaciones

El concepto de expectativa de salud fue propuesto por primera vez en los años sesenta por Sanders [34]. Unos años más tarde, Sullivan [35] desarrolló el método de cálculo más frecuentemente utilizado para obtenerlas. Significativamente, mientras que se habla de esperanza de vida (en singular), debemos referirnos a las expectativas de salud en plural, porque no hay un único tipo de medida para este indicador. Esta multiplicidad de medidas supone su mayor riqueza, en tanto que permite recoger muy diversos aspectos o perspectivas de las condiciones sanitarias de una población (Figura 52). Pero es también su principal debilidad, porque afecta a una condición esencial de todo indicador sintético: la posibilidad de realizar comparaciones. Un índice de envejecimiento, una esperanza de vida o una tasa de mortalidad infantil son indicadores cuya elaboración está perfectamente establecida y, por ello, los resultados son directamente comparables entre poblaciones o a lo largo del tiempo. Pero en las expectativas de salud no es así, por dos motivos fundamentales: hay varios métodos posibles de cálculo, y no hay una única manera de calibrar el estado de salud de una población, por lo que la definición del instrumento de medida utilizado es determinante en el resultado reflejado por el indicador. Por ello, los mayores esfuerzos deben dirigirse a armonizar las medidas de salud, de manera que se consiga disponer de una batería común de instrumentos (conceptos, protocolos, cuestionarios de encuesta) que permitan la obtención de indicadores comparables entre poblaciones y a lo largo del tiempo. Éste es el objetivo fundamental que motivó la creación en 1989 de la REVES (siglas francesas de la Red sobre Esperanzas de Vida en Salud, [<http://reves.site.ined.fr/>]) [36].

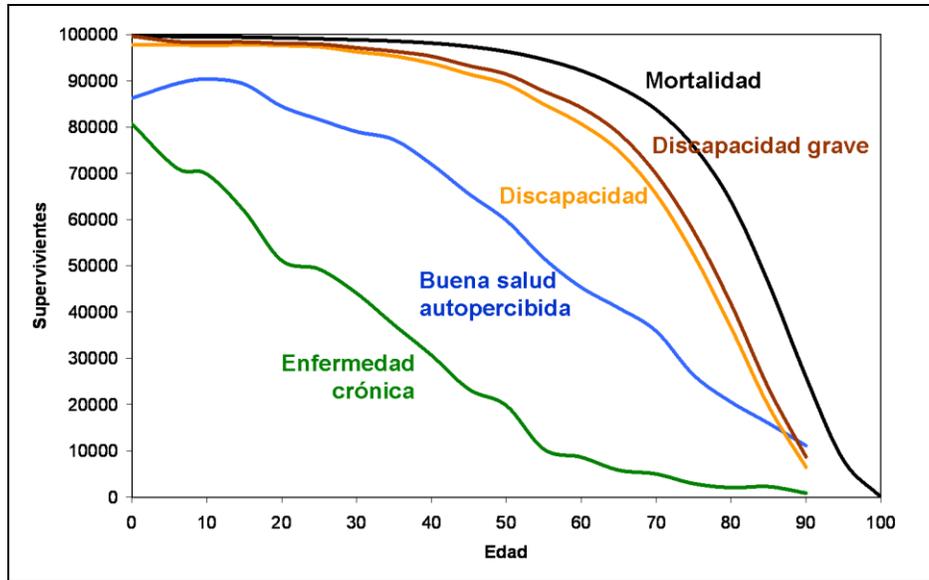


Figura 52. Distintas medidas de salud de las poblaciones representadas en una cohorte ficticia definida por una tabla de mortalidad.

Pese a ello, la principal utilidad de las expectativas de salud es justamente –habiendo tenido en cuenta los dos motivos citados– la comparación (entre poblaciones, entre sexos, o en momentos diferentes) de la mortalidad, la discapacidad y la morbilidad. Respecto a esta última perspectiva, la evolución temporal, se han propuesto varios posibles escenarios para explicar la evolución de la salud de las poblaciones:

a) *Expansión de la morbilidad.* El descenso de la mortalidad se debe al descenso de las tasas de letalidad de las enfermedades, pero se ve acompañado de una mayor presencia de las enfermedades crónicas y las discapacidades [37][38]. Se reduce la muerte, pero la mayor parte de esas muertes evitadas corresponden a personas de edades altas con problemas crónicos y degenerativos a quienes no se restablece la buena salud, con lo que la prevalencia de enfermedad y discapacidad aumenta (Figura 53).

b) *Compresión de la morbilidad.* La incidencia de las enfermedades discapacitantes se va posponiendo a edades más altas, incluso más rápidamente que la propia mortalidad, por lo que la morbilidad se comprime progresivamente en una fase más corta al final de la vida [39][40] (Figura 53).

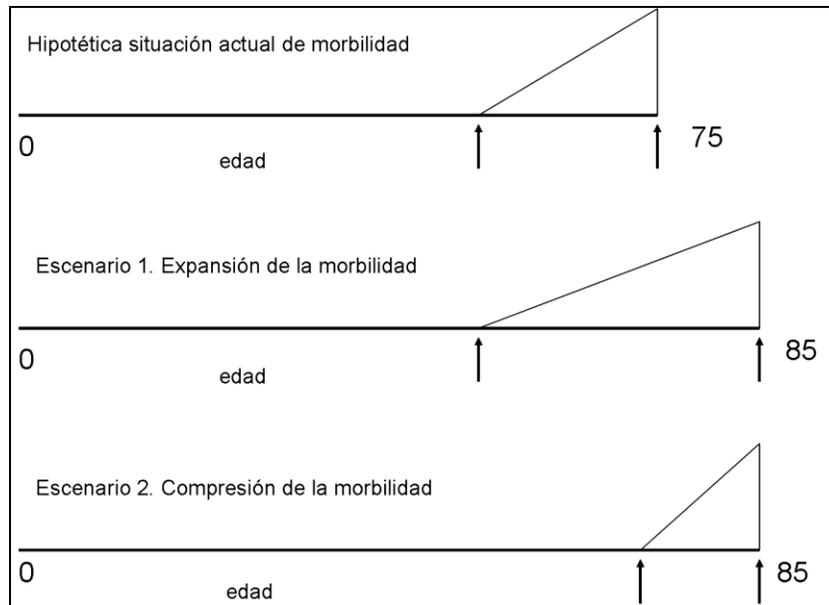


Figura 53. Escenarios de expansión y compresión de la morbilidad.

c) *Equilibrio dinámico*. El incremento de la esperanza de vida no se ve acompañado simultáneamente de un aumento del tiempo vivido con discapacidad grave, pero sí de discapacidad leve o moderada [41][42] (Figura 54).

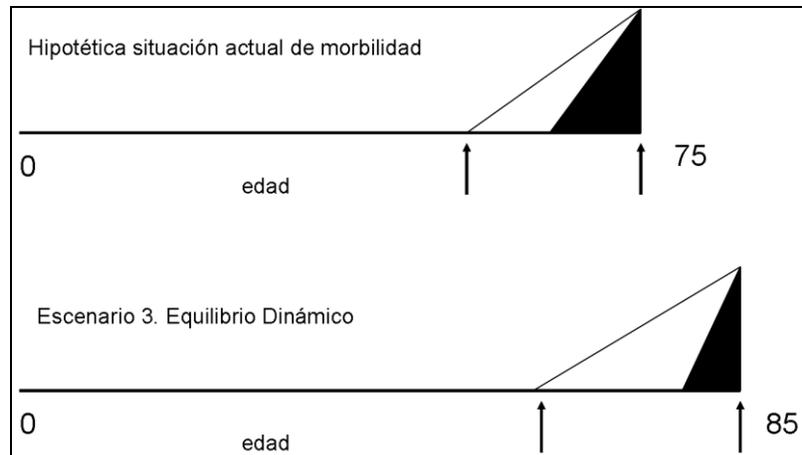


Figura 54. Escenario de equilibrio dinámico.

No todas las poblaciones para las que se dispone de información se acogen al mismo modelo. Sin embargo, el planteamiento que parece acumular más y más sólida evidencia es este tercero.

### 9.3.2. Cálculo de expectativas de salud. El método de Sullivan

Las expectativas de salud forman parte de las llamadas “medidas sintéticas de salud de las poblaciones”, junto con los diferenciales de salud [27]. Mientras que estos últimos –como los

años de vida ajustados por discapacidad o morbilidad, los denominados DALYs en inglés- se basan en el concepto de años de vida perdidos (véase apartado 9.4) , las expectativas de salud se basan en el concepto de esperanza de vida. Ambas, diferenciales y expectativas, tienen por tanto como fundamento la tabla de mortalidad, y permiten trabajar conjuntamente las consecuencias mortales y no mortales de las enfermedades y lesiones porque miden su impacto en la población recurriendo a la misma magnitud: el tiempo. Total del tiempo vivido –sin distinción de estado de salud-, o tiempo vivido en un estado de salud determinado, en el caso de las expectativas de salud. O bien, tiempo perdido por muerte prematura, o tiempo perdido porque se vivió en un estado de salud distinto a la salud óptima, en el caso de los diferenciales de salud. Recuérdese que el tiempo vivido –o por vivir- por la cohorte ficticia representada en una tabla de mortalidad es la superficie que queda por debajo de la curva de supervivencia. Las expectativas de salud van más allá de la simple distinción entre vivo y muerto, y tienen en consideración los distintos estados de salud en los que se puede vivir ese tiempo (Figura 55).

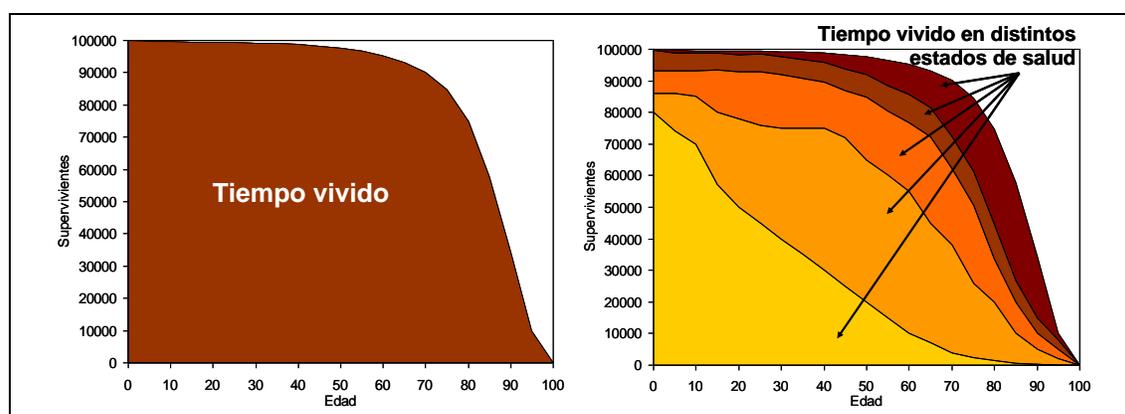


Figura 55. Tiempo vivido y tiempo vivido en distintos estados de salud por una cohorte ficticia definida por una tabla de mortalidad.

El método de Sullivan, que es el implementado en el programa Epidat 4, usa información sobre prevalencia de las discapacidades o estados de salud a cada edad en la población en un momento dado para distinguir entre los hipotéticos años de vida pasados con y sin discapacidad, o con buena o mala salud, o con distintos niveles de discapacidad o estado de salud por una cohorte ficticia derivada de una tabla de mortalidad de periodo.

La expectativa de salud obtenida por el método de Sullivan [35][43] depende del modo en que se haya interpretado la información sobre prevalencia de las discapacidades o enfermedades: dicotómico (con/sin discapacidad o enfermedad) o policotómico (con grados o niveles de salud o discapacidad: por ejemplo, buena, regular o mala salud; o discapacidad leve, moderada o grave). Los datos de prevalencia pueden obtenerse de manera relativamente fácil a partir de encuestas transversales de salud o de discapacidades, y ésta es una de las principales razones por las que este método ha pasado a ser el más utilizado para estimar expectativas de salud.

El método de Sullivan aprovecha la doble interpretación de la serie  ${}_nL_x$  de la tabla de mortalidad, bien como población estacionaria asociada a la tabla –es decir, aquella población resultante de un régimen demográfico en el que siempre nacen y mueren el mismo número de personas y las defunciones siempre se reparten del mismo modo por edad-, bien como tiempo vivido –o personas-año- en cada intervalo de edad en función de la probabilidad de muerte que se registre en cada uno de ellos. Análogamente, las prevalencias –por edad, estado de salud y,

en la medida de lo posible, sexo- de la encuesta de salud o discapacidades utilizada son interpretadas no ya como proporciones de personas que tienen un determinado estado de salud, sino como proporción del tiempo vivido por la población de cada tramo de edad y sexo en ese estado de salud sobre el total de las personas-año de ese intervalo de edad. El cálculo, en consecuencia, es extremadamente sencillo, y se limita a aplicar las prevalencias de estados de salud a la población estacionaria asociada a la tabla de mortalidad de la población estudiada, con lo que se consigue "repartir" el total del tiempo vivido entre los distintos estados de salud que se hayan definido. Posteriormente se procede igual que en la construcción habitual de una tabla de mortalidad, obteniendo el total del tiempo vivido acumulado de una edad en adelante para cada estado de salud, y repartiendo posteriormente ese tiempo entre los supervivientes de esa edad, lo que da como resultado el tiempo medio que cada persona puede esperar vivir en un determinado estado de salud a partir de una edad determinada.

Las principales limitaciones del método de Sullivan son:

- Las dificultades para comparar los resultados entre poblaciones, en tanto que la información sobre estados de salud no se recoja del mismo modo (igual cuestionario, diseño de la muestra, etc.).
- La no información sobre la transición o reversibilidad de los distintos estados de salud o discapacidad (por manejar datos de prevalencia).
- Que ofrece información de *stock*, es decir, de resultado acumulado de las consecuencias de incidencias de enfermedades y lesiones que no tienen porqué haberse producido en el propio año de realización de la encuesta. Así, una persona que declara una discapacidad moderada, por ejemplo debido a una cojera, puede sufrirla a consecuencia de un accidente producido diez años atrás o en el mismo año de la encuesta. Por otro lado, otra persona puede padecer actualmente esa misma discapacidad como resultado de una enfermedad -por ejemplo, polio- erradicada desde hace años en la población de estudio y, por tanto, no susceptible de provocar nuevas cojeras. Además, una persona considerada coja en el momento de la encuesta puede, con el tiempo, recuperar la movilidad y dejar de serlo, mientras que para la estimación realizada por este método siempre será considerada como tal.

El método de Sullivan no ofrece, en consecuencia, un indicador puro basado en los riesgos de salud en un periodo determinado, porque las tasas de prevalencia son en parte dependientes de las anteriores condiciones de salud de cada cohorte de edad, esto es, de la incidencia, remisión y mortalidad específica de cada estado aplicada en periodos (o edades) anteriores. La prevalencia de la discapacidad es una medida acumulada dependiente de la historia pasada, mientras que la incidencia de la discapacidad es un flujo. Esto ha llevado a cuestionar las expectativas de salud calculadas por este método para fines prospectivos, puesto que, como en la tabla de mortalidad, toda la estimación se basa en el supuesto de que "las condiciones de morbilidad o discapacidad observadas en el momento de la encuesta -al igual que las condiciones de mortalidad- no cambiarán en el futuro". Pero, pese a estas limitaciones, sigue siendo con diferencia el método más utilizado. Como dicen Gispert y Gutiérrez-Fisac, existe un amplio consenso en que el método de Sullivan es perfectamente utilizable siempre que se tengan en cuenta sus limitaciones [44].

La alternativa al método de Sullivan es el llamado método de tabla de vida multiestado. Se basa en tasas de transición entre estados de salud en ambos sentidos (por ejemplo, tasas de incidencia de la discapacidad y tasas de remisión de la discapacidad). En principio, se pueden calcular tablas de este tipo para cualquier número de estados de salud o discapacidad que quieran

considerarse. Requiere información exhaustiva sobre la incidencia de las enfermedades y lesiones, en perspectiva longitudinal (por cohortes), algo que es extraordinariamente infrecuente todavía en la actualidad, por lo que su uso para estimar expectativas de salud es aún muy reducido. Las llamadas tablas de decremento doble son una versión simplificada de las tablas multiestado, en las que sólo se asumen cambios unívocos –sin remisión- siguiendo la transición salud-enfermedad-muerte.

### 9.3.3. Manejo del submódulo de expectativas de salud

Este submódulo de Epidat 4 permite calcular años vividos y esperanzas de vida en distintos estados de salud a partir de las correspondientes prevalencias y de datos de una tabla de mortalidad.

Los datos se pueden introducir manualmente o importarlos, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods). En ambos casos, es necesario indicar, previamente, cuál es el número de categorías del estado de salud y, de forma opcional, puede solicitarse al programa que calcule intervalos de confianza para las esperanzas de vida a partir de los errores estándar de las prevalencias.

Para introducir los datos manualmente, es necesario especificar si éstos se tienen por edades simples o por grupos quinquenales, y cuál es el límite inferior del intervalo final abierto. A continuación, hay que completar los supervivientes, los años vividos y las prevalencias por edad en la tabla definida por el programa.

Al optar por la entrada automática, se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón “examinar”, seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En este caso, la tabla debe contener tantas filas como grupos de edad y las siguientes variables:

- Una variable con el límite inferior de los grupos de edad. Si son grupos quinquenales esta variable tendrá los valores: 0, 1, 5, 10, ..., w, siendo w el límite inferior del grupo final abierto.
- Una variable con el número de supervivientes de la tabla de mortalidad por grupos de edad.
- Una variable con el número de años vividos de la tabla de mortalidad por grupos de edad.
- Tantas variables como categorías del estado de salud con las prevalencias de cada categoría por grupos de edad expresadas en porcentaje. En cada fila de la tabla la suma de las prevalencias debe ser 100.
- Tantas variables como categorías del estado de salud con los errores estándar de cada categoría por grupos de edad expresados en porcentaje, en caso de haber seleccionado la opción de intervalos de confianza. Las variables con las prevalencia y con los errores estándar deben identificarse en el programa en el mismo orden.

**Ejemplo 1:** expectativas de Salud en Galicia, año 2008. Esperanza de vida libre de discapacidad y con discapacidad.

En 2008 el Instituto Nacional de Estadística español llevó a cabo la Encuesta sobre Discapacidades, Autonomía personal y situaciones de Dependencia (EDAD2008), tercera de su tipo realizada en la población española (las anteriores fueron en 1986 y 1999). El gran tamaño muestral (96.000 viviendas familiares y 260.000 personas, más 11.100 personas residentes en centros e instituciones) permite tanto una explotación y cruce detallado de variables sociodemográficas, de estados de salud y de factores de riesgo, como la obtención de resultados estadísticamente significativos por unidades territoriales (Comunidades Autónomas, provincias) por debajo del total estatal.

En las Tablas 7 y 8 se presentan las prevalencias de discapacidad por edad de la población de Galicia para hombres y mujeres, respectivamente, junto con las series de esperanza de vida, supervivientes a edades exactas y de población estacionaria de la tabla de mortalidad correspondiente a la misma población. Dado que el trabajo de campo de la encuesta se llevó a cabo entre noviembre de 2007 y febrero de 2008, se ha tomado como referencia la tabla de mortalidad del año 2007, al igual que hace el INE para sus cálculos. Los datos se encuentran en el archivo DISCAPACIDAD\_GALICIA2008.xls incluido en Epidat 4.

Tabla 7.- Datos de la tabla de mortalidad y prevalencias de discapacidad por grupos de edad en hombres. Galicia, año 2008.

Grupo de edad	Límite inferior	e(x)	l(x)	L(x,n)	Prevalencias discapacidad (%)	
					Sin	Con
< 1	0	77,17	100.000	99.705	97,99	2,01
1-4	1	76,41	99.682	398.600	97,99	2,01
5-9	5	72,47	99.608	497.852	100,00	0,00
10-14	10	67,52	99.541	497.578	97,94	2,06
15-19	15	62,57	99.452	496.699	98,08	1,92
20-24	20	57,75	99.164	494.910	96,05	3,95
25-29	25	52,96	98.778	492.972	98,11	1,89
30-34	30	48,15	98.403	490.998	96,20	3,80
35-39	35	43,35	97.975	488.063	95,82	4,18
40-44	40	38,69	97.160	482.833	95,52	4,48
45-49	45	34,16	95.909	475.895	94,57	5,43
50-54	50	29,68	94.353	465.357	93,73	6,27
55-59	55	25,52	91.502	447.901	87,29	12,71
60-64	60	21,55	87.568	425.459	89,87	10,13
65-69	65	17,79	82.188	394.684	85,75	14,25
70-74	70	14,13	75.530	353.993	83,18	16,82
75-79	75	10,88	65.583	295.598	69,96	30,04
80-84	80	8,07	51.769	216.893	62,96	37,04
85-89	85	5,79	34.658	128.938	45,27	54,73
90 y +	90	4,14	17.358	71.873	38,24	61,76

Tabla 8.- Datos de la tabla de mortalidad y prevalencias de discapacidad por grupos de edad en mujeres. Galicia, año 2008.

Grupo de edad	Límite inferior	e(x)	l(x)	L(x,n)	Prevalencias discapacidad (%)	
					Sin	Con
< 1	0	84,35	100.000	99.682	97,80	2,20
1-4	1	83,65	99.643	398.496	97,80	2,20
5-9	5	79,68	99.614	497.953	98,48	1,52
10-14	10	74,71	99.574	497.739	98,96	1,04
15-19	15	69,75	99.515	497.451	98,43	1,57
20-24	20	64,79	99.452	496.909	98,13	1,87
25-29	25	59,87	99.325	496.392	98,48	1,52
30-34	30	54,93	99.222	495.749	97,00	3,00
35-39	35	50,02	99.061	494.519	97,08	2,92
40-44	40	45,20	98.686	492.335	94,32	5,68
45-49	45	40,40	98.206	489.209	92,14	7,86
50-54	50	35,70	97.439	484.785	92,17	7,83
55-59	55	31,06	96.374	478.679	87,39	12,61
60-64	60	26,47	95.014	470.152	88,04	11,96
65-69	65	22,00	92.948	457.588	80,53	19,47
70-74	70	17,67	89.851	437.223	76,40	23,60
75-79	75	13,58	84.677	403.428	64,13	35,87
80-84	80	9,87	75.674	341.118	46,46	53,54
85-89	85	6,83	59.383	239.777	33,29	66,71
90 y +	90	4,60	36.079	165.877	20,53	79,47

Tras introducir los datos (hombres y mujeres por separado), Epidat 4 calcula las esperanzas de vida libre de discapacidad, y con discapacidad, por grupos de edad. En este caso no se pueden obtener intervalos de confianza porque no se dispone de los errores estándar de las prevalencias de discapacidad.

## Resultados con Epidat 4 (hombres):

Entrada automática:

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\DISCAPACIDAD\_GALICIA2008.xls

Tabla: Hombres

Variables:

Límite inferior de los grupos de edad: EDAD

Número de supervivientes (x): l(x)

Años vividos (nLx): L(x,n)

Prevalencias del estado de salud (%). 2 variables: P\_SINDISCAPACIDAD, P\_CONDISCAPACIDAD

**Datos:**

Grupos de edad: Grupos quinquenales

Intervalo final abierto: 90 y más

Calcular intervalos de confianza: No

**Resultados:**

Grupo de edad	Estado de salud 1			Estado de salud 2		
	Años vividos	EV	%EV	Años vividos	EV	%EV
<1	97.701	70,43	91,26	2.004	6,74	8,74
1 a 4	390.588	69,67	91,17	8.012	6,74	8,83
5 a 9	497.852	65,8	90,8	0	6,67	9,2
10 a 14	487.328	60,84	90,12	10.250	6,67	9,88
15 a 19	487.162	56	89,49	9.537	6,58	10,51
20 a 24	475.361	51,25	88,75	19.549	6,5	11,25
25 a 29	483.654	46,64	88,05	9.317	6,33	11,95
30 a 34	472.340	41,9	87,01	18.658	6,26	12,99
35 a 39	467.661	37,26	85,95	20.401	6,09	14,05
40 a 44	461.201	32,76	84,66	21.631	5,93	15,34
45 a 49	450.053	28,38	83,06	25.841	5,79	16,94
50 a 54	436.179	24,08	81,11	29.178	5,61	18,89
55 a 59	390.972	20,06	78,59	56.928	5,46	21,41
60 a 64	382.359	16,5	76,53	43.099	5,06	23,47
65 a 69	338.441	12,92	72,65	56.242	4,87	27,35
70 a 74	294.451	9,58	67,8	59.541	4,55	32,2
75 a 79	206.800	6,54	60,17	88.797	4,33	39,83
80 a 84	136.556	4,3	53,25	80.337	3,77	46,75
85 a 89	58.370	2,48	42,75	70.567	3,32	57,25
90 y más	27.484	1,58	38,24	44.389	2,56	61,76

## Resultados con Epidat 4 (mujeres):

**Entrada automática:**

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\DISCAPACIDAD\_GALICIA2008.xls  
 Tabla: Mujeres  
 Variables:  
 Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
 Número de supervivientes (x): l(x)  
 Años vividos (nLx): L(x,n)  
 Prevalencias del estado de salud (%). 2 variables: P\_SINDISCAPACIDAD, P\_CONDISCAPACIDAD

**Datos: se omiten**

**Resultados:**

Grupo de edad	Estado de salud 1			Estado de salud 2		
	Años vividos	EV	%EV	Años vividos	EV	%EV
<1	97.489	73,25	86,84	2.193	11,1	13,16
1 a 4	389.729	72,53	86,71	8.767	11,12	13,29
5 a 9	490.384	68,64	86,15	7.569	11,03	13,85
10 a 14	492.562	63,75	85,33	5.176	10,96	14,67
15 a 19	489.641	58,83	84,35	7.810	10,92	15,65
20 a 24	487.617	53,95	83,26	9.292	10,84	16,74
25 a 29	488.846	49,11	82,02	7.545	10,76	17,98
30 a 34	480.877	44,23	80,52	14.872	10,7	19,48
35 a 39	480.078	39,45	78,87	14.440	10,57	21,13
40 a 44	464.370	34,73	76,85	27.965	10,46	23,15
45 a 49	450.756	30,18	74,69	38.452	10,23	25,31
50 a 54	446.826	25,79	72,23	37.959	9,91	27,77
55 a 59	418.318	21,44	69	60.361	9,63	31
60 a 64	413.921	17,34	65,5	56.230	9,13	34,5
65 a 69	368.495	13,27	60,32	89.092	8,73	39,68
70 a 74	334.038	9,63	54,5	103.184	8,04	45,5
75 a 79	258.718	6,27	46,17	144.709	7,31	53,83
80 a 84	158.483	3,6	36,47	182.635	6,27	63,53
85 a 89	79.822	1,92	28,07	159.955	4,91	71,93
90 y más	34.055	0,94	20,53	131.822	3,65	79,47

Se aprecia así que, de los 77,17 años que podía esperar vivir un varón gallego nacido en 2008, 6,74 (un 8,74 por ciento de su tiempo de vida) lo pasará con alguna discapacidad, y 11,1 años (13,16 por ciento de los 84,35 esperados) si es mujer. A los 65 años de edad todavía le restarían 17,79 años si es varón, y 22,0 si es mujer, de los que respectivamente vivirán un 27,35 y un 39,68 por ciento con alguna discapacidad.

El peso de la discapacidad es menor, como se podría esperar, cuanto menor es la edad, y aumenta progresivamente con ésta. Es importante valorar no sólo el número absoluto de años por vivir en un estado de salud, sino también la proporción que suponen sobre el total de años de esperanza de vida, porque mientras que los primeros decrecen con la edad (11,1 años a vivir

con discapacidad a la edad 0, por 3,65 a los noventa años en las mujeres), la proporción sobre el total aumenta (13,16 por ciento frente a 79,47, respectivamente) (Figura 56).

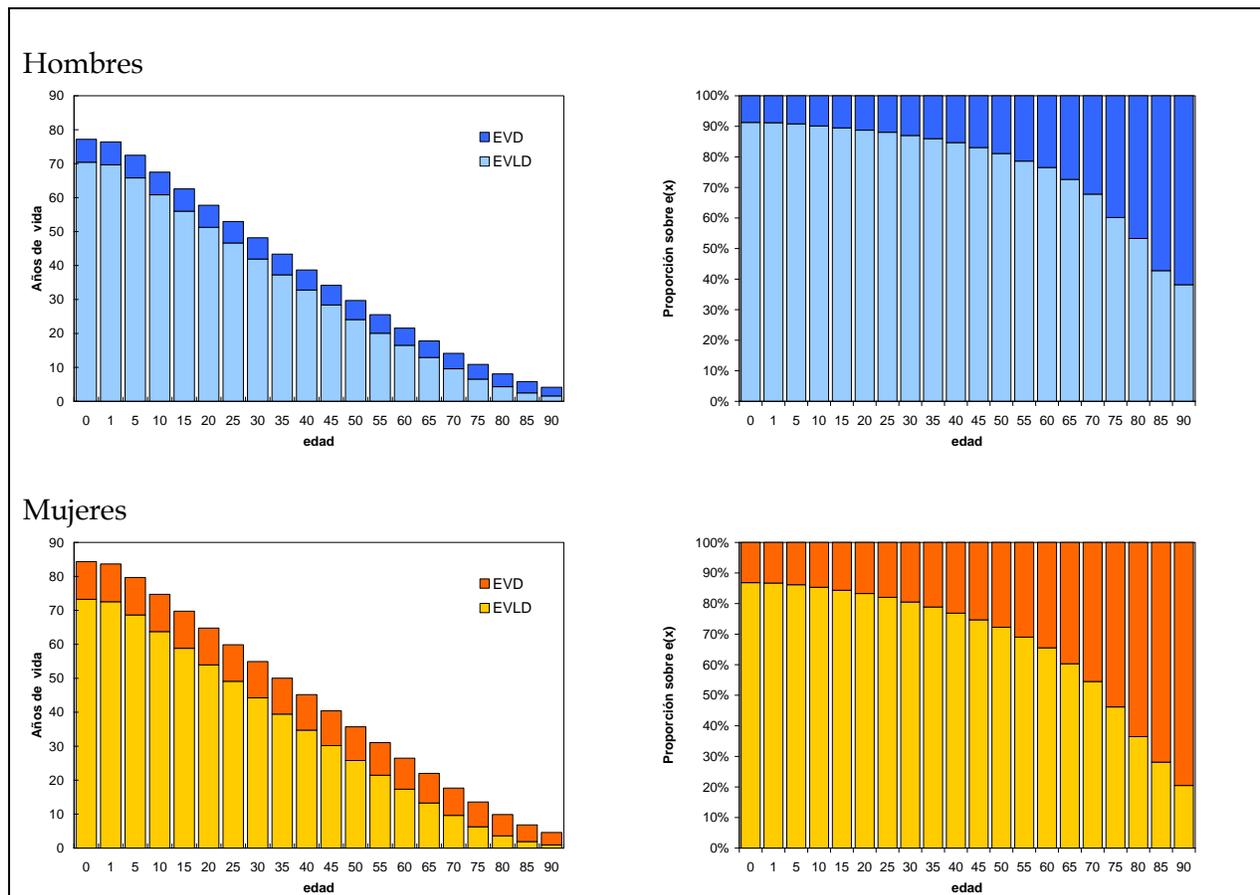


Figura 56. Esperanzas de vida libre de y con discapacidad, por sexo y edad. Años de edad y proporción sobre la esperanza de vida. Galicia, año 2008.

Es importante señalar que, si bien la esperanza de vida global (para todos los estados de salud) suele ser mayor a cualquier edad en mujeres que en hombres, las mujeres presentan mayores esperanzas de vida con discapacidad, y mayores proporciones de tiempo a vivir con ella. En conjunto, las mujeres viven más años, pero con peor calidad de vida que los varones, según los resultados de la mayoría de las encuestas de salud.

**Ejemplo 2:** expectativas de Salud en Madrid, año 2007. Esperanza de vida según estado de salud percibido.

En 2007 la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid llevó a cabo una Encuesta Regional de Salud (ERSM2007). El objeto de estudio fue la población de 16 y más años de edad (no hubo encuesta a niños) y el tamaño muestral fue de 12.000 personas, considerado suficiente para dar indicadores básicos para las 11 áreas sanitarias, y para un análisis más detallado para el conjunto de la población madrileña.

En toda encuesta de salud es clásica la pregunta sobre estado de salud autopercibido. Se inquiriere al entrevistado sobre cómo consideraría su estado de salud, ofreciendo como posibles respuestas una escala cualitativa y gradual. La redacción de la pregunta y el número y contenido de los términos de respuesta no es coincidente en todas las encuestas, y esto es una fuente de dificultades para la comparación de los resultados. Así, la Encuesta Nacional de Salud (ENS) española, con varias ediciones entre 1987 y 2007, ha requerido en esta pregunta un esfuerzo de ponderación del estado de salud en el último año (“en los últimos doce meses, ¿diría que su estado de salud ha sido muy bueno, bueno, regular, malo o muy malo?”). Otras encuestas, en cambio, son estrictamente presentistas: “¿Cuál es, en general, su estado de salud? Muy bueno, bueno aceptable, malo, muy malo” (Encuesta de Condiciones de Vida de las personas mayores (ECV), España 2006). El problema de comparabilidad no radica solo en la presencia o no de ese recuerdo retrospectivo, sino también en los términos de la escala propuesta: la expresión “regular”, en la ENS, tiende a la mala salud, mientras que la expresión “aceptable” de la ECV tiende a la buena salud, lo que imposibilita el contraste entre las prevalencias obtenidas en una y otra encuesta.

En la ERS2007 se pregunta, en primera instancia, de manera presentista: *En general, ¿diría Vd. que su estado de salud en la actualidad es muy bueno, bueno, regular, malo o muy malo?*. Pero inmediatamente después se demanda sobre la comparación en relación con el último año: *Comparando con su estado de salud en general en los últimos doce meses, ¿diría Vd. que su estado de salud es mucho mejor, algo mejor, más o menos igual, algo peor, mucho peor?*

Tomando la primera de las preguntas, las cinco categorías sobre el estado de salud percibida se han reagrupado en tres: buena salud (muy buena + buena), salud regular y mala salud (mala + muy mala) (Tabla 9).

Tabla 9.- Prevalencias de estado de salud percibida, en porcentaje, por grupos de edad y sexo. Madrid, año 2007.

Grupo de edad	Hombres			Mujeres			Total		
	Bueno	Regular	Malo	Bueno	Regular	Malo	Bueno	Regular	Malo
16-19	97,0	2,7	0,2	92,0	8,0	0,0	94,6	5,3	0,1
20-24	92,6	6,6	0,8	89,8	9,6	0,7	91,2	8,1	0,7
25-29	92,1	6,7	1,1	86,5	12,2	1,2	89,4	9,4	1,2
30-34	87,1	12,2	0,7	85,8	12,7	1,5	86,5	12,4	1,1
35-39	84,5	13,5	2,0	85,0	13,5	1,5	84,7	13,5	1,8
40-44	82,5	15,0	2,4	77,0	21,1	1,9	79,6	18,2	2,2
45-49	83,0	13,9	3,1	71,8	25,2	3,0	77,2	19,7	3,0
50-54	75,0	20,8	4,2	68,3	27,2	4,6	71,5	24,1	4,4
55-59	70,8	23,1	6,0	63,0	30,9	6,1	66,5	27,4	6,1
60-64	62,3	31,5	6,2	56,5	33,5	9,9	59,3	32,5	8,1
65-69	57,8	36,6	5,6	49,7	39,6	10,7	53,2	38,3	8,5
70-74	54,0	37,8	8,1	38,3	47,8	13,8	45,5	43,3	11,2
75-79	45,7	47,7	6,6	36,3	44,8	18,9	40,4	46,1	13,6
80 y +	38,4	43,0	18,7	33,2	43,6	23,2	34,8	43,4	21,8

Con las prevalencias de la Tabla 9 se estiman, a continuación, las esperanzas de vida en salud percibida para la población madrileña en el año 2007. Para los grupos de menores de 16 años se asume una prevalencia del 100% en el estado de salud bueno y 0% en los otros dos, y para el grupo de edad 15-19 se asumen las prevalencias del grupo 16-19. Los datos de la tabla de mortalidad de Madrid y las prevalencias de los tres estados de salud con sus correspondientes errores estándar, por grupos de edad quinquenales y para cada sexo, se encuentran en el archivo ESALUD\_MADRID.xls incluido en Epidat 4. La Tabla 10 contiene los datos correspondientes a la población de mujeres con el formato preparado para ser importados desde Epidat 4.

Tabla 10.- Datos de la tabla de mortalidad, prevalencias de estados de salud (P) y errores estándar (EE) de las prevalencias por grupos de edad en mujeres (Madrid, año 2007). Formato de tabla preparada para importarla desde Epidat 4.

EDAD	I(x)	L(x)	P_BUENO	P_REGULAR	P_MALO	EE_BUENO	EE_REGULAR	EE_MALO
0	100.000	99.793	100	0	0	0,0000	0,0000	0,0000
1	99.759	398.775	100	0	0	0,0000	0,0000	0,0000
5	99.662	498.219	100	0	0	0,0000	0,0000	0,0000
10	99.635	498.073	100	0	0	0,0000	0,0000	0,0000
15	99.584	497.731	91,98	8,02	0,00	1,5729	1,5729	0,0000
20	99.505	497.321	89,77	9,56	0,67	1,5057	1,4613	0,4042
25	99.425	496.932	86,54	12,24	1,22	1,4968	1,4373	0,4819
30	99.336	496.422	85,80	12,68	1,52	1,3798	1,3153	0,4838
35	99.225	495.662	84,98	13,51	1,50	1,5636	1,4963	0,5326
40	98.994	494.039	77,01	21,05	1,94	1,7517	1,6971	0,5743
45	98.606	491.432	71,77	25,23	3,00	2,1125	2,0386	0,8000
50	97.910	487.113	68,28	27,15	4,57	2,1890	2,0920	0,9820
55	96.863	481.332	62,99	30,95	6,07	2,5102	2,4033	1,2411
60	95.621	473.567	56,54	33,53	9,93	2,5946	2,4711	1,5654
65	93.652	461.934	49,71	39,58	10,71	2,3891	2,3366	1,4776
70	90.884	443.198	38,33	47,84	13,83	2,2099	2,2706	1,5693
75	85.992	410.461	36,33	44,80	18,87	2,6083	2,6970	2,1219
80	77.386	810.719	33,19	43,64	23,17	2,6121	2,7509	2,3405

Resultados con Epidat 4 (para mujeres):

**Entrada automática:**

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\ESALUD\_MADRID.xls  
 Tabla: Mujeres  
 Variables:  
 Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
 Número de supervivientes (lx): l(x)  
 Años vividos (nLx): L(x)  
 Prevalencias del estado de salud (%). 3 variables: P\_BUENO, P\_REGULAR, P\_MALO  
 Error estándar de las prevalencias(%). 3 variables: EE\_BUENO, EE\_REGULAR, EE\_MALO

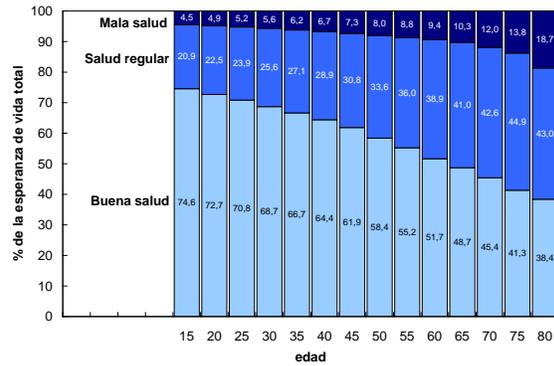
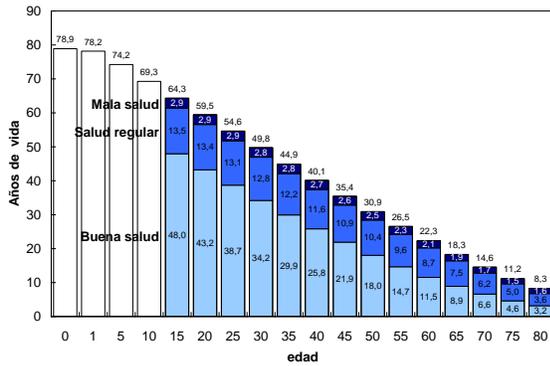
**Datos:**

Grupos de edad: Grupos quinquenales  
 Intervalo final abierto: 80 y más  
 Calcular intervalos de confianza: Sí  
 Nivel de confianza: 95,0

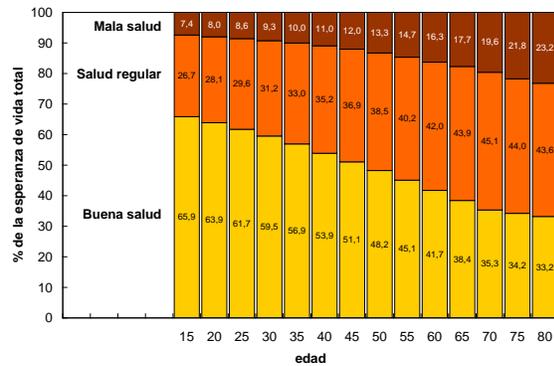
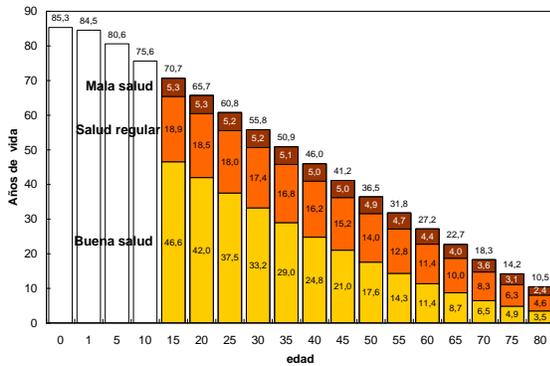
**Resultados:**

Grupo de edad	Estado de salud 1					Estado de salud 2					Estado de salud 3				
	Años vividos	EV	IC(95,0%)	%EV		Años vividos	EV	IC(95,0%)	%EV		Años vividos	EV	IC(95,0%)	%EV	
<1	99.793	61,31	60,83	61,78	71,85	0	18,79	18,5	19,07	22,02	0	5,23	5,14	5,33	6,13
1 a 4	398.774	60,46	59,98	60,93	71,52	0	18,83	18,55	19,12	22,28	0	5,25	5,15	5,34	6,21
5 a 9	498.219	56,51	56,04	56,99	70,1	0	18,85	18,57	19,14	23,38	0	5,25	5,15	5,35	6,51
10 a 14	498.072	51,53	51,05	52	68,13	0	18,86	18,57	19,14	24,93	0	5,25	5,16	5,35	6,94
15 a 19	457.836	46,55	46,08	47,03	65,87	39.894	18,87	18,58	19,15	26,69	0	5,25	5,16	5,35	7,44
20 a 24	446.452	41,99	41,53	42,44	63,88	47.555	18,48	18,2	18,76	28,12	3.312	5,26	5,16	5,36	8
25 a 29	430.031	37,53	37,1	37,97	61,75	60.827	18,02	17,73	18,3	29,64	6.074	5,23	5,13	5,33	8,6
30 a 34	425.924	33,24	32,82	33,65	59,53	62.946	17,42	17,14	17,7	31,2	7.551	5,17	5,08	5,27	9,27
35 a 39	421.230	28,98	28,58	29,38	56,95	66.979	16,81	16,52	17,09	33,02	7.452	5,1	5,01	5,2	10,03
40 a 44	380.453	24,79	24,41	25,17	53,9	103.996	16,17	15,88	16,45	35,15	9.589	5,04	4,94	5,14	10,96
45 a 49	352.699	21,03	20,67	21,39	51,08	124.012	15,18	14,89	15,46	36,86	14.720	4,96	4,86	5,06	12,05
50 a 54	332.593	17,58	17,25	17,91	48,24	132.272	14,02	13,74	14,3	38,46	22.247	4,85	4,75	4,95	13,3
55 a 59	303.169	14,34	14,04	14,63	45,07	148.957	12,8	12,53	13,08	40,25	29.205	4,67	4,57	4,77	14,68
60 a 64	267.745	11,35	11,09	11,61	41,75	158.794	11,41	11,14	11,68	41,98	47.028	4,43	4,32	4,53	16,28
65 a 69	229.643	8,73	8,51	8,95	38,46	182.821	9,96	9,69	10,22	43,86	49.469	4,02	3,91	4,12	17,69
70 a 74	169.871	6,47	6,28	6,66	35,33	212.019	8,25	7,99	8,51	45,04	61.307	3,59	3,49	3,7	19,63
75 a 79	149.103	4,86	4,68	5,05	34,24	183.905	6,25	6	6,5	44,03	77.452	3,09	2,98	3,19	21,73
80 y más	269.075	3,48	3,3	3,66	33,19	353.765	4,57	4,32	4,82	43,64	187.880	2,43	2,32	2,54	23,17

### Hombres



### Mujeres



### Ambos sexos

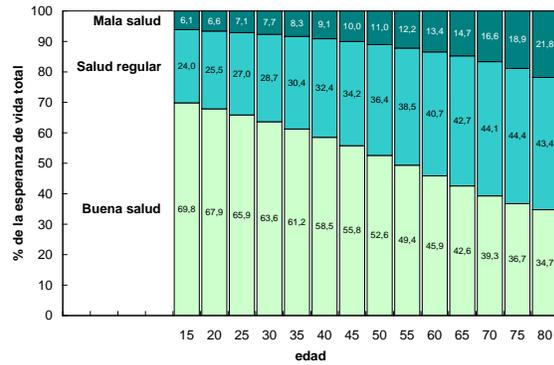
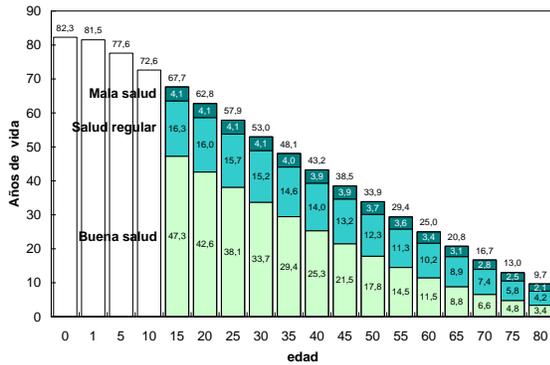


Figura 57. Esperanzas de vida por salud percibida (buena, regular y mala). Años de edad y proporción sobre la esperanza de vida. Madrid, año 2007.

## 9.4. Años potenciales de vida perdidos (APVP)

### 9.4.0. Conceptos generales

En una tasa bruta de mortalidad, cualquier muerte tiene el mismo peso, haya ocurrido a los 3 o a los 85 años de edad. Sin embargo, en la conciencia de cualquier persona y de cualquier sociedad se halla la idea de que hay edades “a las que no toca morirse”. Cuesta encajar, por ejemplo, que un hijo muera antes que sus progenitores. Siempre se lamenta el fallecimiento de un anciano, pero se suele entender que como algo natural, y muchas veces se cree que no podría vivir muchos años más. El de un adolescente, en cambio, no se puede interpretar del mismo modo. De una manera más o menos implícita, toda persona tiene en mente la curva de las probabilidades de muerte por edad.

Este concepto de mortalidad prematura es el fundamento de un conjunto de medidas de mortalidad, genéricamente denominadas Años Potenciales de Vida Perdidos (APVP). Bajo un criterio preestablecido, cada muerte se valora contemplando los años que hipotéticamente ha dejado de vivir la persona afectada. En la práctica, para su cálculo, cada muerte se pondera según la diferencia entre la edad de muerte y un límite de edad que se establece como norma de forma subjetiva.

A diferencia de la esperanza de vida, que se acomoda mal al análisis por causa, los APVP son especialmente apropiados para medir el impacto de las causas de muerte en una población. Además, son útiles para establecer prioridades de intervención o de investigación en los sistemas de salud, orientar la dotación de recursos o comparar la efectividad de distintas actuaciones.

Los *Años Potenciales de Vida Perdidos* son la base de toda una familia de medidas sintéticas de salud de las poblaciones [27], los llamados “diferenciales de salud”, la más conocida de las cuales son los Años de Vida Ajustados por Discapacidad y Morbilidad (AVAD), los llamados DALYs (Disability Adjusted Life years) en inglés [27]. En ellos, a las pérdidas de años de vida por muerte prematura se añade una valoración de las pérdidas sufridas por haber vivido durante cierto tiempo con un estado de salud distinto a la salud óptima [45][46].

#### 9.4.1. Importancia de la elección del límite para el cálculo de los APVP

Compárense los dos recipientes de la figura 58. Si utilizamos el indicador “cantidad de líquido C” obtendremos como resultado el mismo valor para ambos. Sin embargo, si la medida que calculamos es la de “volumen vacío”, el valor será distinto en A y en B.

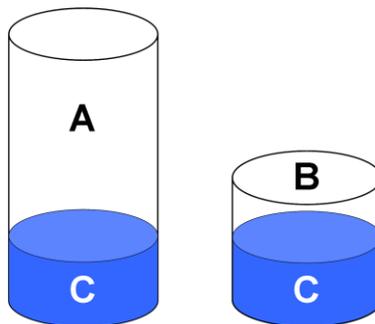


Figura 58. Dos recipientes (A y B) de distinta capacidad con igual cantidad de líquido (C).

En una tabla de vida, la cantidad de líquido o “parte llena” es el tiempo –las personas-año- que su cohorte ficticia consigue vivir en función del régimen de mortalidad que le afecta. Es la parte que queda por debajo de la curva de supervivencia (Figura 59), y está perfectamente definida en todos sus lados: el vertical, entre el número máximo posible de supervivientes (la raíz de la tabla, habitualmente 100.000) y la extinción del último de ellos (o supervivientes); el horizontal, entre el nacimiento y la edad máxima de defunción; y, finalmente, el fijado por el perfil de la curva de supervivencia. El cálculo de la esperanza de vida y las expectativas de salud (ver apartado 9.3) se basa en la medida de esta superficie.

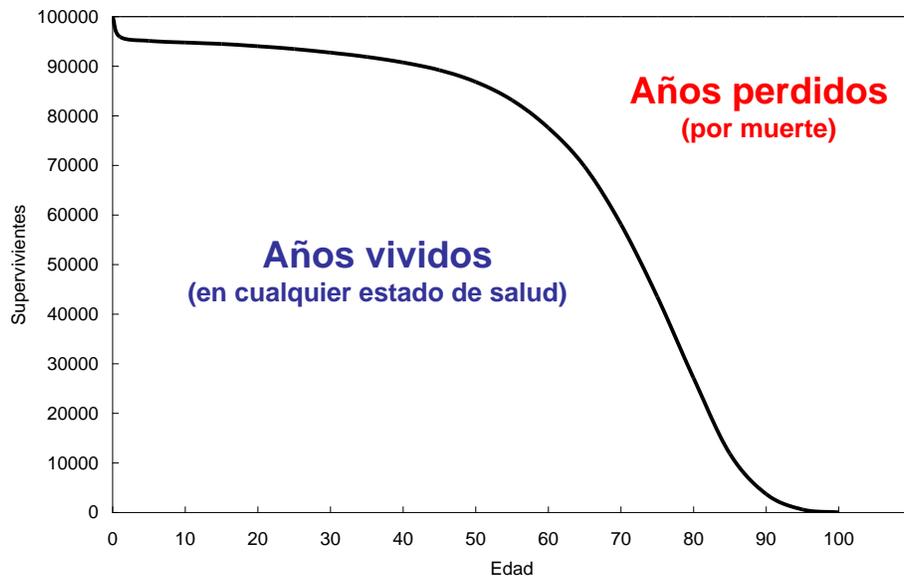


Figura 59. Años vividos y años perdidos por muerte por una cohorte ficticia afectada por el régimen de mortalidad definido por una curva de supervivencia.

Pero el análisis de la mortalidad de una población se puede abordar también desde el punto de vista contrario -o complementario-, tratando de medir lo que se deja de vivir –el tiempo perdido por muerte- en una población por efecto de ese régimen de mortalidad. Son los Años Potenciales de Vida Perdidos, la “parte vacía” que queda por encima de la serie de supervivencia de la tabla de vida. En este caso, sin embargo, no todo el perímetro de la superficie está definido. El límite de la máxima y mínima supervivencia, y el del contorno de la serie de supervivientes son conocidos, pero no así el de la duración (es decir, cuánto tiempo se pierde por muerte).

La elección del límite con referencia al cual se estima cuántos años se pierden por muerte es el punto crítico en el cálculo de los APVP, comporta importantes repercusiones en los resultados y presupone asunciones sanitarias y éticas de cierto relieve. Desde que Dempsey [47] comenzara a utilizar el término *Años Potenciales de Vida Perdidos*, este indicador ha experimentado numerosas revisiones en su método de estimación, y aún hoy se carece de un consenso claro para seleccionar uno de ellos y descartar los restantes. Por este motivo, Epidat 4 ofrece la posibilidad de decidir dicho límite. Ahora bien, al utilizar diferentes límites de edad para calcular los APVP, y aplicar en algunos casos valoraciones sociales, los resultados difieren de forma significativa. Estas variaciones, además, son determinantes a la hora de ponderar la importancia de las defunciones por sexo, por grupos de edades, o según las enfermedades y lesiones que las originan.

El desacuerdo respecto al límite de edad que se utiliza para establecer qué es y qué no es una muerte prematura ha sido recurrente a la hora de calcular los APVP. Estos son algunos de los más comunes:

- esperanza de vida al nacer de la propia población [47],
- esperanza de vida por edad de la propia población [48],
- entre edades 1 a 70 [49],
- entre edades 0 a 65 [50],
- entre edades 0 y un valor de vida máxima (p.ej., 110 años de edad),
- esperanza de vida por edad y sexo de una tabla modelo de mortalidad [45].

La Figura 60 muestra sobre una curva de supervivencia los diferentes límites citados. Las líneas verticales corresponden a los límites fijos, y las líneas que van desplazándose hacia la derecha a medida que aumenta la edad del eje horizontal representan los límites móviles.

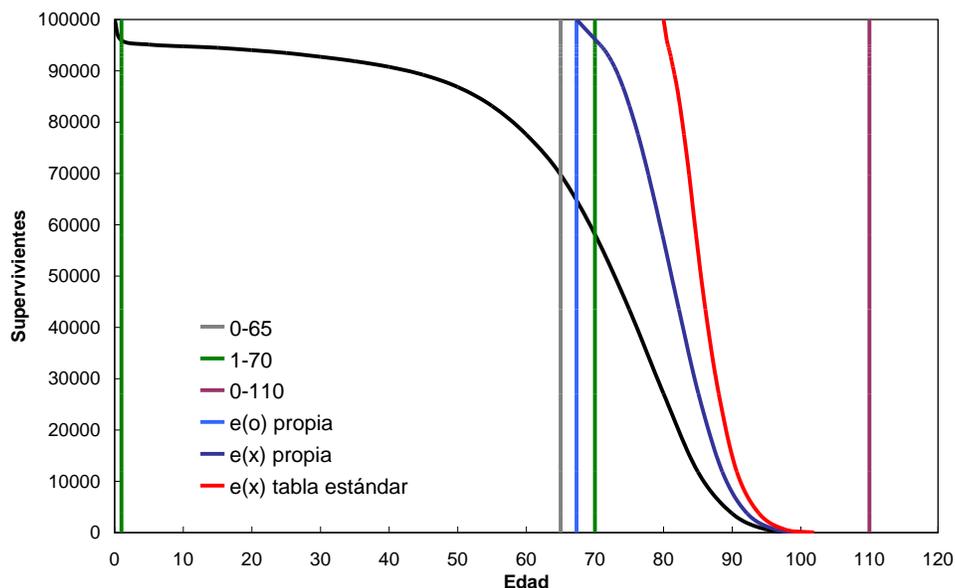


Figura 60. Distintos límites para el cálculo de los Años Potenciales de Vida Perdidos.

Se pueden agrupar todos ellos según dos criterios: el uso o no de límites fijos por edad, y el uso de límites vinculados o no a la población objeto de estudio.

La mayoría de los límites fijos (1-70, 0-65, o la esperanza de vida al nacer) tiende a sobrevalorar las defunciones a edades jóvenes en relación con la de las personas adultas maduras y ancianas, que en buena medida no son siquiera computadas. Con el límite, ampliamente utilizado, propuesto por Romeder y McWhinney (1-70) [49], por ejemplo, una defunción a los 3 años de edad supone una pérdida de 67 años; una muerte a los 69 supone una pérdida de 1 año; y una defunción a los 71 no supone ninguna pérdida, porque se produce más allá del límite. En poblaciones con alta esperanza de vida, esto implica dejar de tener en consideración a la gran mayoría de las defunciones, puesto que una alta proporción de ellas se concentra en edades muy elevadas. Una solución para ello podría ser recurrir a un límite fijo establecido a una edad extrema, en la que apenas queden supervivientes y, por tanto, se tenga en cuenta virtualmente a

toda la población concernida. Ese límite podría fijarse, por ejemplo, a la edad 110, o incluso a la máxima edad conocida y verificada alcanzada hasta hoy por un ser humano -122 años y 164 días-, puesto que si alguien llegó a ella, tal prolongación puede considerarse factible. Sin embargo, este último tipo de límite fijo de valor extremo no es habitualmente utilizado.

Los límites móviles según la edad suelen basarse en la esperanza de vida, bien como la esperanza de vida a cada edad en la propia población objeto de estudio, o bien la esperanza de vida a cada edad de una tabla modelo usada como estándar. Esta perspectiva tiene la virtud de tener en cuenta todas las muertes, sea cual sea la edad a la que se producen. Se entiende, desde este punto de vista, que cualquier muerte es prematura en alguna medida, puesto que a cualquier edad una persona tiene una expectativa de supervivencia, ciertamente mayor cuanto más joven ella sea; pero también existente a cualquier otra edad, incluso a las más elevadas: un centenario tiene una esperanza de vida, aunque corta -de tres años, o de seis meses-, y no tiene por qué asumirse que las muertes a esa edad no supongan pérdida potencial de vida, por mucho que en el cómputo global de los APVP de una población su contribución pueda llegar a ser muy reducida.

Los APVP calculados con límites vinculados a la población para la que se calculan tienen la desventaja de dificultar las comparaciones con otras poblaciones, puesto que podrían llevar a valoraciones sesgadas, en las que se de más importancia a las muertes producidas en aquellas poblaciones que gozan de mejores condiciones de mortalidad y más alta esperanza de vida, porque a igual edad, la pérdida por muerte será en ellas mayor que en las poblaciones de baja esperanza de vida (que son aquellas a las que realmente habría que priorizar para tratar de mejorar sus condiciones de mortalidad, justamente para aumentar su nivel de supervivencia y de calidad de vida).

De todo ello se concluye que la mejor elección para el cálculo de los APVP debería ser el recurso a un límite que contara con las ventajas y descartara los inconvenientes citados. De todos los comentados, el que mejor cumple ambos requisitos es la serie de esperanzas de vida por edad estándar, tomada como referencia de modo semejante al de la población estándar en los ajustes de tasas. Sin embargo, surge, como en la estandarización, el problema de la determinación de esa serie de referencia. Y también, como en el ajuste de tasas, en el cálculo de los APVP no existe un consenso que lleve a una única tabla de vida como referente universal. Lo más cercano a ello alcanzado hasta la fecha es la serie de esperanzas de vida por edad y sexo propuesta en el estudio de Carga Global de Enfermedad [45], tomadas de la tabla de vida modelo de Princeton, familia oeste, nivel 26, modificada [51][52]. En esta tabla la esperanza de vida al nacer para hombres es de 80 años y la de las mujeres de 82,5 años (Tabla 11).

Tabla 11. Esperanzas de vida por edad y sexo de la tabla modelo de Princeton, familia oeste, nivel 26, modificada [51][52].

Edad	Hombres	Mujeres
0	80,00	82,50
1	79,36	81,84
5	75,38	77,95
10	70,40	72,99
15	65,41	68,02
20	60,44	63,08
25	55,47	58,17
30	50,51	53,27
35	45,57	48,38
40	40,64	43,53
45	35,77	38,72
50	30,99	33,99
55	26,32	29,37
60	21,81	24,83
65	17,50	20,44
70	13,58	16,20
75	10,17	12,28
80	7,45	8,90
85	5,24	6,22
90	3,54	4,25
95	2,31	2,89
100	1,46	2,00

Esta distinción entre hombres y mujeres debe ser también tenida en consideración. Como los años de vida perdidos se utilizan para medir la diferencia entre la situación actual y una situación ideal, podría argumentarse que el estándar utilizado para ambos sexos debería ser el mismo. Sin embargo, los autores del estudio de Carga Global de Enfermedad arguyeron que la distinta supervivencia de hombres y mujeres se debe en parte a diferencias biológicas –otra parte se debe a condiciones sociales y discrepancias en la exposición a factores y comportamientos de riesgo- y que, por lo tanto, esa parte biológica de la diferencia debe estar presente en el cálculo de los APVP, utilizando no una sino dos series de referencia, respectivamente para hombres y mujeres (con dos años y medio de diferencia de esperanza de vida al nacer).

La Figura 61 pone en evidencia –tomando una población que responde a una esperanza de vida al nacer de 67,5 años-, al visualizar la magnitud de la superficie que queda por encima de la serie de supervivencia, cuán diferente puede ser la valoración de los años perdidos en una población por muerte prematura en función del límite elegido para su cálculo.

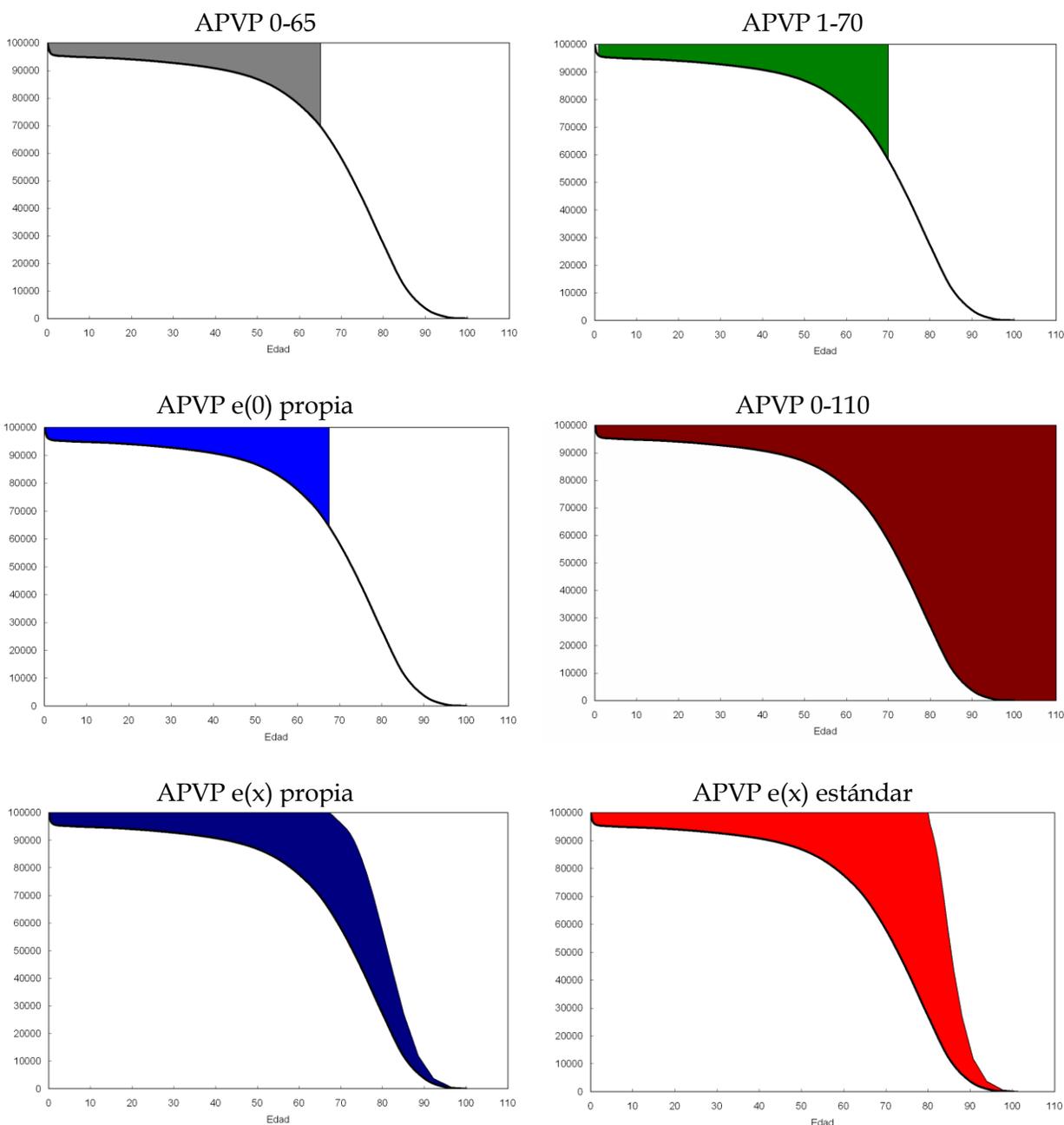


Figura 61. APVP según distintos límites sobre una curva de supervivencia de una población con 67,5 años de esperanza de vida al nacer.

El resultado del cálculo de los APVP es un número absoluto de tiempo perdido medido en años, magnitud que depende lógicamente no sólo del efecto de la mortalidad en la población, sino también del tamaño y la estructura por edades de la misma. Así pues, la comparación de los APVP entre dos poblaciones puede verse condicionada por ambas circunstancias, además de por el uso de distintos límites para su cálculo. Para superar la primera -las diferencias de tamaño- se puede recurrir, como ofrece Epidat 4, al cálculo de tasas de APVP. Sin embargo, al igual que en las tasas brutas de mortalidad, esto no permite superar el efecto de confusión que genera la discrepancia en la distribución etaria de la población, que sólo queda resuelta

calculando las tasas específicas por edad o las tasas estandarizadas o ajustadas de APVP, posibilidades que también están disponibles en Epidat 4.

#### 9.4.2. Uso de valoraciones sociales en el cálculo de los APVP

Epidat 4 ofrece la posibilidad de aplicar valoraciones sociales al cálculo de los APVP. Estas valoraciones son la preferencia temporal y la ponderación de los años en función de la edad [45][46][53][54][55].

a) *Preferencia temporal*. En estudios de evaluación económica, suele considerarse que las pérdidas de vida y de salud son más importantes cuanto más cercanas estén al presente. Si se acepta esta premisa, los años perdidos por muerte o vividos con discapacidad más próximos en el tiempo deberían tener mayor gravitación en el indicador, y éste iría decreciendo progresivamente en función de una tasa de descuento. Su principal efecto es reducir el peso de las muertes (y de la discapacidad o mala salud en el caso de los AVAD) en individuos muy jóvenes, aumentando de esta forma el peso relativo en individuos de edad avanzada.

Pese a que su uso es controvertido, conviene señalar que la preferencia temporal está presente en nuestras sociedades. La mayoría de los sistemas de salud consume una parte sustancial de sus recursos en evitar o retrasar la muerte de enfermos ancianos cuya esperanza de vida es, por supuesto, baja. De hecho, las personas de edad avanzada representan un porcentaje muy elevado de los ingresos y estancias hospitalarias. Esto demuestra una preferencia muy marcada por los beneficios de salud inmediatos, con independencia de las expectativas de supervivencia de las personas a las que se destinan los recursos. Salvar una vida hoy o retrasar una defunción, abre la posibilidad de aplicar nuevos tratamientos más eficaces a las personas afectadas en el futuro. Posiblemente este tipo de razonamiento invita a dar mayor valor a los beneficios inmediatos, y justificaría la aplicación de una tasa de descuento a los resultados de las intervenciones sanitarias destinados a reducir las pérdidas por enfermedad y por mortalidad prematura.

Por otro lado, la necesidad de desarrollar acciones preventivas que producirían mejoras de la salud en el futuro que redunden en una mejora de la mortalidad no puede contraponerse a la exigencia de atender a las personas actualmente enfermas y tratar de evitar su muerte hoy. Aun asumiendo que atender a los enfermos fuera menos efectivo que desarrollar acciones preventivas, ninguna sociedad optaría por abandonar la atención de los enfermos actuales para obtener a través de la prevención mayores ganancias en salud en el futuro. Dicho de otra forma, si no se aplicara ninguna tasa de descuento a los futuros beneficios en salud, habría que invertir todos los recursos en acciones preventivas; si, por el contrario, se aplicara una tasa de descuento muy elevada, se deberían dedicar todos los recursos a atender a los enfermos, pues sólo se daría valor a los beneficios inmediatos. Una posición intermedia entre ambos extremos, que parece estar más en consonancia con las preferencias y valores aceptados socialmente, sería utilizar una tasa de descuento moderada a los APVP y los AVAD (en el estudio de Carga Global de Enfermedad [45] esta tasa se estableció en el 3%). En la Figura 62 se muestran los valores de los APVP aplicando distintas tasas de descuento.

Epidat 4 permite elegir entre usar o no de tasas de descuento en el cálculo de los APVP, y determinar su valor en el caso de que se decida tenerla en cuenta.

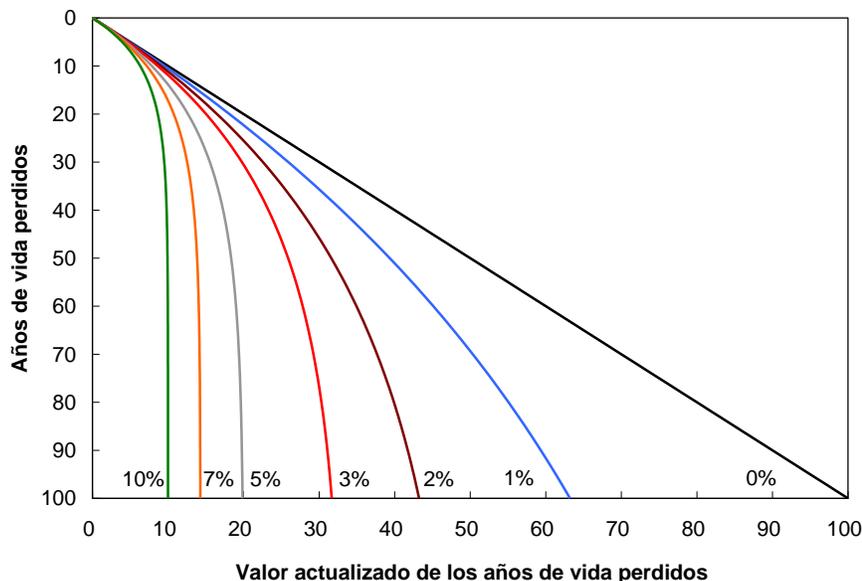


Figura 62. Efecto de la aplicación de diferentes tasas de descuento en el cálculo de los Años Potenciales de Vida Perdidos.

b) *Ponderación de los años en función de la edad a la que se viven.* El propio cálculo de los APVP implica, como se comentó al inicio de este apartado, una valoración diferencial de las defunciones según la edad a la que acontecen. Además de ello, cabe la posibilidad de tomar en consideración otro tipo de criterios en relación con la edad. Puede argumentarse que los años centrales de la vida son socialmente más valorados que los correspondientes a la primera infancia o a la vejez. A nivel individual, parece que las personas valoran más tener buena salud en las edades intermedias de la vida y, por tanto, lamentan más una muerte a esas edades, bien por considerar que sus capacidades son mayores entonces, o bien porque piensan que deben desarrollar tareas sociales y familiares más relevantes para los demás.

Desde la perspectiva social puede igualmente argumentarse que en los años centrales de la vida los individuos no sólo sostienen económicamente a los más jóvenes y más ancianos, sino que desarrollan además otra serie de funciones sociales de apoyo que repercuten favorablemente en la salud de los individuos de otras edades o, como en el caso de la reproducción, permiten perpetuar la población. Un fallecimiento a esas edades tiene consecuencias en todos estos ámbitos.

Epidat 4 permite establecer un factor K de ponderación de los años en función de la edad a la que se viven, con valores entre 0 (sin ponderación por edad) y 1 (máxima ponderación de las edades de adultos jóvenes en relación con los niños y los adultos maduros y ancianos). Su efecto esencial es incrementar la importancia relativa de las muertes y discapacidades en adultos jóvenes (Figura 63).

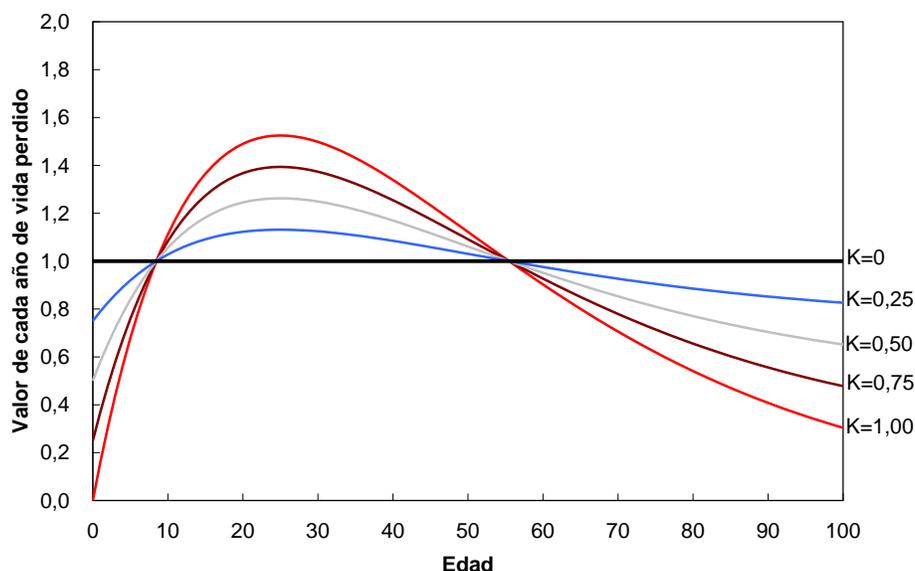


Figura 63. Valor por edad de cada año de vida perdido con aplicación de distintos valores del factor K de ponderación por edad.

La posibilidad de utilizar o no valoraciones sociales en el cálculo de los APVP, y la de seleccionar distintos valores para cada uno de ellos (ver ejemplo de la Figura 64) permite realizar análisis de sensibilidad comparando los resultados de distintas estimaciones para una misma población.

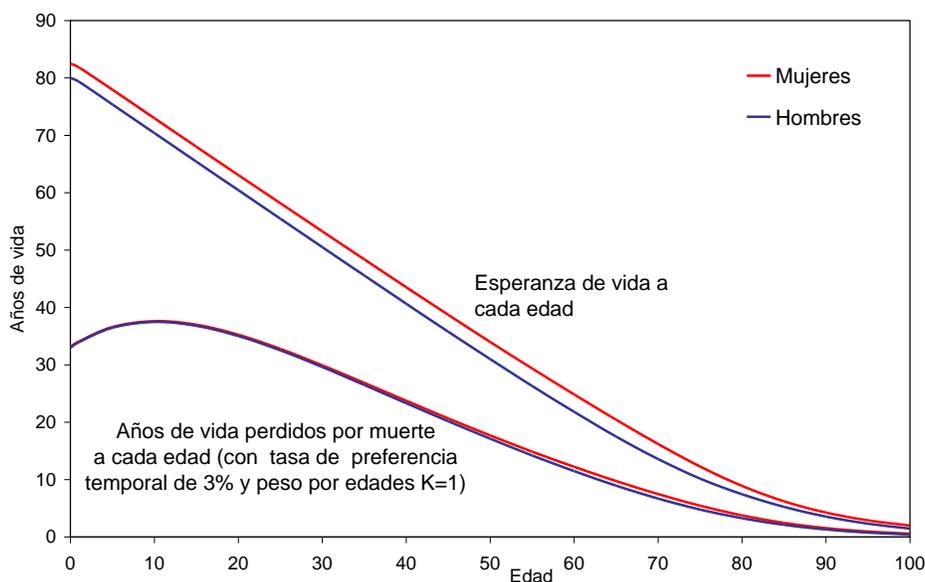


Figura 64. Años de Vida Perdidos por cada muerte sin valoraciones sociales (esperanza de vida a cada edad) y aplicando valoraciones sociales, calculados sobre la tabla estándar de Princeton por sexo y edad, familia oeste, nivel 26, modificada.

Los APVP han recibido críticas por ser tan dependientes de todas estas elecciones metodológicas (límites, valoraciones sociales). Ciertamente, quien quiera destacar la importancia de, por ejemplo, la mortalidad por Alzheimer frente a las atribuibles a otras dolencias, tenderá a decantarse por un límite que enfatice el peso de las personas ancianas –v.g., la esperanza de vida estándar- frente a límites fijos como 1-70 o 0-65, para los que apenas se obtendrían APVP por esta causa. Y viceversa, para subrayar el peso de causas como los accidentes de tráfico o el VIH-sida, interesará elegir un método que cargue la estimación sobre las edades jóvenes y minimice el efecto de las enfermedades propias de edades avanzadas, como 0-65 o 1-70. Visto así, podría considerarse que se puede manejar el indicador al antojo del usuario, lo que lo mediatizaría para fines científicos, por su enorme carga subjetiva. Sin embargo, esto es así siempre, implícita o explícitamente, también para aquellas medidas e indicadores que parecen en principio incontrovertibles. Todas se basan en pre-supuestos no siempre explicitados: la tasa bruta iguala el tamaño poblacional, pero no las estructuras por edades; la esperanza de vida se basa en el supuesto –irreal- de que las condiciones de mortalidad no cambiarán en el futuro; etc.. Lo importante, con los APVP, es expresar siempre las decisiones tomadas. No resulta aceptable presentar unos resultados de APVP sin explicitar el límite utilizado, así como las valoraciones sociales, caso de haberse aplicado. El lector atento podrá entonces interpretar adecuadamente las cifras, y los APVP podrán ser considerados como lo que realmente son, un excelente indicador para analizar las condiciones de mortalidad de la población, con sus muchas virtudes y –como cualquier otro indicador- con sus limitaciones.

#### 9.4.3. Manejo del submódulo de APVP

Este submódulo de Epidat 4 permite calcular años potenciales de vida perdidos, así como tasas de APVP, brutas y ajustadas por el método directo. El submódulo se divide en tres ventanas que tienen una estructura distinta y, por tanto, se explicarán por separado.

##### 1- APVP y tasa bruta. Una causa y varias poblaciones:

Este submódulo permite calcular APVP por una determinada causa en varias poblaciones a la vez y simultáneamente para hombres, mujeres y en global. Es necesario disponer de los siguientes datos para cada sexo y cada población (área geográfica, período temporal, etc):

- Defunciones por la causa analizada por edades simples o grupos de edad quinquenales y esperanzas de vida al nacer en los mismos grupos de edad, si se eligen límites de edad variables para el cálculo de los APVP.
- Población total, tasa de mortalidad infantil por mil y, en caso de calcular APVP para el total de la población, la razón entre sexos al nacer por cien.

Cada tabla de datos (datos por grupos de edad y datos globales) se puede introducir manualmente o puede importarse, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods). En ambos casos, entrada manual y automática, es necesario indicar, previamente, cuáles son las opciones elegidas para el sexo, si se trabaja con datos por edades simples o por grupos de edad quinquenales y cuál es el límite inferior del intervalo final abierto y, por último, cuáles son los límites elegidos para calcular los APVP; Epidat 4 permite seleccionar entre límites fijos, en cuyo caso se solicitan los valores de la edad inferior y de la superior para el análisis (por ejemplo, 1 y 70), y límites variables, que son las esperanzas de vida por edad de la población.

Para introducir los datos manualmente, es necesario definir el número de poblaciones para las que se calculan los años potenciales de vida perdidos. A continuación, hay que completar la tabla de datos correspondiente definida por el programa (datos por grupos de edad, datos globales o ambos).

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón “examinar”, seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En este caso, la tabla de datos por grupos de edad debe contener tantas filas como grupos de edad para cada una de las poblaciones y las siguientes variables:

- Una o varias variables que identifiquen las distintas poblaciones para las que se calculan APVP (hasta un máximo de 750), aunque sea solo una. Es necesario tener los datos de todas las poblaciones en los mismos grupos de edad, simples o quinquenales.
- Una variable con el límite inferior de los grupos de edad. Si son grupos quinquenales esta variable tendrá los valores: 0, 1, 5, 10, ..., w, donde w es el límite inferior del intervalo final abierto.
- Una o dos variables con las defunciones por grupos de edad para los sexos seleccionados. Si se seleccionan todas las opciones (hombres, mujeres y total) no es necesario introducir las defunciones globales porque el programa las calcula sumando las de hombres y las de mujeres.
- De una a tres variables con las esperanzas de vida por grupos de edad para los sexos seleccionados, si se eligen límites de edad variables para el cálculo de los APVP.
- Opcionalmente, una o dos variables con las poblaciones por grupos de edad para los sexos seleccionados. Si se seleccionan todas las opciones (hombres, mujeres y total) no es necesario introducir las poblaciones globales porque el programa las calcula sumando las de hombres y las de mujeres.

La tabla de datos globales debe contener tantas filas como poblaciones y las siguientes variables:

- Una o varias variables que identifiquen las distintas poblaciones para las que se calculan APVP (hasta un máximo de 750), aunque sea solo una. Es necesario que las poblaciones estén identificadas del mismo modo que en la tabla de datos por grupos de edad.
- De una a tres variables con la población total para cada sexo seleccionado, si no se introdujo por grupos de edad.
- De una a tres variables con las tasas de mortalidad infantil por mil para cada sexo seleccionado.
- Una variable con la razón entre sexos al nacer por cien, si se calculan los APVP para el total de la población.

Una vez cargados los datos hay que indicar al programa cuál es el modelo de tabla de Coale-Demeny que se debe utilizar (ver Anexo 2).

Opcionalmente, es posible aplicar valoraciones sociales (tasa de descuento y pesos por edades) y calcular APVP por grupos de edad definidos por el usuario. Esta opción es útil para calcular, posteriormente, tasas de APVP ajustadas por edad mediante el método directo.

## 2- APVP y tasa bruta. Varias causas y una población:

Este submódulo permite calcular APVP por una o más causas en una determinada población, y simultáneamente para hombres, mujeres y en global. Es necesario disponer de los siguientes datos para cada sexo:

- Defunciones por las causas analizadas, por edades simples o grupos de edad quinquenales.
- Esperanzas de vida al nacer en la población, por edades simples o grupos de edad quinquenales, si se eligen límites de edad variables para el cálculo de los APVP.
- Población total, tasa de mortalidad infantil (TMI) por mil y, en caso de calcular APVP para el total de la población, la razón entre sexos al nacer (RSN) por cien.

Los datos (excepto las TMI y la RSN) pueden introducirse manualmente o importarse, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods). En ambos casos es necesario indicar, previamente, cuáles son las opciones elegidas para el sexo, si se trabaja con datos por edades simples o por grupos de edad quinquenales y cuál es el límite inferior del intervalo final abierto y, por último, cuáles son los límites elegidos para calcular los APVP; Epidat 4 permite seleccionar entre límites fijos, en cuyo caso se solicitan los valores de la edad inferior y de la superior para el análisis (por ejemplo, 1 y 70), y límites variables, que son las esperanzas de vida por edad de la población.

Para introducir los datos manualmente, es necesario definir el número de causas para las que se calculan los años potenciales de vida perdidos y, a continuación, completar la tabla de datos definida por el programa.

Al optar por la entrada automática hay que cargar dos tablas por separado, la correspondiente a las defunciones y la de las esperanzas de vida. En ambos casos se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón “examinar”, seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En este caso, la tabla de defunciones debe contener tantas filas como grupos de edad para cada una de las causas y las siguientes variables:

- Una variable que identifique las distintas causas para las que se calculan APVP (hasta un máximo de 750), aunque sea solo una. Es necesario tener los datos de todas las causas en los mismos grupos de edad, simples o quinquenales.
- Una variable con el límite inferior de los grupos de edad. Si son grupos quinquenales esta variable tendrá los valores: 0, 1, 5, 10, ..., w, donde w es el límite inferior del intervalo final abierto.
- Una o dos variables con las defunciones por grupos de edad para los sexos seleccionados. Si se seleccionan todas las opciones (hombres, mujeres y total) no es necesario introducir las defunciones globales porque el programa las calcula sumando las de hombres y las de mujeres.

La tabla de las esperanzas de vida debe contener tantas filas como grupos de edad y las siguientes variables:

- Una variable con el límite inferior de los grupos de edad. Si son grupos quinquenales esta variable tendrá los valores: 0, 1, 5, 10, ..., w, donde w es el límite inferior del intervalo final abierto.

- De una a tres variables con las esperanzas de vida por grupos de edad para los sexos seleccionados, si se eligen límites de edad variables para el cálculo de los APVP.
- Opcionalmente, una o dos variables con las poblaciones por grupos de edad para los sexos seleccionados. Si se seleccionan todas las opciones (hombres, mujeres y total) no es necesario introducir las poblaciones globales porque el programa las calcula sumando las de hombres y las de mujeres.

Una vez cargados estos datos, hay que introducir manualmente las tasas de mortalidad infantil por mil para cada sexo seleccionado y la razón entre sexos al nacer, si se calculan los APVP para la población global de hombres y mujeres. También hay que introducir la población total para cada sexo seleccionado, si no se introdujo por grupos de edad. Finalmente, hay que indicar al programa cuál es el modelo de tabla de Coale-Demeny que se debe utilizar (ver Anexo 2).

Opcionalmente, es posible aplicar valoraciones sociales (tasa de descuento y pesos por edades) y calcular APVP por grupos de edad definidos por el usuario. Esta opción es útil para calcular, posteriormente, tasas de APVP ajustadas por edad mediante el método directo.

### 3- Tasa de APVP ajustada:

Este submódulo permite calcular tasas de APVP ajustadas por edad utilizando el método directo para varias poblaciones a la vez. Es necesario disponer de dos tablas de datos:

- Tabla de APVP y población por grupos de edad para cada una de las poblaciones en las que se calculan tasas ajustadas.
- Tabla de población estándar por grupos de edad.

Cada tabla de datos se puede introducir manualmente o puede importarse, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods).

Para introducir los datos manualmente, es necesario indicar el número de grupos de edad con los que se trabaja, y el número de poblaciones en las que se calculan tasas ajustadas. A continuación, hay que completar la tabla de datos definida por el programa.

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón "examinar", seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En este caso, la tabla de APVP y poblaciones debe contener tantas filas como grupos de edad para cada una de las poblaciones y las siguientes variables:

- Una o varias variables que identifiquen las distintas poblaciones para las que se ajustan tasas de APVP (hasta un máximo de 750), aunque sea solo una. Es necesario tener los datos de todas las poblaciones en los mismos grupos de edad.
- Una variable con el límite inferior de los grupos de edad, que pueden tener cualquier estructura.
- Una variable con el número de APVP por grupos de edad.
- Una variable con la población por grupos de edad.

La tabla de la población estándar debe contener tantas filas como grupos de edad y las siguientes variables:

- Una variable con el límite inferior de los grupos de edad, que pueden tener cualquier estructura. Estos grupos de edad deben ser los mismos que los de la tabla de APVP.
- Una variable con la población estándar por grupo de edad.

En los resultados se presenta una tabla con el total de APVP, la tasa bruta y la tasa ajustada, ambas por mil, para cada población.

**Ejemplo 1:** Años potenciales de vida perdidos por todas las causas en España, año 1995.

La Tabla 12 contiene las defunciones totales y la población de residentes en España de 1995 por sexo y grupos de edad quinquenales. Con estos datos se van a calcular los años potenciales de vida perdidos en España en el año 1995, usando distintos límites. Los datos se refieren a una única causa y una única población, por lo tanto, es posible utilizar cualesquiera de las dos opciones disponibles en el submódulo de APVP y tasa bruta: *Una causa y varias poblaciones* o *Varias causas y una población*. En esta ilustración se utilizará la primera de dichas opciones.

Tabla 12.- Defunciones y población por edad y sexo de residentes en España, año 1995 (Fuente: INE).

Edad	Hombres		Mujeres	
	Defunciones	Población	Defunciones	Población
0	1.090	196.742	894	184.028
1-4	283	801.569	236	751.887
5-9	209	1.054.938	145	1.000.107
10-14	280	1.296.247	198	1.233.073
15-19	1.026	1.605.185	368	1.532.610
20-24	1.742	1.692.648	535	1.623.460
25-29	2.728	1.643.681	816	1.590.852
30-34	3.810	1.552.629	1.129	1.527.143
35-39	3.374	1.404.817	1.265	1.401.475
40-44	3.340	1.243.825	1.424	1.246.221
45-49	4.780	1.188.847	1.912	1.206.104
50-54	6.082	1.044.842	2.520	1.074.244
55-59	8.819	948.460	3.573	1.014.351
60-64	14.824	1.028.147	6.277	1.133.943
65-69	20.157	901.577	9.794	1.052.259
70-74	25.582	705.701	15.155	906.066
75-79	25.131	436.601	21.949	674.715
80-84	26.953	271.600	31.845	491.018
85+	32.637	172.481	61.061	375.618

Se calculan los APVP para cinco límites distintos: 0-65, 1-70, esperanza de vida al nacer (74,5 para los hombres y 81,85 para las mujeres), esperanza de vida a cada edad, y esperanza de vida a cada edad de una tabla estándar (Princeton, oeste-26 modificada, Tabla 11). Los datos están

disponibles en la hoja *Todas las causas* del archivo APVP-ESPAÑA1995.xls incluido en Epidat 4. La tasa de mortalidad infantil en España en 1995 era de 5,55 por mil en hombres y de 4,86 por mil en mujeres.

Para calcular los APVP utilizando como límite la esperanza de vida al nacimiento,  $e(0)$ , hay que hacer los cálculos por separado para hombres y para mujeres, y considerar límites fijos: 0 para la edad inferior y  $e(0)$  para la superior. En todos los casos, se carga de forma automática la tabla de defunciones, junto con las poblaciones, y las esperanzas de vida cuando procede, mientras que las tasas de mortalidad infantil se introducen de forma manual en la "Tabla de población". Como ejemplo, se muestran los APVP calculados con Epidat 4 para límites 0-65 (totales y por grupos de edad decenales).

Resultados con Epidat 4:

Entrada automática (Tabla de defunciones):

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\APVP-ESPAÑA1995.xls  
 Tabla: Todas las causas  
 Variables:

Identificadores de población: POBLACIÓN  
 Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
 Defunciones en hombres: DEF\_H  
 Población de hombres : POB\_H  
 Defunciones en mujeres: DEF\_M  
 Población de mujeres : POB\_M

**Datos:**

Sexo: Hombres, mujeres  
 Grupos de edad: Grupos quinquenales  
 Intervalo final abierto: 85 y más  
 Límites para el análisis fijos: a = 0, b = 65,0  
 Modelo de tabla (Coale y Demeny): Norte

Calcular APVP por grupos de edad:

Grupos de edad: Decenales

**Resultados:**

APVP entre a y b años:

Población	Hombres		Mujeres	
	APVP	Tasa de APVP	APVP	Tasa de APVP
España-1995	894.802	53,57	373.269	22,6

APVP por grupos de edad:

Población	Grupo de edad	Hombres		Mujeres	
		APVP	Tasa de APVP	APVP	Tasa de APVP
España-1995	0 a 4	88.377	88,53	72.749	77,73
España-1995	5 a 14	26.718	11,36	18.733	8,39
España-1995	15 a 24	122.770	37,23	40.218	12,74
España-1995	25 a 34	226.125	70,75	67.293	21,58
España-1995	35 a 44	167.935	63,4	66.828	25,24
España-1995	45 a 54	159.675	71,48	64.960	28,49
España-1995	55 a 64	103.203	52,21	42.490	19,78

En cuanto al modelo de tabla, aunque España contribuyó a generar el modelo sur de Princeton (en las ediciones de 1966 y 1983), con los cambios de patrón epidemiológico, desde principios de los ochenta España se acomoda mejor al modelo norte que a cualquier otro (edición de 1989).

En la Tabla 13 se recogen los resultados totales para todos los límites considerados.

Tabla 13.- APVP total y tasa de APVP por mil, según distintos límites. España 1995.

Límites	Hombres		Mujeres	
	APVP	Tasa de APVP	APVP	Tasa de APVP
0-65	894.802	53,57	373.269	22,60
1-70	1.130.893	64,97	441.692	25,40
e(0) propia	1.584.741	86,55	1.106.351	57,77
e(x) propia	2.680.084	139,66	1.867.857	93,30
e(x) estándar	2.874.225	149,77	1.887.840	94,30

Como se puede apreciar, hay grandes diferencias según el límite elegido. Los APVP estimados mediante la tabla de mortalidad estándar son tres veces mayores en los varones y cinco veces mayores en las mujeres que los calculados con el límite 0-65. La comparación gráfica de los resultados por grupos de edad, ahora quinquenales, permite detallar la razón de estas diferencias (Figura 65).

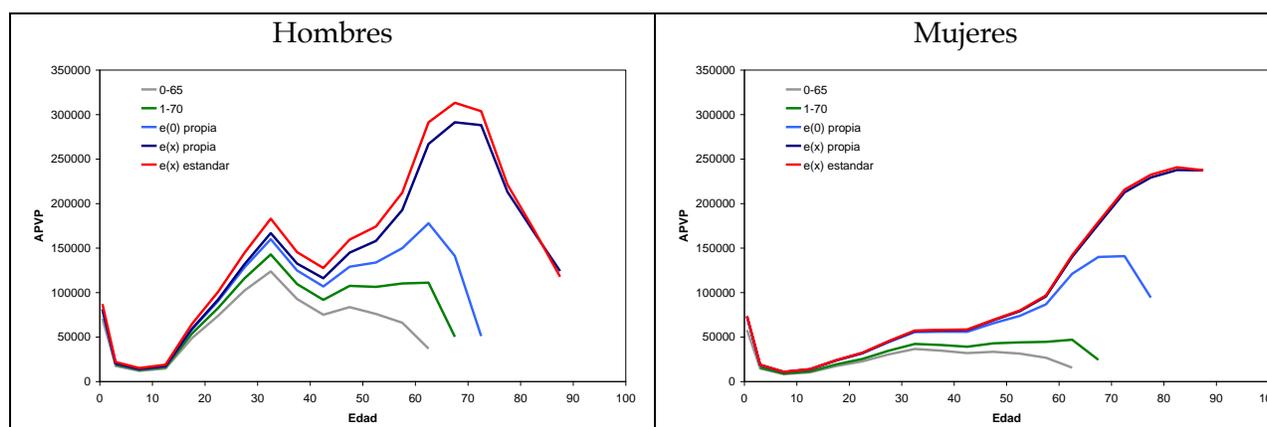


Figura 65.- Años potenciales de vida perdidos por edad y sexo según distintos límites. España, año 1995.

Cuanto más baja es la edad límite, tanto menor resulta ser el número de APVP obtenidos a cada edad, y antes se extingue la serie. Lógicamente, por ejemplo, no hay un solo APVP en el grupo de edad 65-69 y sucesivos en la estimación que toma como límite la edad 65. Por su parte, las curvas de los límites móviles  $-e(x)$  propia y  $e(x)$  estándar- no sólo otorgan mayores pérdidas también a las edades jóvenes y abarcan todo el rango de edades, sino que es en las edades de adultos maduros y ancianos donde alcanzan los mayores valores de APVP. Es ahí, fundamentalmente, donde se encuentra la explicación para las grandes diferencias entre estimaciones. La notable similitud entre las dos series de límites móviles utilizadas en el ejemplo, tanto en varones como, sobre todo, en mujeres, se debe a la proximidad de la tabla de mortalidad española de 1995 con la tabla modelo utilizada en el estándar. La comparación entre

los gráficos de ambos sexos lleva también a interesantes conclusiones. La edad modal es mayor en estas últimas que en aquéllos que tienen una mortalidad con un calendario algo más joven. Sin embargo, el valor modal es más elevado en hombres, tanto en valores absolutos como en tasas específicas de APVP por edad, porque justamente al tener una mortalidad más temprana, en los varones las pérdidas por muerte son mayores.

Quizás la diferencia más llamativa entre ambos sexos es la presencia en los varones y ausencia en las mujeres de una segunda moda en el tramo de los adultos jóvenes. Esto tiene que ver con el efecto de una serie de causas de defunción propias de esas edades, cuya incidencia era mucho mayor en los varones, y que a mediados de los años noventa del siglo XX alcanzaron sus más altas tasas de mortalidad: el vih-sida, los accidentes de tráfico y el abuso de drogas. El número de muertes que generaron y su peso en el conjunto de las defunciones de esos años fue menor que el de otras causas con mayores tasas de mortalidad –enfermedad cerebrovascular, cáncer de pulmón o cáncer de mama, por ejemplo- pero al afectar a un grupo de edades significativamente más joven, los APVP por muerte fueron muy importantes (Figura 66).

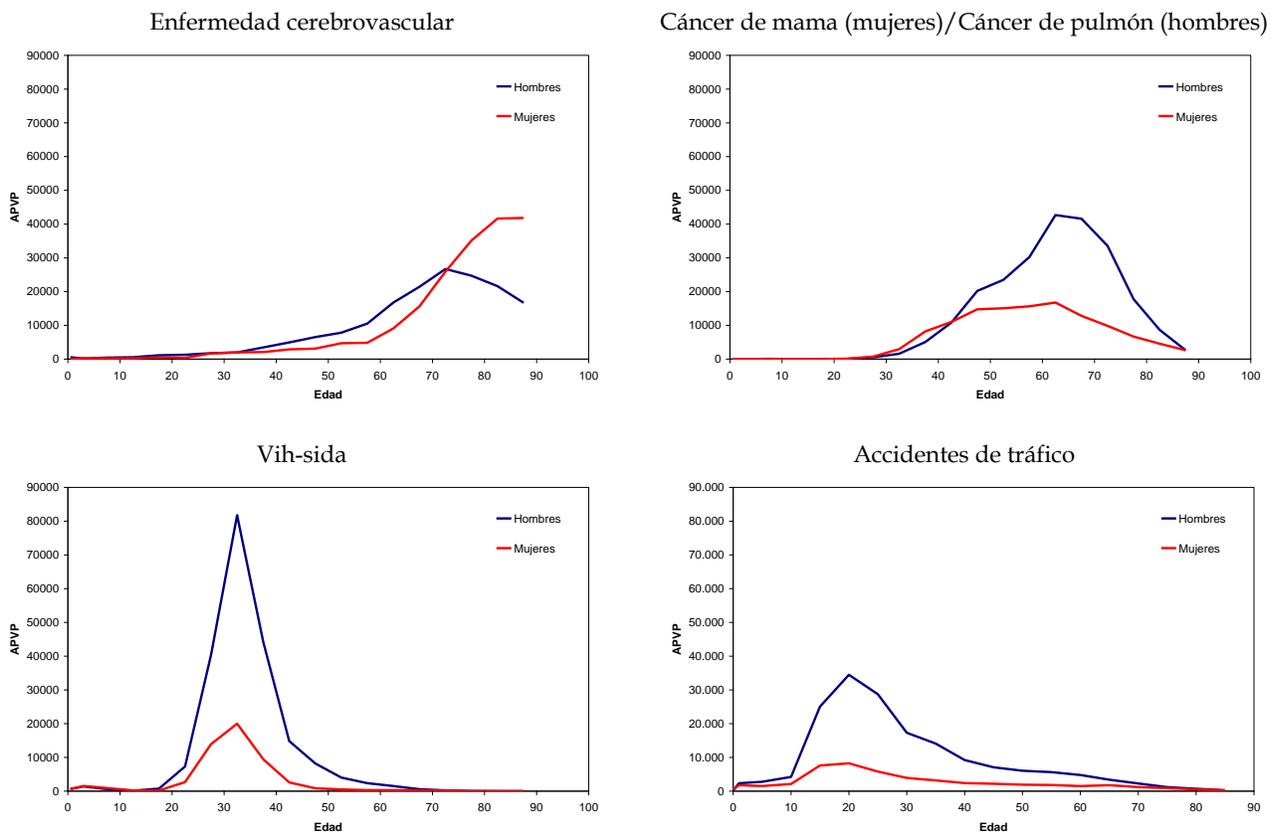


Figura 66.- APVP (límite tabla estándar) por sexo y edad para varias causas seleccionadas: enfermedad cerebrovascular, cáncer de pulmón (hombres), cáncer de mama (mujeres), VIH-sida y accidentes de tráfico. España, año 1995.

**Ejemplo 2:** Años potenciales de vida perdidos por causa (capítulos de la CIE-9) en España, año 1995.

En la Tabla 14 se presenta un extracto de la información sobre defunciones por causa de muerte (capítulos de la CIE-9) registradas en España en el año 1995 (varones). La tabla completa, para todas las edades, hombres y mujeres, y todos los capítulos de la CIE-9, se encuentra disponible en la hoja *Capítulos CIE* del archivo APVP-ESPAÑA1995.xls incluido en Epidat 4. Estos datos, junto con los tamaños poblacionales por grupos de edad y sexo que ya se presentaban en la Tabla 12 y las series de esperanzas de vida estándar de la Tabla 11 (hoja *Todas las causas* del mismo archivo) permiten calcular los APVP por causa, sexo y edad. Se calculan también para el límite 1-70, con el fin de poner de manifiesto las diferencias en los resultados según el límite seleccionado. Los datos por causa están disponibles.,

Tabla 14.- Defunciones por causa (capítulos de la CIE-9), sexo y edad en España, año 1995 (extracto). (Fuente: INE).

Hombres	Causa				
	I	II	III	...	XVIII
Edad					
0	13	13	31	...	37
1-4	16	47	27	...	84
5-9	2	57	14	...	73
10-14	8	57	7	...	117
15-19	16	102	21	...	712
20-24	19	118	127	...	1.245
25-29	30	161	753	...	1.321
...	...	...	...	...	...
85+	355	5.171	763	...	512

Para hacer el cálculo en Epidat 4 hay que usar el submódulo de *Varias causas y una población*, y cargar de forma automática dos tablas de datos: la tabla de defunciones por causa y grupos de edad (hoja *Capítulos CIE* del archivo APVP-ESPAÑA1995.xls) y la tabla de poblaciones y esperanzas de vida estándar por grupos de edad (hoja *Todas las causas* del mismo archivo). Como en el Ejemplo 1, las tasas de mortalidad infantil (5,55 por mil en hombres y 4,86 por mil en mujeres) se introducen de forma manual, y el modelo de tabla es el Norte.

Resultados con Epidat 4 (considerando como límites las esperanzas de vida estándar):

**Resultados:**

APVP:

Causa	Hombres		Mujeres	
	APVP	Tasa de APVP	APVP	Tasa de APVP
0-Todas las causas	2.913.808	151,84	1.903.977	95,11
I-Enfermedades Infecciosas y parasitarias	39.534	2,06	28.759	1,44
II-Tumores	853.678	44,48	555.782	27,76
III-Enfermedades de las glándulas endocrinas, nutrición, ...	253.870	13,23	122.297	6,11
IV-Enfermedades de la sangre y de los órganos hematop...	9.594	0,5	9.628	0,48
V-Trastornos mentales	29.427	1,53	42.023	2,1
VI-Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos d...	50.497	2,63	50.623	2,53
VII-Enfermedades del aparato circulatorio	701.244	36,54	605.428	30,24
VIII-Enfermedades del aparato respiratorio	215.935	11,25	110.914	5,54
IX-Enfermedades del aparato digestivo	165.267	8,61	94.460	4,72
X-Enfermedades del aparato genitourinario	34.300	1,79	33.929	1,69
XI-Complicaciones del embarazo, del parto y del puerperio	0	0	559	0,03
XII-Enfermedades de la piel y del tejido celular subcutáneo	1.779	0,09	3.164	0,16
XIII-Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido...	6.532	0,34	17.140	0,86
XIV-Anomalías congénitas	42.276	2,2	39.584	1,98
XV-Ciertas afecciones periodo perinatal	38.891	2,03	31.022	1,55
XVI-Signos y síntomas mal definidos	45.708	2,38	31.400	1,57
XVIII-Traumatismos y envenenamientos	425.277	22,16	127.264	6,36

Resultados con Epidat 4 (considerando límites fijos 1-70):

**Resultados:**

APVP entre 1 y 70 años:

Causa	Hombres		Mujeres	
	APVP	Tasa de APVP	APVP	Tasa de APVP
0-Todas las causas	1.152.276	66,19	449.605	25,86
I-Enfermedades Infecciosas y parasitarias	16.780	0,96	8.315	0,48
II-Tumores	293.819	16,88	174.243	10,02
III-Enfermedades de las glándulas endocrinas, nutrición, ...	167.948	9,65	47.083	2,71
IV-Enfermedades de la sangre y de los órganos hematop...	3.319	0,19	2.442	0,14
V-Trastornos mentales	6.733	0,39	2.665	0,15
VI-Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos d...	21.419	1,23	15.690	0,9
VII-Enfermedades del aparato circulatorio	192.125	11,04	65.697	3,78
VIII-Enfermedades del aparato respiratorio	47.338	2,72	15.420	0,89
IX-Enfermedades del aparato digestivo	64.632	3,71	20.767	1,19
X-Enfermedades del aparato genitourinario	7.396	0,42	5.504	0,32
XI-Complicaciones del embarazo, del parto y del puerperio	0	0	413	0,02
XII-Enfermedades de la piel y del tejido celular subcutáneo	475	0,03	398	0,02
XIII-Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido...	1.478	0,08	2.543	0,15
XIV-Anomalías congénitas	10.309	0,59	7.775	0,45
XV-Ciertas afecciones periodo perinatal	564	0,03	448	0,03
XVI-Signos y síntomas mal definidos	18.880	1,08	5.867	0,34
XVIII-Traumatismos y envenenamientos	299.061	17,18	74.335	4,28

Usando como límite las esperanzas de vida estándar, las principales causas de APVP son los tumores y las enfermedades del sistema circulatorio (intercambiando el orden según el sexo), lo que concuerda con el *ranking* de tasas de mortalidad por causa. Sin embargo, la siguiente causa de APVP son las causas externas, y los trastornos de la inmunidad, endocrinos y del metabolismo, por delante de causas claramente más mortíferas en España, como las respiratorias o digestivas. Este reordenamiento tiene que ver, obviamente, con la ponderación que los APVP hacen de las muertes en función de la edad a la que acontecen. Una parte muy importante de las causas externas corresponde a causas específicas muy concentradas en edades jóvenes. Y algo semejante ocurre con el capítulo III de la CIE-9 (en las estadísticas de causas de defunción de ese año el VIH-sida se encontraba en este capítulo, aunque posteriormente fue trasladado al capítulo de enfermedades infecciosas).

El uso del criterio 1-70 como límite resalta la sobrevaloración de estas causas propias de edades jóvenes. Las causas externas pasan a ser la primera causa de APVP en varones, y la segunda en mujeres, sólo superada por los tumores y muy por encima de las enfermedades circulatorias, que con el anterior límite destacaban por encima de cualquiera otra.

La comparación gráfica entre ambos límites (Figura 67) pone de manifiesto cómo la tabla estándar tiene en consideración las causas que afectan a la población envejecida, mientras que el límite 1-70 las minimiza y magnifica las que afectan a edades más tempranas. Los trastornos mentales en mujeres –que incluyen principalmente las demencias como causa de defunción– cuentan con 15 veces más APVP según la tabla estándar que con el criterio 1-70. Las enfermedades del sistema circulatorio (9,2 a 1) y del aparato respiratorio (7,2 veces) les siguen. En el otro extremo, son justamente las causas externas las que muestran una razón más igualada (1,7 en mujeres, 1,4 en hombres). Significativamente, en las mujeres –con una mayor proporción de muertes por encima de los 70 años, un 80,7 por ciento del total– estas razones son más elevadas que en los hombres (con 60,3 muertes de cada cien en el grupo 70 y más).

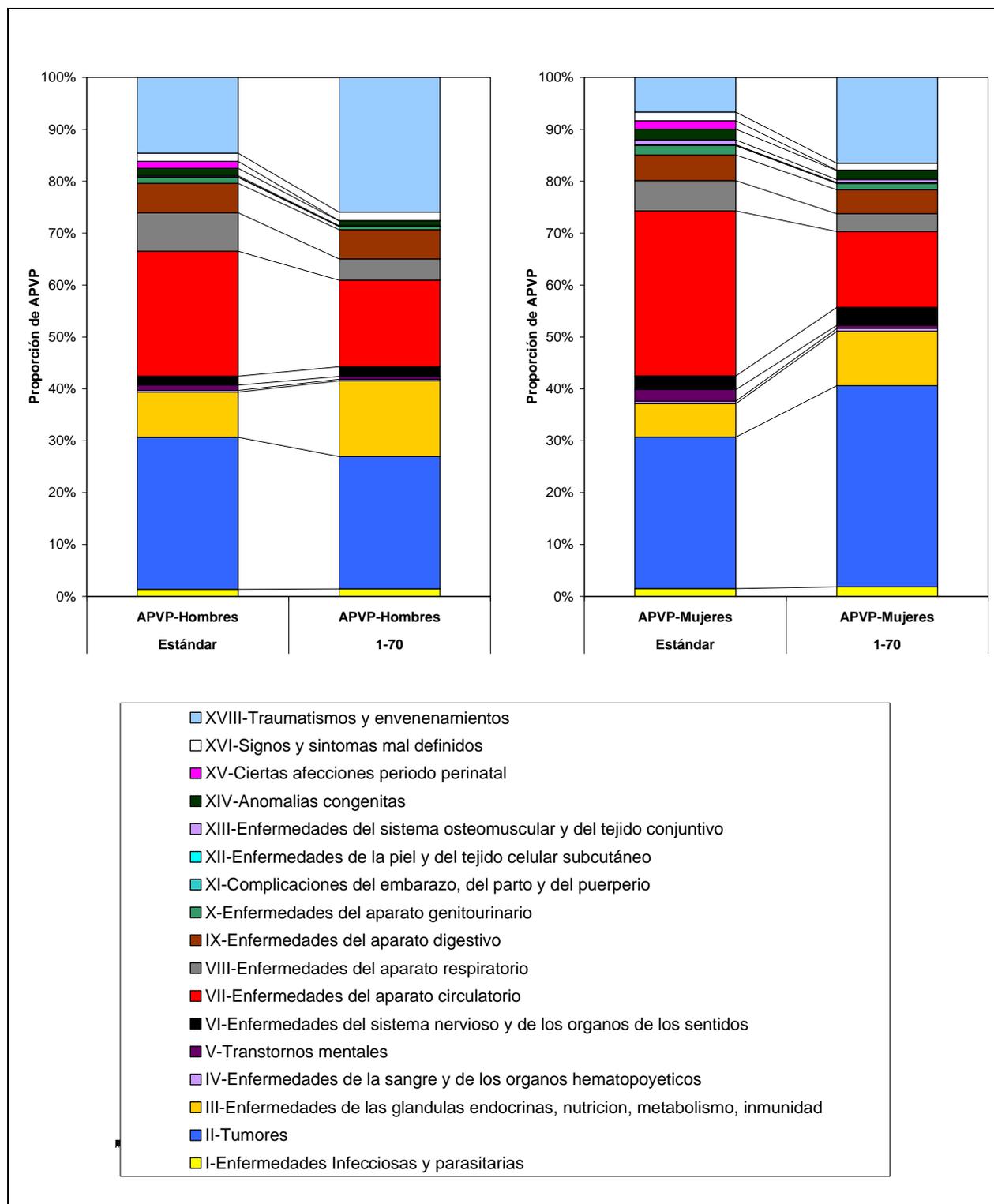


Figura 67.- APVP por sexo y causa (capítulos de la CIE-9), para dos límites (tabla estándar y 1-70). España, año 1995.

**Ejemplo 3:** Años potenciales de vida perdidos con valoraciones sociales por causa (capítulos de la CIE-9) en España, año 1995.

Con los mismos datos utilizados en el Ejemplo 2, se han recalculado los APVP (límite tabla estándar) aplicando valoraciones sociales. Se han estimado para tres alternativas: (a) tasa de descuento del 3 por ciento para la preferencia temporal, y con ponderación por edades de  $K=1$ ; (b) tasa de descuento del 3 por ciento para la preferencia temporal, y sin ponderación por edades; y (c) sin tasa de descuento para la preferencia temporal, y con ponderación por edades de  $K=1$ . Los resultados globales se presentan en la Tabla 15, junto con los obtenidos en el Ejemplo 2 sin valoraciones sociales.

Tabla 15.- APVP por sexo (límite tabla estándar) sin valoraciones sociales ( $r=0\%$   $K=0$ ), y con distintas valoraciones sociales ( $r=3\%$   $K=1$ ;  $r=3\%$   $K=0$ ;  $r=0\%$   $K=1$ ). España, año 1995.

Causa	APVP sin valoraciones sociales		APVP con valoraciones sociales: $r=3\%$ , $K=1$	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
0-Todas las causas	2.913.808	1.903.977	1.497.405	871.043
I-Enfermedades Infecciosas y parasitarias	39.534	28.759	20.408	13.344
II-Tumores	853.678	555.782	435.923	266.720
III-Enfermedades de las glándulas endocrinas, nutrición, metabolismo, ir	253.870	122.297	142.317	59.648
IV-Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos	9.594	9.628	4.766	4.437
V-Transtornos mentales	29.427	42.023	13.996	17.386
VI-Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos	50.497	50.623	25.876	23.764
VII-Enfermedades del aparato circulatorio	701.244	605.428	346.564	260.975
VIII-Enfermedades del aparato respiratorio	215.935	110.914	104.385	48.243
IX-Enfermedades del aparato digestivo	165.267	94.460	85.439	43.379
X-Enfermedades del aparato genitourinario	34.300	33.929	16.425	15.085
XI-Complicaciones del embarazo, del parto y del puerperio	0	559	0	312
XII-Enfermedades de la piel y del tejido celular subcutáneo	1.779	3.164	864	1.355
XIII-Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo	6.532	17.140	3.086	7.439
XIV-Anomalías congénitas	42.276	39.584	18.947	16.961
XV-Ciertas afecciones periodo perinatal	38.891	31.022	16.162	12.570
XVI-Signos y síntomas mal definidos	45.708	31.400	23.071	13.458
XVIII-Traumatismos y envenenamientos	425.277	127.264	239.179	65.966
Causa	APVP con valoraciones sociales: $r=3\%$ , $K=0$		APVP con valoraciones sociales: $r=0\%$ , $K=1$	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
0-Todas las causas	2.041.802	1.412.447	2.169.416	1.218.552
I-Enfermedades Infecciosas y parasitarias	27.146	20.265	30.139	19.751
II-Tumores	636.901	401.223	583.943	368.997
III-Enfermedades de las glándulas endocrinas, nutrición, metabolismo, ir	148.447	82.417	230.639	90.312
IV-Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos	6.815	7.155	6.982	6.193
V-Transtornos mentales	23.507	36.164	18.006	20.601
VI-Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos	33.834	34.774	39.664	36.089
VII-Enfermedades del aparato circulatorio	543.435	501.351	452.269	320.682
VIII-Enfermedades del aparato respiratorio	170.658	89.587	134.931	61.740
IX-Enfermedades del aparato digestivo	120.149	72.477	117.200	57.291
X-Enfermedades del aparato genitourinario	27.285	27.027	21.121	19.335
XI-Complicaciones del embarazo, del parto y del puerperio	0	286	0	539
XII-Enfermedades de la piel y del tejido celular subcutáneo	1.382	2.612	1.145	1.695
XIII-Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo	5.231	13.934	3.974	9.434
XIV-Anomalías congénitas	17.196	15.648	45.033	41.340
XV-Ciertas afecciones periodo perinatal	14.773	11.549	41.797	32.780
XVI-Signos y síntomas mal definidos	29.289	23.712	37.206	19.473
XVIII-Traumatismos y envenenamientos	235.752	72.265	405.367	112.302

La aplicación de una tasa de descuento  $r$  del 3 por ciento y una ponderación por edades de  $K=1$  reduce aproximadamente a la mitad el número original de APVP, pero mantiene aproximadamente igual el peso relativo de cada causa de muerte sobre el total de APVP (Tabla 16). La aplicación solo de tasa de descuento, pero no de ponderación por edad, aumenta el peso relativo de las causas que afectan a edades avanzadas (circulatorias, respiratorias, tumores –en hombres–) y reduce el de aquéllas que afectan a edades jóvenes (externas, perinatales, congénitas). El efecto inverso se aprecia al aplicar únicamente un factor alto de ponderación por edad, sin tasa de descuento por preferencia temporal.

Tabla 16.- Proporción de APVP por sexo (límite tabla estándar) sin valoraciones sociales ( $r=0\%$   $K=0$ ), y con distintas valoraciones sociales ( $r=3\%$   $K=1$ ;  $r=3\%$   $K=0$ ;  $r=0\%$   $K=1$ ). España, año 1995.

Causa	APVP sin valoraciones sociales		APVP con valoraciones sociales: $r=3\%$ , $K=1$	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
0-Todas las causas	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
I-Enfermedades Infecciosas y parasitarias	1,4%	1,5%	1,4%	1,5%
II-Tumores	29,3%	29,2%	29,1%	30,6%
III-Enfermedades de las glándulas endocrinas, nutrición, metabolismo, ir	8,7%	6,4%	9,5%	6,8%
IV-Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos	0,3%	0,5%	0,3%	0,5%
V-Transtornos mentales	1,0%	2,2%	0,9%	2,0%
VI-Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos	1,7%	2,7%	1,7%	2,7%
VII-Enfermedades del aparato circulatorio	24,1%	31,8%	23,1%	30,0%
VIII-Enfermedades del aparato respiratorio	7,4%	5,8%	7,0%	5,5%
IX-Enfermedades del aparato digestivo	5,7%	5,0%	5,7%	5,0%
X-Enfermedades del aparato genitourinario	1,2%	1,8%	1,1%	1,7%
XI-Complicaciones del embarazo, del parto y del puerperio	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
XII-Enfermedades de la piel y del tejido celular subcutáneo	0,1%	0,2%	0,1%	0,2%
XIII-Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo	0,2%	0,9%	0,2%	0,9%
XIV-Anomalías congénitas	1,5%	2,1%	1,3%	1,9%
XV-Ciertas afecciones periodo perinatal	1,3%	1,6%	1,1%	1,4%
XVI-Signos y síntomas mal definidos	1,6%	1,6%	1,5%	1,5%
XVIII-Traumatismos y envenenamientos	14,6%	6,7%	16,0%	7,6%
Causa	APVP con valoraciones sociales: $r=3\%$ , $K=0$		APVP con valoraciones sociales: $r=0\%$ , $K=0$	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
0-Todas las causas	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
I-Enfermedades Infecciosas y parasitarias	1,3%	1,4%	1,4%	1,6%
II-Tumores	31,2%	28,4%	26,9%	30,3%
III-Enfermedades de las glándulas endocrinas, nutrición, metabolismo, ir	7,3%	5,8%	10,6%	7,4%
IV-Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos	0,3%	0,5%	0,3%	0,5%
V-Transtornos mentales	1,2%	2,6%	0,8%	1,7%
VI-Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos	1,7%	2,5%	1,8%	3,0%
VII-Enfermedades del aparato circulatorio	26,6%	35,5%	20,8%	26,3%
VIII-Enfermedades del aparato respiratorio	8,4%	6,3%	6,2%	5,1%
IX-Enfermedades del aparato digestivo	5,9%	5,1%	5,4%	4,7%
X-Enfermedades del aparato genitourinario	1,3%	1,9%	1,0%	1,6%
XI-Complicaciones del embarazo, del parto y del puerperio	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
XII-Enfermedades de la piel y del tejido celular subcutáneo	0,1%	0,2%	0,1%	0,1%
XIII-Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo	0,3%	1,0%	0,2%	0,8%
XIV-Anomalías congénitas	0,8%	1,1%	2,1%	3,4%
XV-Ciertas afecciones periodo perinatal	0,7%	0,8%	1,9%	2,7%
XVI-Signos y síntomas mal definidos	1,4%	1,7%	1,7%	1,6%
XVIII-Traumatismos y envenenamientos	11,5%	5,1%	18,7%	9,2%

**Ejemplo 4:** Tasa ajustada de años potenciales de vida perdidos para dos poblaciones, Canarias y Galicia, año 2008.

El archivo APVP-CANARIAS-GALICIA.xls, incluido en Epidat 4, contiene una tabla (hoja *Datos por edad*) con las defunciones y poblaciones por sexo y grupos de edad quinquenales de las Comunidades Autónomas de Canarias y Galicia para el año 2008 (datos procedentes del Instituto Nacional de Estadística). La tabla también contiene las esperanzas de vida por edad de una tabla modelo (Princeton, oeste-26 modificada, datos de la Tabla 11). Las tasas de mortalidad infantil por mil, en hombres y mujeres, respectivamente, son: 3,9 y 3,6 en Canarias, y 4,2 y 2,5 en Galicia.

Esos datos permiten estimar los APVP en hombres y mujeres de Galicia y Canarias en el año 2008, utilizando como límites las esperanzas de vida estándar a cada edad. Para ello hay que utilizar la ventana de *Una causa y varias poblaciones* del submódulo de APVP de Epidat 4, y cargar de forma automática la tabla con las defunciones, poblaciones y esperanzas de vida por edad. Las TMI pueden introducirse manualmente.

Resultados con Epidat 4:

Entrada automática (Tabla de defunciones):

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\APVP-CANARIAS-GALICIA.xls  
 Tabla: Datos por edad  
 Variables:

Identificadores de población: POBLACIÓN  
 Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
 Defunciones en hombres: DEF\_H  
 Población de hombres : POB\_H  
 Esperanza de vida en hombres: EV\_H  
 Defunciones en mujeres: DEF\_M  
 Población de mujeres : POB\_M  
 Esperanza de vida en mujeres: EV\_M

**Datos:**

Sexo: Hombres, mujeres  
 Grupos de edad: Grupos quinquenales  
 Intervalo final abierto: 85 y más  
 Límites para el análisis: Esperanzas de vida por edad  
 Modelo de tabla (Coale y Demeny): Norte

**Resultados:**

APVP:

Población	Hombres		Mujeres	
	APVP	Tasa de APVP	APVP	Tasa de APVP
Canarias-2008	117.569	113,99	77.008	74,76
Galicia-2008	185.096	140,37	131.382	92,56

Dado que los tamaños de población de ambas Comunidades Autónomas son distintos (2.061.499 en Canarias, 2.738.098 en Galicia a 1 de julio de 2008, según la estimación del INE) se hace necesario, para poder comparar los APVP, calcular las tasas respectivas. Los resultados señalan que Galicia cuenta con peores condiciones de mortalidad que Canarias, tanto en hombres como en mujeres. Esta comparación sólo sería válida si la distribución por edad de ambas poblaciones fuera semejante; sin embargo, y pese a que el profundo descenso de la fecundidad ha sido semejante en ambas poblaciones, hay notables diferencias entre una y otra, fundamentalmente por la mayor proporción de personas adultas maduras, viejas y ancianas en Galicia (Figura 68). Como consecuencia, el índice de envejecimiento es de 80,7 por cien en Canarias, y de 187,7 por cien en Galicia.

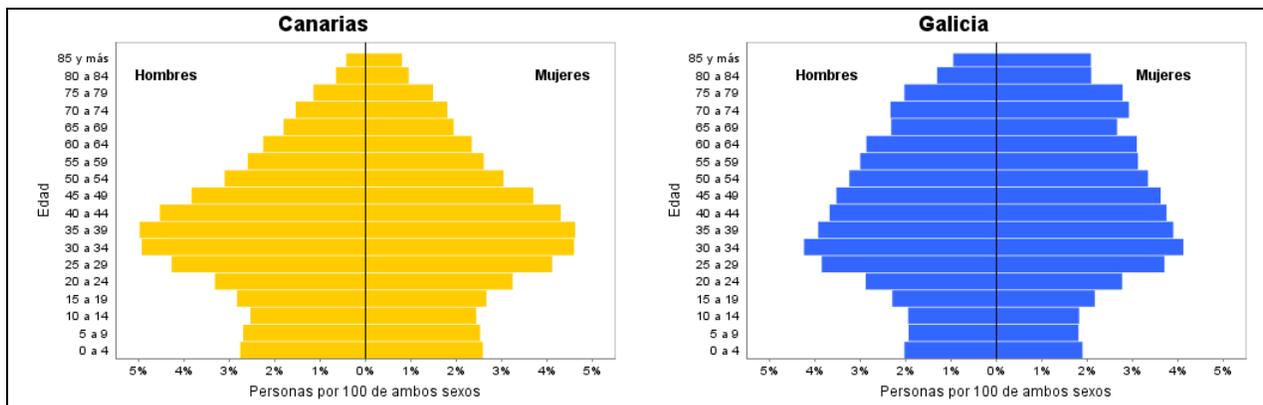


Figura 68. Pirámides de población. Canarias y Galicia, año 2008.

En cuanto a la mortalidad, la esperanza de vida al nacer en Canarias es de 80,14 años (77,12 en hombres y 83,28 en mujeres), mientras que en Galicia es claramente mayor (81,19, 77,66 y 84,66 años, respectivamente), lo que contradice lo reflejado por las tasas brutas de APVP.

Por todo ello, se hace necesario ajustar las tasas de APVP y superar así el efecto de confusión que provoca la diferencia en la estructura por edades entre ambas poblaciones. Epidat 4 permite realizar una estandarización directa (población-tipo), introduciendo la distribución por edad de una población que se toma como estándar de referencia. Previamente hay que calcular los APVP por grupos de edad, en este ejemplo quinquenales, y guardar los resultados en un archivo, al que hay que añadir la población en esos grupos de edad. Los datos de Canarias y Galicia están incluidos en el archivo APVP-CANARIAS-GALICIA.xls, en dos hojas que tienen la misma información, pero distinta estructura: *APVP-edad y sexo* y *APVP-edad*. La primera permite ajustar los APVP por CCAA y sexo simultáneamente, utilizando la misma población estándar para hombres y mujeres. La segunda hoja sirve para ajustar las tasas de APVP de Canarias y Galicia con una población estándar para hombres y otra para mujeres; en tal caso, el ajuste debe hacerse de modo independiente para cada sexo.

Como se discute en el módulo de ajuste de tasas (véase apartado 8.1), caben distintas alternativas para elegir la población de referencia de una estandarización directa. A continuación se presentan los resultados de ajustes realizados con distintas poblaciones. Los datos correspondientes a dichas poblaciones de referencia están guardados en la hoja *Estándar* del archivo de trabajo.

En primer lugar, se ha tomado como referencia una de las poblaciones teóricas más utilizadas, la llamada “población estándar europea OMS” [56] (Figura 69).

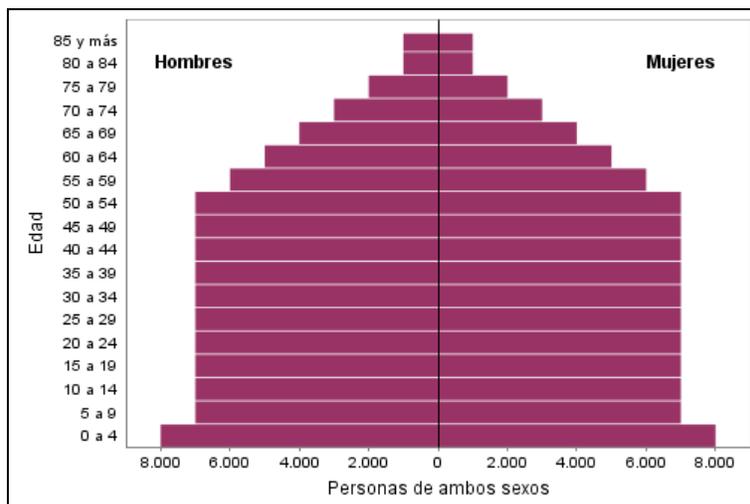


Figura 69.- Población estándar europea (OMS).

El resultado de este ajuste muestra cómo al igualar, no sólo el tamaño, sino también la estructura poblacional, las tasas gallegas pasan a ser más favorables (menores) que las canarias, tanto en varones como en mujeres.

Resultados con Epidat 4:

**Entrada automática (APVP):**

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\APVP-CANARIAS-GALICIA.xls  
 Tabla: APVP-edad y sexo  
 Variables:  
 Identificadores de población: CCAA, SEXO  
 Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
 APVP: APVP  
 Población: POBLAC

**Entrada automática (Población Estándar):**

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\APVP-CANARIAS-GALICIA.xls  
 Tabla: Estándar  
 Variables:  
 Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
 Población Estándar: PE\_EUROPEA

**Datos:**

Número de grupos de edad: 19  
 Número de poblaciones: 4

**Resultados:**

Población	APVP	Tasa bruta de APVP	Tasa de APVP ajustada
Canarias-2008 / Hombres	117.573	114	115,55
Canarias-2008 / Mujeres	77.008	74,76	66,23
Galicia-2008 / Hombres	185.096	140,37	110,28
Galicia-2008 / Mujeres	131.382	92,56	55,15

En el módulo de ajuste de tasas se comenta que otra posibilidad de elección de población estándar es tomar una referencia "interna" a las poblaciones a comparar (una de las poblaciones participantes, la suma o la media de todas ellas). A continuación se muestran las tasas de APVP ajustadas utilizando la población de Galicia de 2008 por sexo y edad. Los datos de entrada se muestran solo para hombres; en mujeres se haría del mismo modo.

Resultados con Epidat 4 (datos de entrada, hombres):

**Entrada automática (APVP):**

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\APVP-CANARIAS-GALICIA.xls  
 Tabla: APVP-edad  
 Variables:  
     Identificadores de población: CCAA  
     Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
     APVP: APVP\_H  
     Población: POBLAC\_H

**Entrada automática (Población Estándar):**

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\APVP-CANARIAS-GALICIA.xls  
 Tabla: Estándar  
 Variables:  
     Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
     Población Estándar: PE\_GALICIA\_H

Resultados con Epidat 4 (tasas de APVP):

**Hombres:**

Población	APVP	Tasa bruta de APVP	Tasa de APVP ajustada
Canarias-2008	117.573	114	146,63
Galicia-2008	185.096	140,37	140,37

**Mujeres:**

Población	APVP	Tasa bruta de APVP	Tasa de APVP ajustada
Canarias-2008	77.008	74,76	107,84
Galicia-2008	131.382	92,56	92,56

Al comparar estos resultados con los obtenidos con la población estándar europea OMS se observa que las tasas ajustadas varían, pero la posición relativa entre ellas se mantiene, y así debe ocurrir con cualquier otra población de referencia que se elija. Efectivamente, de nuevo Galicia aparece con mejores tasas que Canarias, cuando en las tasas brutas era al contrario. Lo más destacable de este segundo ajuste es que, al tomarse como referencia una de las propias

poblaciones, las tasas brutas y ajustadas para dicha población (en este ejemplo, Galicia) permanecen iguales. Esto permite visualizar muy bien el cambio de valoración de la otra población o poblaciones a comparar (aquí, Canarias). Sin embargo, tiene un inconveniente: al utilizarse poblaciones distintas para hombres y mujeres, el ajuste que se realiza es sólo por edad, no por sexo.

Para que la tasa refleje un ajuste simultáneo por edad y sexo es preciso que la población estándar sea igual para hombres y para mujeres, como lo era la población europea OMS. A continuación se muestra el resultado de estandarizar los APVP tomando como referencia de nuevo la población de Galicia de 2008, pero esta vez como total de ambos sexos sumados, tanto para calcular las tasas ajustadas de varones como las de mujeres.

Resultados con Epidat 4:

**Entrada automática (APVP):**

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\APVP-CANARIAS-GALICIA.xls  
 Tabla: APVP-edad y sexo  
 Variables:  
 Identificadores de población: CCAA, SEXO  
 Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
 APVP: APVP  
 Población: POBLAC

**Entrada automática (Población Estándar):**

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\APVP-CANARIAS-GALICIA.xls  
 Tabla: Estándar  
 Variables:  
 Límite inferior de los grupos de edad: EDAD  
 Población Estándar: PE\_GALICIA

**Datos:**

Número de grupos de edad: 19  
 Número de poblaciones: 4

**Resultados:**

Población	APVP	Tasa bruta de APVP	Tasa de APVP ajustada
Canarias-2008 / Hombres	117.573	114	158,98
Canarias-2008 / Mujeres	77.008	74,76	98,09
Galicia-2008 / Hombres	185.096	140,37	152,31
Galicia-2008 / Mujeres	131.382	92,56	83,58

Además de mantener la mejor situación de mortalidad de Galicia en relación con la de Canarias ya establecida con los ejemplos anteriores, este nuevo ajuste incrementa la distancia entre sexos en cada propia población en relación con los valores de las tasas brutas. Así, por ejemplo, la razón entre sexos (hombres sobre mujeres) de las tasas brutas gallegas era de 1,52, mientras que con las tasas estandarizadas pasa a ser de 1,82, poniendo de manifiesto que, al igualar distribuciones poblacionales por edad, las mujeres, que tienen una estructura más envejecida que los varones, mejoran su posición relativa respecto a éstos.

## 9.5. Descomposición del cambio en la esperanza de vida y años de esperanza de vida perdidos

### 9.5.0. Conceptos generales

La esperanza de vida al nacer se utiliza a menudo como una conveniente medida resumen de la mortalidad de una población y los cambios en la esperanza de vida se usan también para resumir los cambios en la mortalidad de la población. Esta relación esencialmente recíproca entre ambas dimensiones de la función de supervivencia da sustento a un método para explicar el cambio en la esperanza de vida en función de los cambios en la mortalidad en grupos etáreos particulares y causas diferenciadas. Más específicamente, este método permite medir la *contribución* de cada causa de muerte y/o grupo de edad al cambio observado en la esperanza de vida. Tal contribución se expresa en años de esperanza de vida -denominados "años de esperanza de vida ganados", AEVG- y es atribuible, precisamente, al *cambio* observado en el riesgo absoluto de morir por tal causa. Por definición, la reducción de la mortalidad debida a una causa específica producirá una contribución positiva al cambio en la esperanza de vida (i.e., AEVG de signo positivo) y el incremento de la mortalidad por tal causa producirá una contribución negativa (i.e., AEVG de signo negativo) a dicho cambio.

Aunque los cambios en las tasas de mortalidad específicas por causa y/o edad también dan una idea de la contribución de diferentes causas y edades al cambio en la esperanza de vida al nacer, el método de descomposición tiene tres ventajas comparativas: a) considera el hecho de que cambios similares en las tasas de mortalidad a edades diferentes influyen de manera distinta la esperanza de vida; b) da cuenta de la sustitución entre causas de muerte competitivas; y, c) proporciona una medida cuantitativa de fácil interpretación. La contribución en AEVG atribuible a una causa de muerte dada tiene la desventaja relativa de ser sensible a valores extremos del *nivel* basal de mortalidad por dicha causa. En efecto, si la mortalidad por una causa ya hubiera alcanzado un nivel muy bajo, su ulterior reducción -incluso a edades tempranas de la vida- representará una contribución pequeña en AEVG; en contraste, si su nivel basal fuera muy alto, cualquier reducción producirá una gran contribución en AEVG. Por ello, el análisis debe incorporar una medida del *nivel* de la mortalidad por cada causa de muerte, expresada en años de esperanza de vida perdidos (AEVP).

Los AEVP corresponden a la diferencia entre la esperanza de vida máxima biológicamente alcanzable y la actualmente alcanzada (definición no relacionada conceptualmente con la de "años potenciales de vida perdidos", APVP). Esta "brecha" respecto, por ejemplo, a los 85 años de vida se descompone, por grupo de edad y/o causa de muerte, de forma análoga a la descrita para el cambio en AEVG. Así, la contribución en AEVP de cada causa de muerte refleja el nivel prevaleciente de la mortalidad por dicha causa (i.e., la cantidad de años de esperanza de vida que podrían ganarse si se eliminara la mortalidad por dicha causa).

Los AEVG constituyen así una medida del impacto *real* -observado en el período analizado- de una causa de muerte específica sobre la esperanza de vida al nacer. Por su parte, los AEVP representan una medida del impacto *potencial* -alcanzable a mediano plazo- que la reducción de la mortalidad por tal causa tendría sobre la esperanza de vida al nacer (i.e., años de esperanza de vida *aún por ganar*). Consideradas simultáneamente, ambas medidas agregan valor propositivo al análisis de la mortalidad, ofreciendo a quienes toman decisiones en materia de salud pública una evidencia más clara e intuitiva de la carga e impacto de la mortalidad.

## 9.5.1. Descomposición del cambio en la esperanza de vida

### 9.5.1.0. Conceptos generales

Existen dos métodos de descomposición del cambio en la esperanza de vida: el de Arriaga, que emplea un modelo discreto [57][58] y el de Pollard [59], que aplica un modelo generalizado; ambas adoptan un enfoque metodológico esencialmente idéntico y producen resultados similares (excepto para el efecto de interacción –ver adelante). Cabe notar, sin embargo, que los cálculos se basan en funciones de la tabla de mortalidad abreviada, con grupos de edad discretos quinquenales o decenales, por lo que la fórmula de Arriaga proporciona un resultado exacto, en tanto que el método de Pollard se basa en una aproximación discreta a la fórmula continua. Epidat 4 permite usar indistintamente ambos métodos para analizar cambios en la mortalidad, en términos de cambios en la esperanza de vida, cuando se comparan dos poblaciones, que pueden ser países, sexos, períodos de tiempo, etc.

Para ilustrar el procedimiento general de cálculo en ambos casos se va a suponer que se comparan las esperanzas de vida de dos períodos en una población.

#### Método de Arriaga

La diferencia entre dos esperanzas de vida al nacer, por ejemplo en dos períodos, se descompone en una suma de efectos debidos al cambio en la mortalidad en los diferentes grupos etáreos. El método hace uso de tres funciones directas de la tabla de mortalidad:

$l_x$ : número de supervivientes a la edad exacta  $x$ ,

${}_nL_x$ : número de personas-años vividos entre las edades  $x$  y  $x+n$ ,

$e_x$ : esperanza de vida a la edad  $x$ ,

y de una indirecta, la esperanza de vida “temporaria” entre dos edades  $x$  y  $x+i$ ,  ${}_i e_x$ , que se define como el promedio de años que los supervivientes a la edad  $x$  vivirán entre  $x$  y  $x+i$ , y se calcula en función de  $l_x$  y  ${}_nL_x$ :

${}_i e_x = \frac{T_x - T_{x+i}}{l_x}$ , donde  $T_x = \sum_{u=x}^w {}_nL_u$  (número de personas-años vividos a partir de la edad exacta  $x$ ) y  $w$  es el límite inferior del último grupo de edad abierto.

A su vez, la contribución que el cambio en la mortalidad observado en un grupo de edad  $[x, x+n]$  aporta al cambio en la esperanza de vida entre dos períodos, se expresa en años de esperanza de vida (aquí llamados años de esperanza de vida *ganados*) y se descompone en tres efectos aditivos, directo, indirecto e interacción:

$${}_nET_x = {}_nED_x + {}_nEI_x + {}_nI_x$$

El **efecto directo** de un grupo de edad  $[x, x+n]$ ,  ${}_nED_x$ , es el cambio, expresado en AEVG, en el promedio de años vividos entre las edades  $x$  y  $x+n$  atribuible exclusivamente al cambio en la mortalidad de ese grupo:

$${}_nED_x = \frac{l_x^1}{l_x^0} ({}_n e_x^2 - {}_n e_x^1),$$

donde:

Los superíndices 1 y 2 representan los dos períodos que se comparan,

$\frac{l_x^1}{l_0^1}$  representa la proporción de supervivientes, en el período 1, que llegan a la edad exacta  $x$ ,

${}_n e_x^2 - {}_n e_x^1$  es la diferencia en el número medio de años vividos por esos supervivientes entre  $x$  y  $x+n$  si, en esas edades, están expuestos al nivel de mortalidad del período 2, y no a la del período 1, es decir, es el aumento en el número medio de años vividos entre  $x$  y  $x+n$  que se produce como consecuencia de que, de un período a otro, se ha reducido la mortalidad en ese grupo.

**Nota:** Se asume una reducción del nivel de mortalidad entre los períodos que se comparan para simplificar la interpretación; si ocurre al contrario, la interpretación es análoga, pero en ese caso el número de AEVG sería negativo porque el cambio produciría una reducción en el promedio de años vividos.

El **efecto indirecto** de un grupo de edad  $[x, x+n]$ ,  ${}_n EI_x$ , es el cambio, expresado en AEVG, en el promedio de años vividos a partir de  $x+n$  atribuible exclusivamente al cambio en la mortalidad de ese grupo.

Si se asume que el nivel de mortalidad en el grupo  $[x, x+n]$  se ha reducido entre los dos períodos, la consecuencia es un aumento en el número de supervivientes al final de ese grupo, es decir, al llegar a la edad exacta  $x+n$ , porque habrían estado expuestos a un menor riesgo de morir. Por tanto, esos supervivientes adicionales contribuyen aumentando el promedio de años vividos a partir de  $x+n$ , aún asumiendo que la mortalidad no cambió a partir de esa edad.

En resumen, el efecto indirecto es la consecuencia que el cambio en la mortalidad de un grupo de edad tiene sobre los grupos mayores, suponiendo que en esos grupos la mortalidad no ha cambiado:

$${}_n EI_x = \frac{e_{x+n}^1}{l_0^1} S$$

donde:

$$S = l_x^1 \frac{l_{x+n}^2}{l_x^2} - l_{x+n}^1$$

$S$  es la diferencia entre el número de supervivientes a la edad  $x+n$  después del cambio en la mortalidad y el número de supervivientes antes del cambio. Son los supervivientes adicionales como consecuencia del cambio en el nivel de mortalidad del grupo  $[x, x+n]$  entre los dos períodos.

$e_{x+n}^1 S$  es el número medio de años que los supervivientes  $S$  sobreviven después de la edad  $x+n$ , bajo la experiencia de mortalidad del período 1, es decir, suponiendo que no hay cambio en los grupos mayores de  $x+n$ . Esta cantidad se divide entre  $l_0^1$  para convertirlo en el promedio de años vividos, a mayores, por toda la cohorte, ya que los AEVG se refieren siempre a la esperanza de vida al nacimiento.

En el grupo de edad final abierto, generalmente 85 y más, el efecto indirecto vale 0 porque no hay supervivientes al final de este grupo.

La suma de ambos efectos, directo e indirecto, da cuenta del efecto exclusivo que el cambio de la mortalidad en el grupo  $[x, x+n]$  (y sólo en *ese* grupo de edad) produce sobre la esperanza de vida al nacer, independientemente del cambio de la mortalidad en *otros* grupos de edad.

El **efecto de interacción**,  ${}_nI_x$ , es la contribución que los supervivientes adicionales a la edad  $x+n$  (como consecuencia del cambio en la mortalidad entre  $x$  y  $x+n$ ) hacen al cambio total en la esperanza de vida como consecuencia de que el nivel de mortalidad también cambió a partir de esa edad. Más específicamente, la interacción es consecuencia de la diferencia entre: a) los años de vida generados por el exceso de sobrevivientes al final de cada grupo de edad expuestos a nuevos niveles de mortalidad; y, b) el efecto indirecto en cada grupo. Esto es:

$${}_nI_x = \frac{e_{x+n}^2}{l_0^1} S - {}_nEI_x = \frac{S}{l_0^1} (e_{x+n}^2 - e_{x+n}^1)$$

donde:

$e_{x+n}^2 - e_{x+n}^1$  es la diferencia en el número medio de años vividos a partir de la edad  $x+n$  si, desde esa edad, los supervivientes están expuestos al nivel de mortalidad del período 2, y no a la del período 1, es decir, es el aumento en el número medio de años vividos entre  $x$  y  $x+n$  que se produce como consecuencia de que, de un período a otro, también se ha reducido la mortalidad en los grupos mayores de  $x+n$ .

La interacción en el grupo de edad final abierto vale 0, igual que ocurre con el efecto indirecto.

Este método de descomposición puede ser extendido al análisis de la contribución de causas de muerte específicas: la estimación del impacto que el cambio en la mortalidad por una causa de muerte tiene sobre el aumento en la esperanza de vida es un procedimiento proporcional, dentro de cada grupo de edad. Así, el cambio en la esperanza de vida al nacer debido al cambio en la mortalidad del grupo de edad  $[x, x+n]$  por la causa de muerte  $z$  será:

$${}_nET_x(z) = {}_nET_x \times \frac{{}_nCM_x(z)}{{}_nCM_x}$$

donde:

${}_nCM_x = {}_n m_x^2 - {}_n m_x^1$  es la diferencia entre las tasas específicas de mortalidad de los dos períodos en el grupo  $[x, x+n]$ , y mide el cambio total experimentado por la mortalidad de ese grupo entre los dos períodos.

${}_nCM_x(z) = {}_n m_x^2(z) - {}_n m_x^1(z)$  es el cambio en la mortalidad por la causa de muerte  $z$ .

Las contribuciones al cambio en la esperanza de vida atribuibles al cambio en la mortalidad por grupos de edad y causas de muerte, estimadas por este procedimiento, son aditivas, por edad y por causa.

### Método de Pollard

Los métodos de Arriaga y Pollard son equivalentes, tal y como demostró Pollard [59] en 1988, y proporcionan resultados similares. Sin embargo, debe mencionarse que la aproximación discreta

a la fórmula continua de Pollard proporciona el efecto global del cambio en la mortalidad sobre la diferencia de dos esperanzas de vida, por grupos de edad y causas de muerte, pero no descompone ese efecto global en la suma de los efectos directo, indirecto y la interacción.

### **Advertencias y recomendaciones**

En general, cuando se aplican estos métodos para comparar dos períodos, siempre se debe observar la evolución temporal de las tasas de mortalidad por la causa que se analiza, sobre todo si es un período largo, puesto que en el análisis sólo intervienen los años iniciales y finales del período; si la serie presenta muchos picos, o la evolución es muy irregular, puede ser incorrecto aplicar los métodos, puesto que lo que ocurre al principio y al final del período no da una idea adecuada de la evolución de la mortalidad.

#### **9.5.1.1. Manejo del submódulo de descomposición del cambio en la EV**

Este submódulo de Epidat 4 permite calcular los años de esperanza de vida ganados por el cambio en el nivel de mortalidad de una población entre dos períodos, por grupos de edad y causas de muerte. Para aplicar el método es necesario disponer de tres tablas de datos:

- Tablas de mortalidad de la población en el período 1 y en el período 2. Estas tablas pueden construirse previamente utilizando el submódulo de *Tablas de mortalidad* de Epidat 4 (ver apartado 9.2) y guardarse en un archivo para cargarlas de modo automático. Solo se admiten tablas de mortalidad abreviadas, es decir, por grupos de edad quinquenales.
- Número de defunciones por las causas de muerte analizadas en cada uno de los dos períodos, por grupos de edad quinquenales. Las causas a analizar serán como mínimo dos, pues deben cubrir el total de defunciones en la población; por tanto, para analizar la contribución de una única causa de muerte al cambio en la esperanza de vida, debe definirse una segunda causa que agrupe el resto de defunciones.

Las tres tablas de datos se pueden introducir manualmente o pueden importarse, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods).

Para introducir los datos manualmente, es necesario definir el límite inferior del intervalo final abierto de las tablas de mortalidad y el número de causas de muerte que se analizan, entre 2 y 99. A continuación, hay que completar la tabla de datos definida por el programa, que permite introducir simultáneamente toda la información necesaria (tres funciones de la tabla de mortalidad y defunciones por causa de muerte para cada período).

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón "examinar", seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En el caso de las tablas de mortalidad, éstas deben haber sido creadas con Epidat 4 o tener la misma estructura que las obtenidas con el programa; Epidat 4 carga automáticamente las tres funciones que necesita (supervivientes  $l_x$ , años vividos  ${}_nL_x$ , y esperanza de vida  $e_x$ ) sin necesidad de identificar las variables en el archivo. En cuanto a la tabla de defunciones por causa, debe contener tantas filas como grupos de edad para cada causa y las siguientes variables:

- Una variable que identifique las distintas causas de muerte.

- Una variable con el límite inferior de los grupos de edad.
- Dos variables con las defunciones en cada período.

Una vez cargados los datos debe seleccionarse el método de cálculo que se desea utilizar, Arriaga o Pollard. Los resultados se proporcionan por grupo de edad y causa de muerte. Opcionalmente, es posible agrupar los resultados por edad o por causa, definiendo agrupaciones de los grupos quinquenales o de las causas analizadas. Además de presentar los resultados en pantalla, Epidat 4 permite guardar las tablas calculadas en un archivo con formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods).

### Ejemplo

La Tabla 17 contiene el número de defunciones en hombres por edad y grupos de causas (infecciosas, muerte violenta y resto de causas) en Colombia en dos trienios: 1984-86 y 1995-97. Los datos, con el formato adecuado para importarlos desde Epidat 4 (ver Tabla 18) se encuentran disponibles en la hoja *Causas* del archivo MORTALIDAD\_COLOMBIA.xls. Este archivo también contiene los datos necesarios para calcular con Epidat 4 las tablas de mortalidad de los dos trienios en la hoja *DatosTM*, así como las dos tablas ya elaboradas en las hojas *TM-1986* y *TM-1996*.

Tabla 17. Defunciones en hombres por grupos de causas y edad en Colombia. 1984-86 y 1995-97.

Grupo de edad	CAUSA					
	TRIENIO 84-86			TRIENIO 95-97		
	Infecciosas	Muerte violenta	Resto de causas	Infecciosas	Muerte violenta	Resto de causas
0 a 1	2.762	220	6.093	1.452	163	4.716
1 a 4	1.847	646	1.422	628	479	646
5 a 9	297	502	471	130	408	323
10 a 14	149	581	383	111	660	310
15 a 19	161	2.041	601	156	4.489	500
20 a 24	178	4.181	707	266	6.401	566
25 a 29	171	3.993	729	389	5.845	641
30 a 34	185	2.935	778	529	4.585	811
35 a 39	170	2.198	897	505	3.771	1.092
40 a 44	170	1.504	1.174	387	2.590	1.436
45 a 49	176	1.242	1.721	306	1.856	1.959
50 a 54	221	921	2.540	295	1.257	2.641
55 a 59	242	749	3.481	256	980	3.722
60 a 64	298	574	4.578	333	744	5.112
65 a 69	340	437	5.253	394	590	6.742
70 a 74	407	363	6.151	446	430	7.303
75 a 79	375	250	5.606	499	369	7.493
80 a 84	353	172	4.616	460	256	6.320
85 y más	378	124	4.337	641	213	6.542

Tabla 18. Formato para importar datos desde Epidat 4 para el cálculo de años de esperanza de vida ganados.

GEDAD	CAUSA	MUERTES86	MUERTES96
0 a 1	Infecciosas	2.762	1.452
1 a 4	Infecciosas	1.847	628
5 a 9	Infecciosas	297	130
...	...	...	...
85 y más	Infecciosas	378	641
0 a 1	Violentas	220	163
1 a 4	Violentas	646	479
5 a 9	Violentas	502	408
...	...	...	...
85 y más	Violentas	124	213
0 a 1	Resto de causas	6.093	4.716
1 a 4	Resto de causas	1.422	646
5 a 9	Resto de causas	471	323
...	...	...	...
85 y más	Resto de causas	4.337	6.542

Resultados con Epidat 4 (datos de entrada):

Entrada automática (Tabla de mortalidad del período 1):  
 Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\MORTALIDAD\_COLOMBIA.xls  
 Tabla: TM-1986

Entrada automática (Tabla de mortalidad del período 2):  
 Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\MORTALIDAD\_COLOMBIA.xls  
 Tabla: TM-1996

Entrada automática (Defunciones por causa de muerte):  
 Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4\Ejemplos\Demografía\MORTALIDAD\_COLOMBIA.xls  
 Tabla: Causas  
 Variables:  
     Causas de defunción: CAUSA  
     Límite inferior de los grupos de edad: X  
     Defunciones en el período 1: MUERTES86  
     Defunciones en el período 2: MUERTES96

**Datos:**

Intervalo final abierto: 85 y más  
 Número de causas: 3  
 Método: Arriaga

Resultados con Epidat 4 aplicando el método de Arriaga (agrupados por edad):

**Esperanza de vida:**

Período 1	Período 2	Diferencia
67,17	69,13	1,96

**Descomposición de la diferencia en la esperanza de vida, por grupo de edad:**

Grupo de edad	Ef. Directo	Ef. Indirecto	Interacción	Total
<1	0,0069	0,5488	0,0115	0,5672
1 a 14	0,0194	0,4999	0,0077	0,527
15 a 24	-0,029	-0,5602	-0,0162	-0,6054
25 a 44	0,0075	0,0789	0,0048	0,0912
45 a 64	0,0549	0,371	0,031	0,4569
65 a 84	0,2135	0,5112	0,081	0,8057
85 y más	0,1094	0	0	0,1094
Total	0,3826	1,4496	0,1198	1,952

**Descomposición de la diferencia en la esperanza de vida, por grupo de edad y causa de muerte:**

Grupo de edad	Infecciosas	Violentas	Resto de causas
<1	0,2432	0,0123	0,3117
1 a 14	0,2664	0,0617	0,1989
15 a 24	-0,0104	-0,6323	0,0373
25 a 44	-0,0875	-0,0582	0,2369
45 a 64	0,0083	-0,0226	0,4711
65 a 84	0,0616	0,0301	0,714
85 y más	0,0052	0,0016	0,1025
Total	0,4869	-0,6073	2,0724

En estos resultados se ve cómo se descomponen los 1,96 años de ganancia en la esperanza de vida masculina observada entre los años 1984-86 (67,17 años) y 1995-97 (69,13 años) en Colombia, empleando el método de Arriaga. Los resultados por causas indican que las infecciosas contribuyeron con +0,487 AEVG (i.e., cerca de un tercio del cambio observado); mientras que las causas violentas contribuyeron con -0,607 AEVG. Más específicamente, por ejemplo, la reducción del riesgo de morir por causas infecciosas en el grupo de menores de 1 año contribuyó a una ganancia de 0,243 años de esperanza de vida; en contraste, el incremento en el riesgo de morir por causas violentas en jóvenes de 15 a 24 años contribuyó a la pérdida de -0,632 años de esperanza de vida en la población masculina de Colombia durante el período estudiado.

Estas tablas de resultados pueden copiarse en cualquier hoja de cálculo para hacer, por ejemplo, representaciones gráficas, que resultan más fáciles de interpretar. En la Figura 70 se presenta la descomposición, por grupos de edad quinquenales, del cambio en la esperanza de vida entre 1986 y 1996, teniendo en cuenta el tipo de efecto.

Se observa claramente como el aumento de 1,96 años de esperanza de vida masculina en Colombia se debió, fundamentalmente, a la reducción de la mortalidad infantil y, en menor medida, al retraso de la mortalidad hacia edades más avanzadas. El efecto de cada grupo es sobre todo un efecto indirecto, pero particularmente en los niños. Esto es debido a que, una reducción en la mortalidad a edades tempranas, menores de 10 años, tiene más consecuencia en el número de años de vida que se ganan a partir de esa edad, que en el propio grupo.

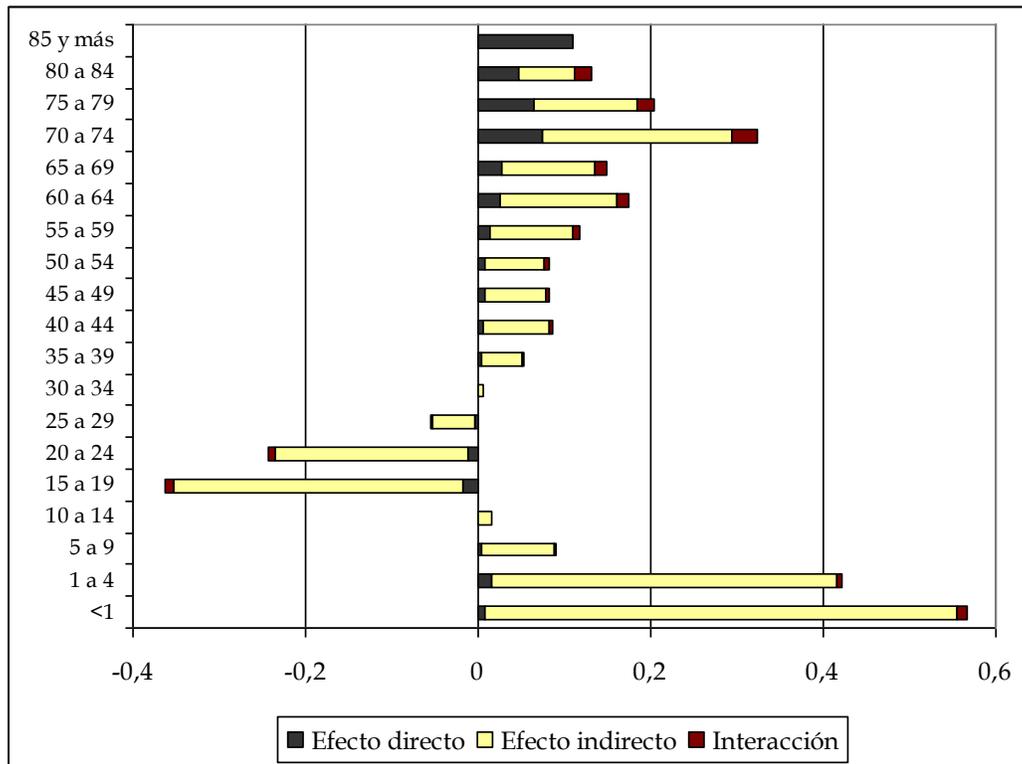


Figura 70. Efectos directo, indirecto e interacción del cambio en la mortalidad total entre 1986 y 1996 sobre el aumento en la esperanza de vida.

Si se aplica ahora el método de Pollard puede observarse el efecto de la aproximación discreta para aplicar un método continuo. Ahora la suma de los efectos por grupos de edad y causas es 1,79, que no explica totalmente el aumento de 1,96 años en la esperanza de vida en la década estudiada.

Resultados con Epidat 4 aplicando el método de Pollard (tablas):

**Esperanza de vida:**

Período 1	Período 2	Diferencia
67,17	69,13	1,96

**Descomposición de la diferencia en la esperanza de vida, por grupo de edad y causa:**

Grupo de edad	Infecciosas	Violentas	Resto de causas	Total
<1	0,2401	0,0121	0,3064	0,5586
1 a 4	0,2256	0,0413	0,1501	0,417
5 a 9	0,0316	0,0252	0,0326	0,0895
10 a 14	0,0071	-0,0052	0,0147	0,0165
15 a 19	-0,0002	-0,3714	0,0112	-0,3605
20 a 24	-0,0101	-0,2568	0,0258	-0,241
25 a 29	-0,0196	-0,0719	0,0376	-0,0539
30 a 34	-0,029	-0,01	0,0452	0,0061
35 a 39	-0,0253	0,0154	0,0617	0,0519
40 a 44	-0,0119	0,0091	0,0877	0,0849
45 a 49	-0,0075	-0,0041	0,0922	0,0807
50 a 54	-0,0028	-0,0166	0,0996	0,0802
55 a 59	0,0083	-0,0055	0,1126	0,1154
60 a 64	0,0101	0,0042	0,156	0,1703
65 a 69	0,0138	0,0066	0,1257	0,1461
70 a 74	0,0234	0,017	0,286	0,3264
75 a 79	0,0138	0,0052	0,2019	0,2209
80 a 84	0,015	0,003	0,1551	0,1731
85 y más	-0,0288	-0,0104	-0,0531	-0,0923
Total	0,4534	-0,6128	1,9492	1,7899

Si se representan gráficamente los resultados obtenidos por ambos métodos (Figura 71) para la mortalidad por causas violentas, por ejemplo, se aprecia la similitud entre los resultados de cada grupo de edad. El gráfico permite concluir que la contribución global de la mortalidad masculina por causas violentas se debió, fundamentalmente, al aumento en la mortalidad por esta causa en los grupos jóvenes, de 15 a 29 años y, con un menor impacto, a la reducción en los niños.

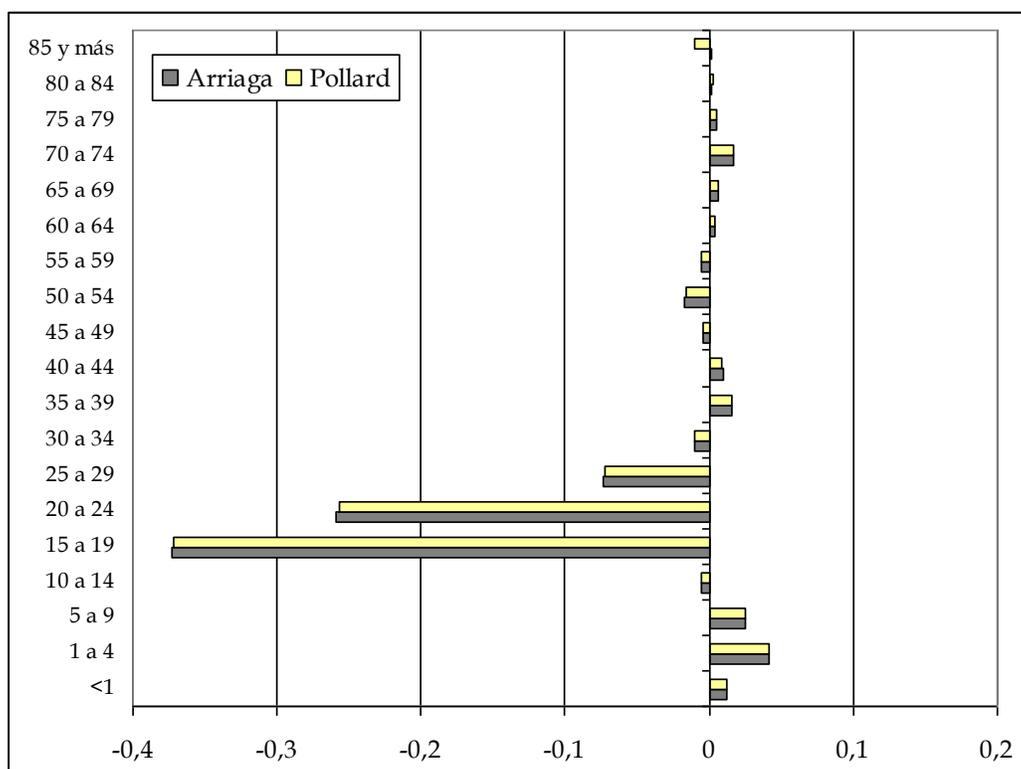


Figura 71. Efecto, por grupos de edad, de la mortalidad por causas violentas sobre la diferencia de esperanzas de vida. Métodos de Pollard y Arriaga.

## 9.5.2. Años de esperanza de vida perdidos (AEVP)

### 9.5.2.1. De un período

En el contexto de la búsqueda de índices sencillos que ayuden al análisis de la mortalidad Arriaga planteó recientemente el concepto de años de esperanza de vida perdidos (AEVP) [60].

Este índice representa la diferencia entre el máximo posible de años que se pueden vivir entre dos edades y los que realmente se viven, es decir, son los años que no se viven, y que se han designado como años de esperanza de vida perdidos.

Los AEVP se pueden obtener para cada uno de los grupos de edad y cada una de las causas de muerte que afectan una población. La suma, por grupos de edad o por causas, proporciona los AEVP totales atribuibles a cada causa o a cada grupo de edad, respectivamente. Asimismo, la suma global corresponde al total de AEVP, entre las dos edades analizadas, atribuibles a la fuerza de la mortalidad en la población.

Al igual que el método de descomposición del cambio en la esperanza de vida, este método hace uso de tres funciones de la tabla de mortalidad:

$l_x$ : número de supervivientes a la edad exacta  $x$ ,

${}_nL_x$ : número de personas-años vividos entre las edades  $x$  y  $x+n$ ,

$e_x$ : esperanza de vida a la edad  $x$ ,

y también es necesaria la esperanza de vida temporaria, que se obtiene a partir de dichas funciones.

Los AEVP entre dos edades  $a$  y  $b$ , atribuibles a la mortalidad debida a la causa  $z$  en el grupo de edad  $[x, x+n]$ , se obtienen mediante la expresión:

$${}_n\text{AEVP}_x(z) = {}_n p_x(z) \left[ (n + A_{x+n}) - {}_n k_x \right],$$

donde:

${}_n p_x(z)$  es la proporción de fallecidos entre las edades  $x$  y  $x+n$  por la causa de muerte  $z$  en la población estacionaria de la tabla de mortalidad,

$A_{x+n}$  es el promedio de años que los fallecidos entre  $x$  y  $x+n$  podrían haber vivido a partir de  $x+n$ , si no hubiesen muerto. Por tanto,  $n + A_{x+n}$  es el número medio de años que habrían vivido desde la edad  $x$ , en caso de no fallecer.

${}_n k_x$  es el promedio de años vividos entre  $x$  y  $x+n$  por la población que fallece en ese grupo de edad, puesto que las defunciones se reparten por todo el grupo.

En resumen, la diferencia  $(n + A_{x+n}) - {}_n k_x$  da como resultado el promedio de años que la población fallecida entre  $x$  y  $x+n$  deja de vivir desde la edad  $x$  (años que se podrían vivir - años realmente vividos).

El cálculo de los valores  ${}_n p_x(z)$  y  ${}_n k_x$  es sencillo e intuitivo a partir de las ya mencionadas funciones de la tabla de mortalidad. Los detalles pueden verse en Arriaga [60].

Sin embargo, conocer los años que la población fallecida a una edad hubiese vivido desde esa edad necesita algún supuesto. Supóngase, como ejemplo, que se analiza la mortalidad femenina por cáncer de mama entre los 30 y los 70 años. Para las mujeres que fallecen por esta causa entre los 40 y los 44 años, el número de años que podrían haber vivido desde los 45 años hasta la edad superior del análisis es, intuitivamente,  $70 - 45 = 25$ . Sin embargo, hay una hipótesis subyacente en este cálculo tan sencillo: que si las mujeres de 40 a 44 años no mueren en esa edad por cáncer de mama, es decir, si se elimina esa causa de muerte en ese grupo de edad, entonces continúan viviendo al menos hasta los 70 años (supuesto de mortalidad nula). Otra posibilidad sería suponer que, a partir de los 45 años, las mujeres continuarían viviendo expuestas al nivel de mortalidad de la población (supuesto de mortalidad real); en ese caso, los años que vivirían ya no serían 25 sino un número menor, exactamente la esperanza de vida temporaria entre 45 y 70 años, que es el promedio de años vividos por la población entre esas edades. Este supuesto permite ajustar el efecto de los riesgos en competición porque se supone que un individuo que muera por una causa a una cierta edad, de no haber muerto, hubiera estado expuesto a riesgos de morir por otras causas a edades más avanzadas. Todavía hay un tercer supuesto, similar a éste, que consiste en no limitar la edad superior, de modo que los años vividos a partir de 45, en el ejemplo, serían iguales a la esperanza de vida a esa edad.

En resumen, el método se aplica bajo tres supuestos [60]:

1. Mortalidad nula entre las edades  $a$  y  $b$ : los que mueren deberían haber vivido hasta la edad superior del intervalo donde se analiza la mortalidad.
2. Mortalidad real entre las edades  $a$  y  $b$ : los que mueren entre  $x$  y  $x+n$  deberían haber vivido tantos años más como el promedio de años que vive la población entre  $x+n$  y  $b$ .

3. Mortalidad real sin límite de edad superior: para calcular los años perdidos en cada grupo de edad no se limita la edad superior del análisis, de modo que los años perdidos a partir de  $x+n$  por los que mueren entre  $x$  y  $x+n$  coinciden con la esperanza de vida a la edad  $x+n$ .

El primer supuesto es el que tiene una interpretación más sencilla, porque el total de AEVP en una población entre dos edades  $a$  y  $b$  es igual, bajo este supuesto, a la diferencia entre  $b-a$  (número máximo de años que se pueden vivir entre  $a$  y  $b$  si se elimina la mortalidad en esas edades) y la esperanza de vida temporaria entre  $a$  y  $b$  (promedio de años que realmente se viven).

Por ejemplo, si en un país se hace el análisis desde el nacimiento hasta la edad de 85 años, y si la esperanza de vida temporaria en esas edades es de 69,2 años, los años de vida perdidos totales serían:

$$\text{AEVP} = 85 - 69,2 = 15,8$$

Esto es, los 85 años máximos que pueden vivirse desde la edad 0 a 85 años, menos la esperanza de vida temporaria para las mismas edades (que es el promedio de años vividos por la población entre esas edades) da los AEVP.

Para una causa de defunción, por ejemplo, dolencias respiratorias, la interpretación de los AEVP sería la siguiente: si los AEVP de las infecciones respiratorias en una población son 1,5 años de vida y si la población redujera totalmente la mortalidad de esa causa, la esperanza de vida temporaria entre las edades consideradas aumentaría 1,5 años.

El índice de AEVP tiene en cuenta las edades de los fallecidos, tal como lo hace la esperanza de vida al nacimiento. Por ejemplo, en el caso de dos poblaciones con estructura de edad similar, una con mayoría de defunciones en menores de 30 años y otra donde la mayoría de las defunciones tienen por lo menos 65 años de edad, los AEVP de la primera serán mayores que los de la segunda, ya que en aquella mueren en edades más jóvenes.

Por otra parte, como los AEVP dicen cuántos años de vida se priva de vivir la población por la mortalidad de cada causa de muerte, las principales causas de muerte son aquellas que privan a la sociedad del mayor número de años de vida o que producen los mayores AEVP. Por ejemplo, si se tiene una población donde muere un número de personas por cáncer de próstata, y también se produce el mismo número de muertes por infecciones del recién nacido, se tendría: a) desde un punto de vista del número de defunciones, las dos causas tendrían el mismo significado; y b) desde un punto de vista del impacto que esas defunciones tienen sobre la vida promedio de la población, es decir los años de vida que cada causa hace perder, se encontraría mucho más importante la mortalidad de infecciones infantiles que la del cáncer de próstata.

### 9.5.2.2. Comparación de dos períodos

El índice de AEVP, que es válido para medir el nivel de mortalidad de una población en un determinado período, por grupos de edad y causas de muerte, puede ser empleado también para medir el cambio en la mortalidad de una población entre dos períodos. Para ello se calculan dos valores que tienen diferentes interpretaciones: cambio absoluto y cambio relativo anual.

*Cambio absoluto en los AEVP.* Es la diferencia absoluta en el número de AEVP de una población entre dos períodos, y permite evaluar el impacto que el aumento o la reducción en la mortalidad tiene sobre el promedio de años vividos por la población.

Bajo el supuesto de mortalidad nula entre dos edades  $a$  y  $b$ , el cambio en el número de AEVP entre dos períodos es igual al aumento o reducción en la esperanza de vida temporaria entre esas edades de un período al otro. Por ejemplo, supóngase que se analiza la mortalidad de un país entre el nacimiento y los 85 años, y el cambio que experimentó el nivel de mortalidad en una década. Si en esa década la esperanza de vida temporaria de 0 a 85 aumentó 3,5 años, es decir, la población vive, en promedio 3,5 años más entre las edades 0 y 85, entonces el número de AEVP en ese período se redujo exactamente 3,5 años (pasó de valer, por ejemplo, 6,8, a valer 3,3). En resumen:

$$\text{AEVP (período 2)} - \text{AEVP (período 1)} = \text{EVT (período 1)} - \text{EVT (período 2)}$$

Por otra parte, el cambio absoluto en los AEVP por causas de muerte permite identificar las causas que han tenido un efecto negativo sobre el promedio de años vividos por la población, y aquellas que la han beneficiado.

*Cambio relativo anual en los AEVP.* Es el porcentaje medio anual de cambio en los AEVP entre los dos períodos analizados, y mide la velocidad de cambio de la mortalidad. Este valor permite detectar las causas de muerte que están cambiando más rápidamente en una población.

### 9.5.2.3. Advertencias y recomendaciones

- No se debe confundir el concepto de AEVP con los años potenciales de vida perdidos (APVP). Este índice se definió con el objetivo de comparar la importancia relativa de las diferentes causas de defunción, en términos de mortalidad prematura, para una población en particular. Si se utilizan los APVP para comparar dos poblaciones es necesario calcular una tasa, pero la tasa de APVP por 1.000 habitantes no tiene en cuenta la estructura etárea de la población. La tasa de APVP ajustada por edad elimina el efecto de diferentes estructuras de edad cuando se comparan dos poblaciones diferentes; sin embargo, esta tasa ajustada ya no se puede interpretar como el número de años perdidos en la población por cada 1.000 personas, sino que sirve solo a efectos de comparación. Por su parte, el índice de AEVP permite medir tanto el nivel de mortalidad de una población como el cambio cuando se comparan dos poblaciones, y el método de cálculo basado en las tablas de vida permite ajustar por la estructura de edades de la población. Además, el índice proporciona un valor, en años de esperanza de vida, que es fácil de interpretar. Los APVP tienen la ventaja, frente a los AEVP, de la sencillez de cálculo.
- Debe tenerse en cuenta que, cuando se comparan dos períodos, es necesario analizar la evolución de la mortalidad entre esos períodos, como se mencionó en la descomposición del cambio en la esperanza de vida.
- Este método requiere limitar las edades del análisis, de modo que el último grupo abierto nunca puede entrar en el cálculo de los AEVP. Esto es válido incluso en el caso del tercer supuesto, cuando no se limita la edad superior a la hora de calcular los años que deja de vivir la población fallecida en un grupo de edad; este cálculo se puede hacer en todos los grupos, pero no en el último, de modo que la suma por edades de los AEVP nunca incluirá el grupo abierto.

- Como menciona Arriaga [60], las edades elegidas para efectuar el análisis pueden ser cualesquiera, desde el nacimiento hasta la edad más alta posible; por ejemplo, 85 años si el último grupo de la tabla de mortalidad es 85 y más. Sin embargo, en algunas situaciones puede interesar centrarse en un grupo concreto si se analiza una causa de muerte que afecta específicamente a esa edad. Es el caso, por ejemplo, de la mortalidad por enfermedades relacionadas con el embarazo, parto y puerperio, donde puede ser relevante restringirse a las edades reproductivas (15 a 49 años).

#### 9.5.2.4. Manejo del submódulo de AEVP

Este submódulo de Epidat 4 se divide en dos ventanas que permiten calcular años de esperanza de vida perdidos, por grupos de edad y causas de muerte; en el primer caso, se calculan AEVP para una población y, en el segundo caso, se calculan para comparar AEVP de una población en dos períodos. La estructura de las dos ventanas es similar, solo se diferencian en que la primera (*Una población*) solicita datos de una única población, mientras que la segunda (*Comparación de dos períodos*) pide datos de dos períodos.

Para calcular los AEVP de una población en un determinado período es necesario disponer de dos tablas de datos:

- Tabla de mortalidad de la población.
- Número de defunciones por las causas de muerte analizadas en la población a estudio y por grupos de edad quinquenales.

Para comparar los AEVP de una población entre dos períodos es necesario disponer de tres tablas de datos:

- Tablas de mortalidad de la población en el período 1 y en el período 2.
- Número de defunciones por las causas de muerte analizadas en cada uno de los dos períodos, por grupos de edad quinquenales.

Las tablas de mortalidad pueden construirse previamente utilizando el submódulo de *Tablas de mortalidad* de Epidat 4 (ver apartado 9.2) y guardarse en un archivo para cargarlas de modo automático. Solo se admiten tablas de mortalidad abreviadas, es decir, por grupos de edad quinquenales.

Las causas a analizar serán como mínimo dos, pues deben cubrir el total de defunciones en la población; por tanto, para analizar la contribución de una única causa de muerte al cambio en la esperanza de vida, debe definirse una segunda causa que agrupe el resto de defunciones.

Las tablas de datos se pueden introducir manualmente o pueden importarse, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods).

Para introducir los datos manualmente, es necesario definir el límite inferior del intervalo final abierto de la tabla o tablas de mortalidad y el número de causas de muerte que se analizan, entre 2 y 99. A continuación, hay que completar la tabla de datos definida por el programa, que permite introducir simultáneamente toda la información necesaria.

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón “examinar”, seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4 requiere que las tablas que han

de importarse tengan una estructura fija. En el caso de las tablas de mortalidad, éstas deben haber sido creadas con Epidat 4 o tener la misma estructura que las obtenidas con el programa; Epidat 4 carga automáticamente las tres funciones que necesita (supervivientes  $l_x$ , años vividos  ${}_nL_x$ , y esperanza de vida  $e_x$ ) sin necesidad de identificar las variables en el archivo. En cuanto a la tabla de defunciones por causa, debe contener tantas filas como grupos de edad para cada causa y las siguientes variables:

- Una variable que identifique las distintas causas de muerte.
- Una variable con el límite inferior de los grupos de edad.
- Una variable con las defunciones, en el caso de una población, o dos variables con las defunciones en cada período, en el caso de comparación de dos períodos.

Una vez cargados los datos debe seleccionarse el supuesto de mortalidad que se asume para hacer el análisis: mortalidad nula entre dos edades, mortalidad real entre dos edades o mortalidad real sin límite. Además, hay que indicar al programa cuáles son las edades para el análisis y, cuando se comparan dos períodos, hay que informar del número de años del período.

Los resultados se proporcionan por grupo de edad y causa de muerte. Opcionalmente, es posible agrupar los resultados por edad o por causa, definiendo agrupaciones de los grupos quinquenales o de las causas analizadas.

Además de presentar los resultados en pantalla, Epidat 4 permite guardar las tablas calculadas en un archivo con formato de Excel (\*.xls, \*.xlsx) o de OpenOffice (\*.ods).

### Ejemplo

Con los datos del ejemplo anterior, analizar el cambio en la mortalidad masculina en Colombia entre 1986 y 1996 en términos de años de esperanza de vida perdidos.

Los datos necesarios para efectuar los cálculos con Epidat 4 son los mismos que los utilizados para obtener la descomposición del cambio en la esperanza de vida; es decir, las tablas de mortalidad en cada trienio y las defunciones por grupos de edad y causas (infecciosas, muertes violentas y resto). Estos datos se encuentran en el archivo MORTALIDAD\_COLOMBIA.xls incluido en Epidat 4.

Bajo el supuesto de mortalidad nula entre 0 y 85 años, los resultados que produce el programa, agrupando los datos por edad, son los siguientes:

## Resultados con Epidat 4:

**Esperanza de vida temporaria entre las edades 0 y 85:**

Período 1	Período 2	Diferencia
66,7844	68,425	1,6406

**Años de esperanza de vida perdidos en el 1:**

Grupo de edad	Infecciosas	Violentas	Resto de cau...	Total
<15	1,0452	0,4003	1,7177	3,1632
15 a 24	0,0614	1,1318	0,2369	1,43
25 a 44	0,1815	2,6094	0,9654	3,7563
45 a 64	0,2761	1,0502	3,6028	4,9291
65 a 84	0,2925	0,2672	4,3727	4,9324
Total	1,8567	5,4588	10,8955	18,211

**Años de esperanza de vida perdidos en el 2:**

Grupo de edad	Infecciosas	Violentas	Resto de cau...	Total
<15	0,4251	0,3141	1,1013	1,8404
15 a 24	0,0752	1,948	0,1916	2,2148
25 a 44	0,2944	2,693	0,6645	3,6519
45 a 64	0,2692	1,0968	3,0309	4,3969
65 a 84	0,2503	0,2523	3,9718	4,4744
Total	1,3142	6,3042	8,96	16,5784

**Cambio relativo anual (CRA) en el número de AEVP**

Causa	Período 1	Período 2	CRA (%)
Infecciosas	1,8567	1,3142	-2,5966
Violentas	5,4588	6,3042	1,6686
Resto de causas	10,8955	8,96	-1,6486
Total	18,211	16,5784	-0,8623

En el primer período, 1986, el promedio de años vividos entre 0 y 85 años (esperanza de vida temporaria entre estas edades) fue de 66,78; bajo el supuesto de mortalidad nula, el máximo de años que se pueden vivir entre 0 y 85 es de 85 años, por tanto, se perdieron  $85 - 66,78 = 18,22$  años de esperanza de vida, y se observa que esta cantidad coincide con el total de años de esperanza de vida perdidos en el primer período. Análogamente, los 16,58 AEVP en 1996 corresponden a la diferencia entre 85 y 68,43, que es la esperanza de vida temporaria en este período. Por otra parte, al comparar los dos períodos puede verificarse que en los 10 años transcurridos, la esperanza de vida temporaria entre 0 y 85 aumentó 1,64 años, que es exactamente lo que disminuyó el número de AEVP:  $16,58 - 18,22 = -1,64$ .

En cuanto al cambio absoluto y relativo en los AEVP entre 1986 y 1996, se observa que, en términos absolutos, la causa que agrupa todas las defunciones, salvo infecciosas y violentas (Resto de causas), fue la que más contribuyó a la reducción de AEVP, por la disminución de la

mortalidad general; sin embargo, la mortalidad por causas infecciosas se redujo más rápidamente, como pone de manifiesto la magnitud del cambio relativo anual, que mide velocidad de cambio.

Para analizar la contribución de cada grupo de edad, puede ser útil representar gráficamente los resultados. En la Figura 72, por ejemplo, se presentan los AEVP por causas infecciosas para cada grupo de edad y en cada período. Puede observarse que el grupo de <15 años fue el que más contribuyó al total de AEVP en cada uno de los períodos, pero también es el grupo donde fue mayor el cambio en esos 10 años (debido, fundamentalmente, a la reducción de la mortalidad infantil).

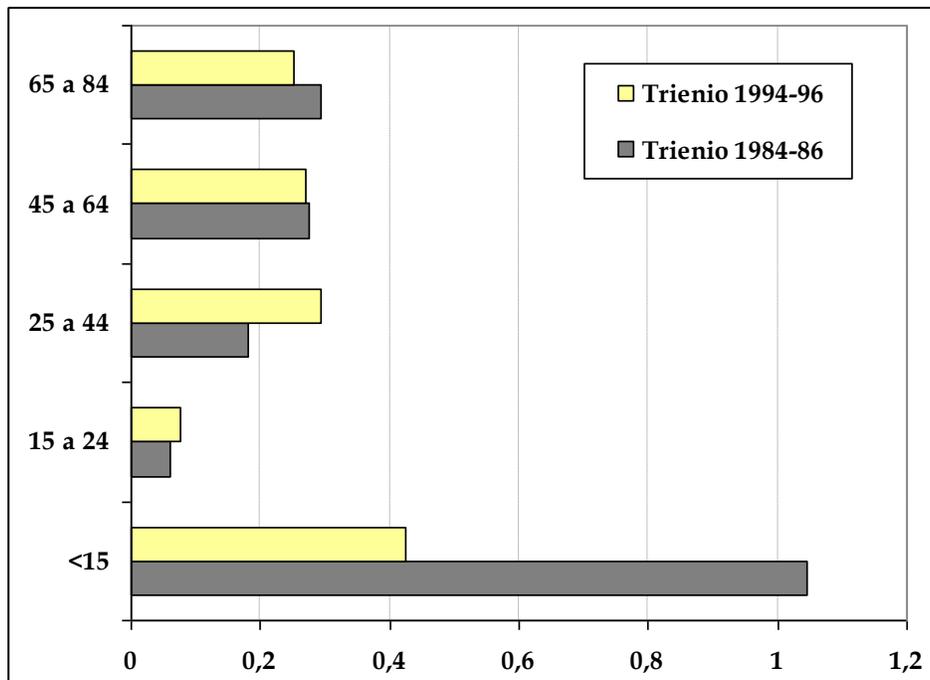


Figura 72. Efecto, por grupos de edad, de la mortalidad por causas infecciosas sobre los años de esperanza de vida perdidos en 1986 y 1996.

## Bibliografía

- 1 IUSSP. Diccionario demográfico multilingüe. Liège: Union Internationale por l'Étude Scientiphique de la Population; 1985. Disponible en: <http://www.demopaedia.org/>.
- 2 Livi-Bacci M. Introducción a la demografía. Barcelona: Ariel Historia; 1993.
- 3 Young TK. Population health. Concepts and methods. Oxford: Oxford University Press; 1998.
- 4 Tapinos GP. Elementos de demografía. Madrid: Espasa-Calpe; 1988.
- 5 Siegel J, Swanson D. The methods and materials of demography. New York: Academic Press; 2001.
- 6 Preston S, Heuveline P, Guillot P. Demography. Measuring and modelling population processes. Oxford: Blackwell Publishers; 2001.
- 7 Pressat R. El análisis demográfico. Métodos, resultados, aplicaciones. México: Fondo de Cultura Económica; 1983.
- 8 Leguina J. Fundamentos de demografía. Madrid: Siglo XXI; 1992.
- 9 Caselli G, Vallin J, Wunsch G. Démographie: analyse et synthèse. 8 vols. Paris: Éditions de L'Institut National D'Études Démographiques; 2001-2006.
- 10 Bogue D, Arriaga E, Anderton D, editores. Readings in population research methodology. 8 vols. Chicago: United Nations Population Fund and Social Development Center; 1993.
- 11 Caselli G, Vallin J, Wunsch G, editores. Démographie: analyse et synthèse. I. La Dynamique des Populations. Paris: Éditions de L'Institut National D'Études Démographiques; 2001.
- 12 Setel PW, Macfarlane SB, Szreter S, Mikkelsen L, Jha P, Stout S et al. A scandal of invisibility: making everyone count by counting everyone. The Lancet. 2007;370:1569-77. The Lancet: Who Counts? Series (2007). Disponible en: <http://www.who.int/healthinfo/statistics/LancetWhoCounts/en/index.html>.
- 13 Mahapatra P, Shibuya K, Lopez AD, Coullare F, Notzon FC, Rao C et al. Civil registration systems and vital statistics: successes and missed opportunities. The Lancet. 2007;370:1653-63. The Lancet: Who Counts? Series (2007). Disponible en: <http://www.who.int/healthinfo/statistics/LancetWhoCounts/en/index.html>.
- 14 Hill K, Lopez AD, Shibuya K, Jha P, on behalf of the Monitoring of Vital Events (MoVE) writing group. Interim measures for meeting needs for health sector data: births, deaths, and causes of death. The Lancet. 2007;370:1726-35. The Lancet: Who Counts? Series (2007). Disponible en: <http://www.who.int/healthinfo/statistics/LancetWhoCounts/en/index.html>.

- 15 AbouZahr C, Cleland J, Coullare F, Macfarlane SB, Notzon FC, Setel P et al. The way forward. *The Lancet*. 2007;370:1791-9. *The Lancet: Who Counts? Series* (2007). Disponible en: <http://www.who.int/healthinfo/statistics/LancetWhoCounts/en/index.html>.
- 16 Siegel J, Swanson D. *The methods and materials of demography*. 2ª ed. New York: Academic Press; 2002.
- 17 Chackiel J. Envejecimiento de la población latinoamericana: ¿hacia una relación de dependencia favorable?. Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población, Serie Población y desarrollo n° 4, Santiago de Chile; Ago 2000.
- 18 Caselli G, Vallin J, Wunsch G, editores. *Démographie: analyse et synthèse. II. Les Déterminants de la Fécondité*. Paris: Éditions de L'Institut National D'Études Démographiques; 2002.
- 19 Wunsch G, Mouchart M, Duchêne J, editores. *The life table. Modelling survival and death*. Dordrecht: Kluwer; 2002.
- 20 Pressat R. *Manuel d'analyse de la mortalité*. Paris: Institut National d'Études Démographiques, Presses Universitaires de France; 1985.
- 21 Ortega A. *Tablas de mortalidad*. San José de Costa Rica: Celade; 1987.
- 22 Keyfitz N. *Introducción a las matemáticas de población*. Santiago de Chile: Celade; 1979.
- 23 Chiang CL. *The life table and its construction*. En: Chiang CL. *Introduction to stochastic processes in Biostatistics*. New York: John Wiley; 1968.
- 24 Caselli G, Vallin J, Wunsch G, editores. *Démographie: analyse et synthèse. III. Les Déterminants de la Mortalité*. Paris: Éditions de L'Institut National D'Études Démographiques; 2003.
- 25 WHO [página en Internet]. *The world health report 1997 - conquering suffering, enriching humanity*. World Health Organization: Geneva; 1997. Disponible en: <http://www.who.int/whr/1997/en/index.html>
- 26 OMS. *Aplicaciones de la epidemiología al estudio de los ancianos. Serie de Informes Técnicos, n° 706*. Ginebra: OMS; 1984. Disponible en: [http://whqlibdoc.who.int/trs/WHO\\_TRS\\_706\\_spa.pdf](http://whqlibdoc.who.int/trs/WHO_TRS_706_spa.pdf).
- 27 Murray CJL, Salomon J, Mathers C, Lopez A, editores. *Summary measures of population health: concepts, ethics, measurement and applications*. Geneva: World Health Organization; 2002.
- 28 Swift J. *Los viajes de Gulliver*. Madrid: Cátedra; 2000.
- 29 Omran AR. *The epidemiological transition: a theory of the epidemiology of population change*. *Milbank Mem Fund Q*. 1971;49:509-38.

- 30 Frenk J, Bobadilla JL, Lozano R. The epidemiological transition in Latin America. En: Timaeus IM, Chackiel J, Ruzicka L, editores. Adult mortality in Latin America. New York: Clarendon Press Oxford; 1996. pp. 123-39.
- 31 Olshansky SJ, Ault AB. The fourth stage of the epidemiology transition: the age of delayed degenerative diseases. *Milbank Mem Fund Q*. 1986;64:355-91.
- 32 Rogers R, Hackenberg R. Extending epidemiological transition theory: a new stage. *Social Biology*. 1987;34(3-4):234-43.
- 33 Robine JM, Romieu I, Cambois E. Health expectancy indicators. *Bulletin of the World Health Organization*. 1999;77(2):181-5.
- 34 Sanders BS. Measuring community health level. *American Journal of Public Health*. 1964;54:1063-70.
- 35 Sullivan DF. A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Reports*. 1971;86:347-54.
- 36 Robine JM, Jagger C, Mathers CD, Crimmins EM, Suzman RM, editores. Determining health expectancies. Chichester: John Wiley; 2003.
- 37 Kramer M. The rising pandemic of mental disorders and associated chronic diseases and disabilities. *Acta Psychiatrica Scandinavica*. 1980;62:382-97.
- 38 Gruenberg EM. The failure of success. *Milbank Memorial Fund Quarterly*. 1977;55:3-24.
- 39 Kalache A, Aboderin I, Hoskins I. Compression of morbidity and active ageing: key priorities for public health policy in the 21st century. *Bulletin of the World Health Organization*. 2002;80(3):179-261.
- 40 Fries J. Aging, natural death and compression of morbidity. *N Engl J Med*. 1980;303:130-5.
- 41 Robine JM, Jagger C, Romieu I. Disability-free life expectancies in the European Union countries: calculation and comparisons. *Genus*, LVII. 2001;(2):89-101.
- 42 Manton KG. Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population. *Milbank Mem Fund Q*. 1982;60:183-244.
- 43 Jagger C, Cox B, Le Roy S, EHEMU. Health expectancy calculation by the Sullivan method: A practical guide. 3ª ed. EHEMU Technical Report 2006\_3; June 2007.
- 44 Gispert R, Gutiérrez Fisac JL. Esperanza de vida saludable: pasado y presente de un indicador con futuro. *Revisiones en Salud Pública*. 1997;5:7-32.
- 45 Murray CJL, Lopez AD. The global burden of disease. World Health Organization-Harvard U Press; 1996.

- 46 Murray CJL. Cuantificación de la carga de enfermedad: La base técnica del cálculo de los años de vida ajustados en función de la discapacidad. Bol Oficina Sanit Panam. 1995;118(3):221-41.
- 47 Dempsey M. Decline in tuberculosis; the death rate fails to tell the entire story. Am Rev Tuberculosis. 1947;56:157-64.
- 48 Dickinson FG, Welker EL. What is the leading cause of death? Two new measures. Bull Bureau Med Econ Am Med Assoc. 1948;64:1-25.
- 49 Romeder JM, McWhinnie JR. Potential Years of Life Lost between ages 1 and 70: an indicator of premature mortality for health planning. Int J Epidemiol. 1977;6(2):143-51.
- 50 Centers for Disease Control. Premature mortality in the United States: Public health issues in the use of years of potential life lost. Morbidity and Mortality Weekly Report. 1986;35(Suppl 2):1s-11s.
- 51 Coale A, Guo G. Revised model life tables at very low levels of mortality. Population Index. 1989;55(4):613-43.
- 52 Coale A, Demeny P. Regional model life tables and stable populations. 2ª ed. New York: Academic Press; 1983.
- 53 Pereira J, Cañón J, Álvarez E, Gènova R. La medida de la magnitud de los problemas de salud en el ámbito internacional: los estudios de carga de enfermedad. Revista de Administración Sanitaria. 2001;5(19):441-66.
- 54 Murray CJL, Salomon JA, Mathers C. A critical examination of summary measures of population health. GPE Discussion Paper N° 2. World Health Organization; Jul 1999.
- 55 Mathers CD, Vos T, Lopez AD, Salomon J, Ezzati M, editores. National burden of disease studies: A practical guide. Edition 2.0. Global Program on Evidence for Health Policy. Geneva: World Health Organization; 2001.
- 56 Doll R. Comparison between registries. Age-standardized rates. En: Waterhouse JAH, Muir CS, Correa P, Powell J, editores. Cancer incidence in Five Continents, Vol. III (IARC Scientific Publications No. 15). Lyon: International Agency for Research on Cancer; 1976. pp. 453-9.
- 57 Arriaga EE. Measuring and explaining the change in life expectancies. Demography. 1984;21(1):83-96.
- 58 Arriaga EE. Changing trends in mortality during the last decades. En: Ruzicka L, Wunsch G, Kane P, editores. Differential mortality: methodological issues and biosocial factors. Oxford: Claredon Press; 1989. pp. 105-30.
- 59 Pollard JH. On the decomposition of changes in expectation of life and differentials in life expectancy. Demography. 1988;25(2):265-76.

60 Arriaga EE. Los años de vida perdidos: su utilización para medir el nivel y cambio de la mortalidad. Notas de Población, CELADE, Año XXIV. N° 63, Santiago de Chile, junio 1996.

## Anexo 1: Novedades del módulo de demografía

### Novedades de la versión 4.0 con respecto a la versión 3.1:

- El submódulo de pirámides e indicadores demográficos de la versión 3 de Epidat se dividió en dos submódulos: pirámides e indicadores de estructura, y se añadió un submódulo nuevo: indicadores de fecundidad.
- Pirámides: se da la posibilidad de hacerlas por edades simples o por grupos de edad definidos por el usuario. No se limita el extremo inferior del intervalo final abierto, que puede ser mayor que 100.
- Pirámides: además de pirámides simples se incorpora la posibilidad de representar pirámides superpuestas y acumuladas. Además, todas se pueden hacer truncadas.
- Pirámides: opcionalmente se puede representar en la pirámide la cohorte de nacimiento.
- Pirámides: los datos por edades simples se pueden agregar, desde el propio programa, en grupos quinquenales o decenales. También se puede cambiar el intervalo final abierto (a la baja) sin cambiar de archivo.
- Indicadores de estructura: es posible cargar los datos por edades simples o por grupos de edad definidos por el usuario, y se da la opción de elegir entre dos agrupaciones para la edad.
- Indicadores de estructura: se eliminaron los índices de Friz y Bürgdofer, y se añadieron proporciones sobre la población total, indicadores de dependencia en jóvenes y en mayores, y sobre envejecimiento.
- Indicadores de estructura: se calculan por sexo, además del total.
- Tablas de mortalidad: es posible hacerlas por edades simples (tablas completas). No se limita el extremo inferior del intervalo final abierto, que puede ser mayor que 100, y este límite se puede cambiar (a la baja) sin cambiar de archivo.
- Tablas de mortalidad: se pueden construir, simultáneamente, para hombres, mujeres y total.
- Tablas de mortalidad: opcionalmente se puede introducir, como dato, la tasa de mortalidad infantil.
- Se añade un submódulo nuevo: expectativas de salud.
- Años potenciales de vida perdidos (APVP): se divide en dos opciones, APVP y tasa bruta, y Tasa de APVP ajustada.
- APVP y tasa bruta: es posible cargar los datos por edades simples, además de usar grupos quinquenales; se eliminó la opción de grupos decenales.

- APVP y tasa bruta: el límite superior de edad para el cálculo de los APVP puede ser fijo o variable (serie de esperanzas de vida).
- APVP y tasa bruta: se pueden introducir valoraciones sociales (tasas de descuento y pesos por edades).
- APVP y tasa bruta: opcionalmente, se pueden obtener resultados por grupos de edad.
- Años de esperanza de vida perdidos y descomposición del cambio en la esperanza de vida: es posible agrupar los resultados por grupos de edad o por causa de muerte.

## Anexo 2: Fórmulas del módulo de demografía

### Esquema del módulo

1. Pirámides e indicadores demográficos
  - 1.1. Pirámides de población
  - 1.2. Indicadores de estructura
  - 1.3. Indicadores de fecundidad
2. Tablas de mortalidad
3. Expectativas de salud
4. Años potenciales de vida perdidos
  - 4.1. APVP y tasa bruta
    - 4.1.1. Una causa y varias poblaciones
    - 4.1.2. Varias causas y una población
  - 4.2. Tasa de APVP ajustada
5. Descomposición del cambio en la EV
6. Años de esperanza de vida perdidos
  - 6.1. Un período
  - 6.2. Comparación de dos períodos

### 1.1. PIRÁMIDES E INDICADORES DEMOGRÁFICOS. PIRÁMIDES DE POBLACIÓN [Piédrola, (2008, p. 27-36)]

Una pirámide representa la estructura de población por edad y sexo mediante dos histogramas horizontales, uno para los hombres (hacia la izquierda del eje de ordenadas) y otro para las mujeres (hacia la derecha). Para cada grupo de edad y sexo se representa un rectángulo de ancho proporcional a su amplitud y de largo proporcional a su población o al porcentaje que ésta representa sobre el total de hombres y mujeres.

### 1.2. PIRÁMIDES E INDICADORES DEMOGRÁFICOS. INDICADORES DE ESTRUCTURA

Proporciones sobre la población total:

Jóvenes:

$$P_{\text{jóvenes}} = \frac{P_{0-14}}{P} \times 100 \text{ (opción 1); } P_{\text{jóvenes}} = \frac{P_{0-19}}{P} \times 100 \text{ (opción 2)}$$

Adultos:

$$P_{\text{adultos}} = \frac{P_{15-64}}{P} \times 100 \text{ (opción 1); } P_{\text{adultos}} = \frac{P_{20-59}}{P} \times 100 \text{ (opción 2)}$$

Mayores:

$$P_{\text{mayores}} = \frac{P_{65+}}{P} \times 100 \text{ (opción 1); } P_{\text{mayores}} = \frac{P_{60+}}{P} \times 100 \text{ (opción 2)}$$

Ancianos (sólo opción 2):

$$P_{\text{ancianos}} = \frac{P_{80+}}{P} \times 100$$

Indicadores de dependencia: [Livi-Bacci (1993, p. 89)]

Dependencia total:

$$ID_{\text{total}} = \frac{P_{0-14} + P_{65+}}{P_{15-64}} \times 100 \text{ (opción 1); } ID_{\text{total}} = \frac{P_{0-19} + P_{60+}}{P_{20-59}} \times 100 \text{ (opción 2)}$$

Dependencia en jóvenes:

$$ID_{\text{jóvenes}} = \frac{P_{0-14}}{P_{15-64}} \times 100 \text{ (opción 1); } ID_{\text{jóvenes}} = \frac{P_{0-19}}{P_{20-59}} \times 100 \text{ (opción 2)}$$

Dependencia en mayores:

$$ID_{\text{mayores}} = \frac{P_{65+}}{P_{15-64}} \times 100 \text{ (opción 1); } ID_{\text{mayores}} = \frac{P_{60+}}{P_{20-59}} \times 100 \text{ (opción 2)}$$

Indicadores de envejecimiento: [Livi-Bacci (1993, p. 88)]

Envejecimiento:

$$IV = \frac{P_{65+}}{P_{0-14}} \times 100 \text{ (opción 1); } IV = \frac{P_{60+}}{P_{0-19}} \times 100 \text{ (opción 2)}$$

Sobreenvejecimiento (sólo opción 2):

$$IS = \frac{P_{80+}}{P_{60+}} \times 100$$

Otros indicadores:

Edad media: [Livi-Bacci (1993, p. 88)]

$$\bar{x} = \frac{\sum_{j=i}^g \left( x_j + \frac{n_j}{2} \right) P_j}{P}$$

Edad mediana: [Livi-Bacci (1993, p. 88)]

$$x_m = x_r + n_r \frac{\frac{1}{2}P - P_{0-x_r}}{P_r}$$

Sundbarg: [Piédrola (2008, p. 34-35)]

$$I_{15} = \frac{P_{0-14}}{P_{15-49}} \times 100; \quad I_{50} = \frac{P_{50+}}{P_{15-49}} \times 100$$

- $I_{15} > I_{50} \Rightarrow$  población progresiva
- $I_{15} = I_{50} \Rightarrow$  población estacionaria
- $I_{15} < I_{50} \Rightarrow$  población regresiva

Estructura de la población activa: [Livi-Bacci (1993, p. 89-90)]

$$IS = \frac{P_{40-64}}{P_{15-39}} \times 100 \text{ (opción 1)} \quad IS = \frac{P_{40-59}}{P_{20-39}} \times 100 \text{ (opción 2);}$$

Reemplazamiento de la población activa: [Livi-Bacci (1993, p. 90)]

$$IR = \frac{P_{60-64}}{P_{15-19}} \times 100 \text{ (opción 1);} \quad IR = \frac{P_{55-59}}{P_{20-24}} \times 100 \text{ (opción 2)}$$

Generacional de ancianos:

$$IG = \frac{P_{35-64}}{P_{65+}} \times 100 \text{ (opción 1);} \quad IG = \frac{P_{30-59}}{P_{60+}} \times 100 \text{ (opción 2)}$$

Donde:

- $P_{a-b}$  es la población entre las edades a y b,
- $P_{a+}$  es la población de a años y más,
- g es el número de grupos de edad,
- $x_j$  es el límite inferior del j-ésimo grupo de edad,  $j=1, \dots, g$ ,

- $n_j$  es la amplitud del  $j$ -ésimo grupo de edad,  $j=1, \dots, g$ ; en el último grupo abierto, se toma  $n=0$ ,
- $P_j$  es la población del  $j$ -ésimo grupo de edad,  $j=1, \dots, g$ ,
- $P = \sum_{j=1}^g P_j$  es la población total,
- $r$  es el número del grupo de edad donde se ubica la edad mediana (el primero que acumula, al menos, el 50% de la población),
- $P_{0-x_r}$  es la población menor de  $x_r$  años.

### 1.3 PIRÁMIDES E INDICADORES DEMOGRÁFICOS. INDICADORES DE FECUNDIDAD

Razón Niños/Mujeres:

$$R = \frac{P_{0-4}}{P_{M,15-49}} \text{ niños por mujer}$$

Tasa bruta de natalidad por 1.000 personas: [Livi-Bacci (1993, p. 93)]

$$TBN = \frac{NV}{P} \times 1.000$$

Tasa general de fecundidad por 1.000 mujeres en edad fértil: [Livi-Bacci (1993, p. 93)]

$$TGF = \frac{NV}{P_{M,15-49}} \times 1.000$$

Tasas específicas de fecundidad por edad:

$$TF_j = \frac{NV_j}{P_{M,j}}, j=1, \dots, g \text{ (para representarlas gráficamente se multiplican por 1.000)}$$

Índice sintético de fecundidad o tasa global de fecundidad:

$$\text{ISF} = n \sum_{j=1}^g \text{TF}_j \text{ hijos por mujer}$$

Edad media a la maternidad:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^g \left( x_j + \frac{n}{2} \right) \text{TF}_j}{\sum_{j=1}^g \text{TF}_j} \text{ años}$$

Tasa bruta de reproducción:

$$\text{Método 1: TBR} = n \sum_{j=1}^g \frac{\text{NV}_{M,j}}{\text{P}_{M,j}} \text{ hijas por mujer}$$

$$\text{Método 2: TBR} = \text{ISF} \frac{\text{NV}_M}{\text{NV}} \text{ hijas por mujer}$$

$$\text{Método 3: TBR} = \text{ISF} \frac{100}{205} \text{ hijas por mujer}$$

Tasa neta de reproducción:

$$\text{Método 1: TBR} = \sum_{j=1}^g \frac{{}_n L_{x_j}}{100.000} \frac{\text{NV}_{M,j}}{\text{P}_{M,j}} \text{ hijas por mujer}$$

$$\text{Método 2: TBR} = \frac{\text{NV}_M}{\text{NV}} \sum_{j=1}^g \frac{{}_n L_{x_j}}{100.000} \text{TF}_j \text{ hijas por mujer}$$

$$\text{Método 3: TBR} = \frac{100}{205} \sum_{j=1}^g \frac{{}_n L_{x_j}}{100.000} \text{TF}_j \text{ hijas por mujer}$$

Donde:

- $g$  es el número de grupos de edad ( $g=35$  para edades simples y  $g=7$  para grupos quinquenales),
- $x_j$  es el límite inferior del  $j$ -ésimo grupo de edad,  $j=1, \dots, g$ ,
- $n$  es la amplitud de los grupos de edad ( $n=1$  para edades simples y  $n=5$  para grupos quinquenales),
- $P_{M,j}$  es la población de mujeres del  $j$ -ésimo grupo de edad,  $j=1, \dots, g$ ,
- $P_{M,15-49} = \sum_{j=1}^g P_{M,j}$  es la población de mujeres en edad fértil (de 15 a 49),
- $P$  es la población total,
- $P_{0-4}$  es la población de 0 a 4 años,
- $NV_{Hj}$  es la población de hombres nacidos vivos del  $j$ -ésimo grupo de edad (de la madre),  $j=1, \dots, g$ ,
- $NV_H$  es la población total de hombres nacidos vivos:
  - $$NV_H = \sum_{j=1}^g NV_{H,j}$$
- $NV_{Mj}$  es la población de mujeres nacidos vivos del  $j$ -ésimo grupo de edad (de la madre),  $j=1, \dots, g$ ,
- $NV_M$  es la población total de mujeres nacidas vivas:
  - $$NV_M = \sum_{j=1}^g NV_{M,j}$$
- $NV_j$  es la población total de nacidos vivos del  $j$ -ésimo grupo de edad (de la madre),  $j=1, \dots, g$ :
  - $$NV_j = NV_{H,j} + NV_{M,j}$$
- $NV$  es la población total de nacidos vivos:
  - $$NV = \sum_{j=1}^g NV_j$$
  - $$NV = NV_H + NV_M$$

- ${}_nL_{xj}$  es el número de años vividos entre las edades  $x_j$  y  $x_j+n$  de la tabla de mortalidad de mujeres.

## 2. TABLAS DE MORTALIDAD [Mathers (2001, p. 31-36); Arriaga (2001, p. 98-107)]

Tasa de mortalidad entre las edades  $x$  y  $x+n$  ( ${}_n m_x$ ):

$${}_n m_x = \frac{{}_n D_x}{{}_n P_x}$$

Probabilidad de muerte entre las edades  $x$  y  $x+n$  ( ${}_n q_x$ ):

En el grupo 0-1:

$${}_1 q_0 = \text{TMI} \text{ si se tiene la tasa de mortalidad infantil (TMI)}$$

$${}_1 q_0 = \frac{{}_1 m_0}{1 + (1 - {}_1 a_0) {}_1 m_0} \text{ si no se tiene la tasa de mortalidad infantil}$$

En el grupo de edad ( $x, x+n$ ):

$${}_n q_x = \frac{{}_n \times {}_n m_x}{1 + ({}_n - {}_n a_x) {}_n m_x}, 0 < x < w$$

En el grupo de  $w$  y más:  $q_w = 1$

Probabilidad de supervivencia entre las edades  $x$  y  $x+n$  ( ${}_n p_x$ ):

$${}_n p_x = 1 - {}_n q_x$$

Supervivientes a la edad  $x$  ( $l_x$ ):

$$l_{x+n} = l_x \times {}_n p_x$$

$$l_0 = 100.000$$

Defunciones entre las edades x y x+n ( ${}_n d_x$ ):

$${}_n d_x = l_x \times {}_n q_x$$

Años vividos entre las edades x y x+n ( ${}_n L_x$ ):

$$\text{En el grupo } (x, x+n): {}_n L_x = n l_{x+n} + {}_n a_x \times {}_n d_x, x < w$$

$$\text{En el grupo de } w \text{ y más: } L_w = \frac{d_w}{m_w}$$

Años vividos desde la edad x ( $T_x$ ):

$$\text{En el grupo de } w \text{ y más: } T_w = L_w$$

$$\text{En el grupo } (x, x+n): T_x = {}_n L_x + T_{x+n}, x < w$$

Esperanza de vida a la edad x ( $e_x$ ):

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

Donde:

- x es el límite inferior de los grupos de edad,
- n es la amplitud de los grupos de edad (no definida para x=w):
  - Para edades simples:  $n=1 \forall x$ ,
  - Para grupos quinquenales:  $n=1$  para  $x=0$ ,  $n=4$  para  $x=1$ ,  $n=5$  para  $x>1$ .
- ${}_n D_x$  es el número de defunciones en el grupo de edad (x, x+n),
- ${}_n P_x$  es la población del grupo de edad (x, x+n),
- ${}_n a_x$  es el número medio de años vividos entre las edades x y x+n por los que mueren en ese intervalo (no definido para x=w):
  - Para edades simples:  ${}_n a_x = 0,5 \forall x > 0$
  - Para grupos quinquenales:  ${}_n a_x = 2,5 \forall x > 1$ .

Valores de  ${}_1a_0$  y  ${}_4a_1$  [Arriaga (2001, p. 169-176), PAS]

Los valores de  ${}_1a_0$  y  ${}_4a_1$  fueron tabulados por Coale y Demeny en función de la región (N; S; E; O), y del sexo. Las regiones están definidas del modo siguiente:

- Norte: Islandia, Noruega y Suiza,
- Este: Austria, Checoslovaquia, Alemania, Italia del centro-norte, Polonia y Hungría,
- Sur: Italia del Sur, Portugal y España,
- Oeste: resto de países.

TMI conocida:

- Si  $TMI \geq 0,1$ , los valores de  ${}_1a_0$  y  ${}_4a_1$  se obtienen de la tabla de Coale y Demeny.
- Si  $TMI < 0,1$ , la tabla proporciona valores de  $\alpha$  y  $\beta$  que permiten calcular  ${}_1a_0$  y  ${}_4a_1$ :

$${}_1a_0 = \alpha + \beta TMI$$

$${}_4a_1 = \alpha - \beta TMI$$

- Los valores de la tabla de Coale-Demeny para ambos sexos se obtienen combinando los de hombres y mujeres:

$$V_T = \frac{IMV_H + 100V_M}{IM + 100}$$

TMI desconocida:

- Se busca el valor de  ${}_1a_0$  en la tabla de Coale y Demeny correspondiente a  $TMI \geq 0,1$ .
- Se calcula  $TMI = \frac{{}_1m_0}{1 + (1 - {}_1a_0){}_1m_0}$ .
- Se repiten los pasos correspondientes a TMI conocida.

Donde:

- V representa el valor de  ${}_1a_0$  o de  ${}_4a_1$ ,
- H indica el valor de hombres y M el de mujeres,
- IM es el índice de masculinidad.

Tabla de Coale y Demeny para los valores de  $1a_0$  y  $4a_1$  en función del sexo y la región [Coale & Demeny (1983)]:

	$1a_0$		$4a_1$	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
<b>TMI <math>\geq 0,1</math></b>				
Oeste	0,33	0,35	1,352	1,361
Norte	0,33	0,35	1,558	1,57
Este	0,29	0,31	1,313	1,324
Sur	0,33	0,35	1,24	1,239
<b>TMI <math>&lt; 0,1</math></b>				
<b>alfa (<math>\alpha</math>)</b>				
West	0,0425	0,05	1,653	1,524
North	0,0425	0,05	1,859	1,733
East	0,0025	0,01	1,614	1,487
South	0,0425	0,05	1,541	1,402
<b>beta (<math>\beta</math>)</b>	2,875	3	3,013	1,627

### 3. EXPECTATIVAS DE SALUD [Jagger (2007)]

Prevalencia del estado de salud k en el grupo de edad (x, x+n):

$$P_x^k = 1 - \sum_{i=1}^{k-1} P_x^i$$

Método de Sullivan:

Años vividos con “estado de salud i” entre las edades x y x+n:

$${}_nL_x^i = ({}_nL_x)(P_x^i)$$

Esperanza de vida con “estado de salud i” a la edad x:

$$e_x^i = \frac{\sum_{j=x}^w {}_nL_j^i}{I_x}$$

Intervalo de confianza de la esperanza de vida con “estado de salud  $i$ ” a la edad  $x$ :

$$\left( e_x^i - z_{1-\alpha/2} EE(e_x^i), e_x^i + z_{1-\alpha/2} EE(e_x^i) \right)$$

Error estándar de la esperanza de vida con “estado de salud  $i$ ” a la edad  $x$ :

$$EE(e_x^i) = \sqrt{\frac{\sum_{j=x}^w ({}_nL_j^i S_j^i)^2}{l_x^2}}$$

Porcentaje de esperanza de vida con “estado de salud  $i$ ”:

$$\%e_x^i = \frac{e_x^i}{e_x} \times 100$$

Donde:

- $x$  es el límite inferior de los grupos de edad,
- $n$  es la amplitud de los grupos de edad (no definida para  $x=w$ ):
  - Para edades simples:  $n=1 \forall x$ ,
  - Para grupos quinquenales:  $n=1$  para  $x=0$ ,  $n=4$  para  $x=1$ ,  $n=5$  para  $x>1$ .
- $P_x^i$  es la prevalencia de “estado de salud  $i$ ” en el grupo de edad  $(x, x+n)$ ,
- ${}_nL_x$  son los años vividos entre las edades  $x$  y  $x+n$ ,
- $l_x$  son los supervivientes a la edad  $x$ ,
- $S_x^i$  es el error estándar de la prevalencia de “estado de salud  $i$ ” en el grupo de edad  $(x, x+n)$ ,
- $z_{1-\alpha/2}$  es el percentil de la distribución normal estándar,  $N(0,1)$ , que deja a la izquierda una cola de probabilidad  $1-\alpha/2$ ,
- $1-\alpha$  es el nivel de confianza,
- $e_x$  es la esperanza de vida a la edad  $x$ :

$$e_x = \sum_{i=1}^k e_x^i$$

#### 4.1. AÑOS POTENCIALES DE VIDA PERDIDOS. APVP Y TASA BRUTA

[Mathers (2001, p. 111-15); Romeder (1977)]

APVP entre las edades  $x$  y  $x+n$ , sin valoraciones sociales ( $k=0$ ,  $r=0$ ):

$${}_nAPVP_{x:n} d_x L_z$$

APVP entre las edades  $x$  y  $x+n$ , con valoraciones sociales:

$${}_nAPVP_{x:n} d_x L'_z$$

- Para  $0 \leq k \leq 1$ ,  $0 < r \leq 1$ :

$$L'_z = \frac{kCe^{rz}}{(d+r)^2} \{ \exp[-(d+r)(L_z+z)] [-(d+r)(L_z+z)-1] - \exp[-(d+r)z] [-(d+r)z-1] \} + \frac{1-k}{r} [1 - \exp(-rL_z)]$$

- Para  $0 < k \leq 1$ ,  $r=0$ :

$$L'_z = \frac{kCe^{rz}}{(d+r)^2} \{ \exp[-(d+r)(L_z+z)] [-(d+r)(L_z+z)-1] - \exp[-(d+r)z] [-(d+r)z-1] \}$$

donde  $C=0,1658$  y  $d=0,04$

Valor  $L_z$ :

Límites fijos:  $L_z = b - z$

Límites variables (esperanzas de vida):

$$L_z = e_x + \frac{n a_x}{n} (e_{x+n} - e_x), x < w$$

$$L_z = e_w + \frac{e_w^2}{n} \frac{e_w - e_{w-n}}{e_{w-n}} \text{ para } x = w$$

Valor  $z$ :

$$z = x + n a_x, x < w$$

$$z = w + e_w \text{ para } x = w \text{ (solo para límites variables)}$$

APVP total:

$$\text{Límites fijos: } APVP = \sum_{x=a}^n APVP_x \text{ (se suma mientras } L_z > 0)$$

$$\text{Límites variables (esperanzas de vida): } APVP = \sum_{x=0}^w APVP_x$$

Tasa de APVP por 1.000 habitantes:

$$\text{Límite superior fijo: } T_{APVP} = \frac{APVP}{P_{a,b}} \times 1.000$$

$$\text{Límite superior variable: } T_{APVP} = \frac{APVP}{P} \times 1.000$$

Donde:

- x es el límite inferior de los grupos de edad,
- n es la amplitud de los grupos de edad
  - Para edades simples:  $n=1 \forall x$ ,
  - Para grupos quinquenales:  $n=1$  para  $x=0$ ,  $n=4$  para  $x=1$ ,  $n=0$  para  $x=w$ ,  $n=5$  para el resto de grupos,
- a y b son los límites inferior y superior de edad, respectivamente, establecidos para el cálculo de los APVP,
- ${}_n d_x$  es el número de defunciones entre las edades x y  $x+n$ ,
- $e_x$  es la esperanza de vida a la edad x,
- r es la tasa de descuento,
- k es el factor de pesos por edades:
  - $k=0$  para pesos uniformes,
  - $k=1$  para pesos estándar,
- ${}_n a_x$  es el número medio de años vividos entre las edades x y  $x+n$  por los que mueren en ese intervalo (no definido para  $x=w$ ):
  - Para edades simples:  ${}_n a_x=0,5 \forall x>0$ ,

- Para grupos quinquenales:  $na_x=2,5 \forall x>1$ ,
- Los valores de  $1a_0$  y  $4a_1$  fueron se calculan siguiendo el método descrito en el apartado 2. *Tablas de mortalidad* para TMI conocida,
- $P_{a,b}$  es la población entre las edades a y b:
  - $P_{a,b} = \sum_{x=a} P_{x,x+n}$  (se suma mientras  $L_z > 0$ )
- P es la población total.

#### 4.2. AÑOS POTENCIALES DE VIDA PERDIDOS. TASA DE APVP AJUSTADA [Romeder (1977)]

APVP total:

$$APVP = \sum_{j=1}^g APVP_j$$

Tasa bruta de APVP por 1.000 habitantes:

$$T_{APVP} = \frac{APVP}{P} \times 1.000$$

Tasa de APVP ajustada por edad (método directo), por 1.000 habitantes:

$$T_{e, APVP} = \left( \sum_{j=1}^g \frac{Pe_j}{Pe} \frac{APVP_j}{P_j} \right) \times 1000$$

Donde:

- $APVP_j$  es el número de APVP en el j-ésimo grupo de edad,  $j=1, \dots, g$ ,
- $P_j$  es la población del j-ésimo grupo de edad,  $j=1, \dots, g$ ,
- $P = \sum_{j=1}^g P_j$  es la población total,
- $Pe_j$  es la población estándar del j-ésimo grupo de edad,  $j=1, \dots, g$ ,

- $Pe = \sum_{j=1}^g Pe_j$  es la población estándar total.

## 5. DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN LA ESPERANZA DE VIDA

Método de Arriaga [Arriaga (1984)]:

Efecto directo del grupo de edad ( $x, x+n$ ):

$${}_nED_x = \frac{l_x^1}{l_0^1} ({}_n e_x^2 - {}_n e_x^1), x < w$$

$$ED_w = \frac{l_w^1}{l_0^1} (e_w^2 - e_w^1)$$

Efecto indirecto del grupo de edad ( $x, x+n$ ):

$${}_nEI_x = \frac{{}_nCS_x}{l_0^1} e_{x+n}^1, x < w; EI_w = 0$$

$${}_nCS_x = l_x^1 \frac{l_{x+n}^2}{l_x^2} - l_{x+n}^1, x < w$$

Interacción del grupo de edad ( $x, x+n$ ):

$${}_nI_x = \frac{{}_nCS_x}{l_0^1} (e_{x+n}^2 - e_{x+n}^1), x < w; I_w = 0$$

Efecto total del grupo de edad ( $x, x+n$ ):

$${}_nET_x = {}_nED_x + {}_nEI_x + {}_nI_x$$

Efecto de la causa de muerte  $j$  y el grupo de edad ( $x, x+n$ ):

$${}_nET_x^j = {}_nET_x \frac{{}_n m_x^{2,j} - {}_n m_x^{1,j}}{{}_n m_x^2 - {}_n m_x^1}$$

Donde:

- $x$  es el límite inferior de los grupos de edad,
- $n$  es la amplitud de los grupos de edad:  $n=1$  para  $x=0$ ,  $n=4$  para  $x=1$ ,  $n=1$  para  $x=w$ ; para el resto de grupos,  $n=5$ .
- El superíndice  $i$  representa la tabla,  $i=1,2$ ,
- $j$  representa la causa de defunción,
- ${}_n e_x^i = \frac{{}_n L_x^i}{l_x^i}$  es la esperanza de vida entre las edades  $x$  y  $x+n$  en la tabla  $i$ ,
- ${}_n L_x^i$  es el número de años vividos entre las edades  $x$  y  $x+n$  en la tabla  $i$ ,
- $l_x^i$  es el número de supervivientes a la edad  $x$  en la tabla  $i$ ,
- $e_x^i$  es la esperanza de vida a la edad exacta  $x$  en la tabla  $i$ ,
- ${}_n m_x^i$  es la tasa de mortalidad entre las edades  $x$  y  $x+n$  en la tabla  $i$ :
  - En el grupo  $(x, x+n)$ :  ${}_n m_x^i = \frac{l_x^i - l_{x+n}^i}{{}_n L_x^i}$
  - En el grupo  $w$  y más:  $m_w^i = \frac{l_w^i}{L_w^i}$
- ${}_n m_x^{i,j}$  es la tasa de mortalidad por la causa  $j$  entre las edades  $x$  y  $x+n$  en la tabla  $i$ :
  - ${}_n m_x^{i,j} = {}_n m_x^i \frac{{}_n d_x^{i,j}}{{}_n d_x^i}$
  - ${}_n d_x^{i,j}$  es el número de defunciones por la causa  $j$  entre las edades  $x$  y  $x+n$  en la tabla  $i$ ,
  - ${}_n d_x^i = \sum_j {}_n d_x^{i,j}$  es el número total de defunciones entre las edades  $x$  y  $x+n$  en la tabla  $i$ .

Método de Pollard [Pollard (1982); Pollard (1988); Pollard (1989)]:

Contribución de la mortalidad al cambio en la esperanza de vida entre dos períodos, 1 y 2, por grupo de edad y causa de muerte:

$$w_{x+n/2} \left( {}_nQ_{xn}^1 C_x^{1,j} - {}_nQ_{xn}^2 C_x^{2,j} \right)$$

Cambio en la esperanza de vida:

$$e_0^2 - e_0^1 \cong \sum_j \sum_x w_{x+n/2} \left( {}_nQ_{xn}^1 C_x^{1,j} - {}_nQ_{xn}^2 C_x^{2,j} \right)$$

Donde:

- $x$  es el límite inferior de los grupos de edad,
- $n$  es la amplitud de los grupos de edad:  $n=1$  para  $x=0$ ,  $n=4$  para  $x=1$ ,  $n=1$  para  $x=w$ ; para el resto de grupos,  $n=5$ ,
- El superíndice  $i$  representa el período,  $i=1,2$ ,
- $j$  representa la causa de defunción,
- ${}_nQ_x^i = \text{Ln} \left( \frac{l_x^i}{l_{x+n}^i} \right)$  para  $x < w$  y  $Q_w^i = \text{Ln}(l_w^i)$
- $l_x^i$  es el número de supervivientes a la edad  $x$  en la tabla  $i$ ,
- ${}_n C_x^{i,j} = \frac{{}_n d_x^{i,j}}{{}_n d_x^i}$  es la proporción de defunciones por la causa  $j$  entre las edades  $x$  y  $x+n$  en la tabla  $i$ ,
  - ${}_n d_x^{i,j}$  es el número de defunciones por la causa  $j$  entre las edades  $x$  y  $x+n$  en la tabla  $i$ , ( $i=1,2$ ).
  - ${}_n d_x^i = \sum_j {}_n d_x^{i,j}$  es el número total de defunciones entre las edades  $x$  y  $x+n$  en la tabla  $i$ ,
- $w_x = \frac{1}{2} ({}_x p_0^1 e_x^2 + {}_x p_0^2 e_x^1)$ ,
  - ${}_x p_0^i = \frac{l_x^i}{l_0^i}$  es la probabilidad de sobrevivir hasta la edad exacta  $x$  en la tabla  $i$ ,
  - $e_x^i$  es la esperanza de vida a la edad exacta  $x$  en la tabla  $i$ ,
- Para calcular los pesos  $W_x$  en el punto medio de cada intervalo de edad se calcula la media de los dos valores extremos:

- $W_{x+n/2} = \frac{W_x + W_{x+n}}{2}, x < w$
- $W_{w+n/2} = \frac{W_w}{2}$

## 6. AÑOS DE ESPERANZA DE VIDA PERDIDOS [Arriaga (1996)]

Hay tres posibilidades de análisis basados en tres supuestos diferentes:

1. Mortalidad nula entre dos edades,
2. Mortalidad real entre dos edades,
3. Mortalidad real sin límite de edad.

Un período:

Años de esperanza de vida perdidos debido a la mortalidad por la causa j entre las edades x y x+n:

$${}_nAP_{x,j} = \frac{{}_n dt_{x,j} [(n - {}_n k_x) + S_{x+n}]}{l_a}, a \leq x < b$$

Años de esperanza de vida perdidos debido a la mortalidad por la causa j entre las edades a y b

$$AP_j = \sum_{x=a}^{b-n} {}_nAP_{x,j}$$

Años de esperanza de vida perdidos entre las edades x y x+n:

$${}_nAP_x = \sum_j {}_nAP_{x,j}$$

Años de esperanza de vida perdidos entre las edades a y b:

$$AP = \sum_j AP_j = \sum_{x=a}^{b-n} {}_nAP_x$$

Esperanza de vida temporaria entre a y b:

$$e_{a,b} = e_a - e_b \frac{l_b}{l_a}$$

Donde:

- a y b son los límites inferior y superior de edad, respectivamente, establecidos para el cálculo,
- x es el límite inferior de los grupos de edad,
- n es la amplitud de los grupos de edad: n=1 para x=0, n=4 para x=1, n=5 para el resto de grupos (x<w),
- j representa la causa de defunción,
- ${}_n d_x^j = {}_n d_x \frac{{}_n d_x^j}{{}_n d_x}$  es el número de fallecidos de la tabla de mortalidad entre x y x+n por la causa j,
  - ${}_n d_x^j$  es el número de defunciones por la causa j entre las edades x y x+n,
  - ${}_n d_x = \sum_j {}_n d_x^j$  es el número total de defunciones entre las edades x y x+n,
  - ${}_n d_x = l_x - l_{x+n}$  es el número de fallecidos de la tabla de mortalidad entre x y x+n,
  - $l_x$  es el número de supervivientes a la edad x,
- ${}_n K_x = \frac{{}_n L_x - n l_{x+n}}{l_x - l_{x+n}}$ ,
  - ${}_n L_x$  es el número de años vividos entre las edades x y x+n,
- $S_x = b - x$  en el supuesto 1,
- $S_x = e_x - e_b \frac{l_b}{l_x}$  (esperanza de vida temporaria entre x y b) en el supuesto 2,
- $S_x = e_x$  en el supuesto 3,

Comparación de dos períodos:

Cambio relativo anual en el número de años de esperanza de vida perdidos debido a la mortalidad por la causa j entre dos períodos:

$$CRA_j = 1 - (1 - CR_j)^{1/n}$$

Cambio relativo anual en el número de años de esperanza de vida perdidos entre dos períodos:

$$CRA = 1 - (1 - CR)^{1/n}$$

Donde:

- j representa la causa de defunción,
- $CR_j$  es el cambio relativo en el número de años de esperanza de vida perdidos por la causa j entre dos períodos 1 y 2:
  - $CR_j = \frac{AP_j^1 - AP_j^2}{AP_j^1}$
  - $AP_j^i$  son los años de esperanza de vida perdidos entre las edades a y b debido a la mortalidad por la causa j en el período i,  $i=1,2$ ,
- CR es el cambio relativo en el número de años de esperanza de vida perdidos entre dos períodos 1 y 2:
  - $CR = \frac{AP^1 - AP^2}{AP^1}$
  - $AP^i$  son los años de esperanza de vida perdidos entre las edades a y b en el período i,  $i=1,2$ ,
- n es el número de años entre los dos períodos.

## Bibliografía

- Arriaga EE. Measuring and explaining the change in life expectancies. *Demography*. 1984;21(1):83-96.
- Arriaga EE. Los años de vida perdidos: su utilización para medir el nivel y cambio de la mortalidad. *Notas de Población, CELADE, Año XXIV. N° 63, Santiago de Chile, junio 1996.*
- Arriaga EE. *El análisis de la población con microcomputadoras.* Córdoba: Copiar; 2001.
- Coale AJ, Demeny P, Vaughan B. Models of mortality and age composition. En: Coale et al., editores. *Regional model life tables and stable populations.* 2ª ed. New York: Academic Press; 1983. pp.1-8.
- Jagger C, Cox B, Le Roy S, EHEMU. Health expectancy calculation by the Sullivan method: A practical guide. 3ª ed. EHEMU Technical Report 2006\_3; June 2007.
- Livi-Bacci M. *Introducción a la demografía.* Barcelona: Ariel Historia; 1993.
- Londoño JL. *Metodología de la investigación epidemiológica.* Colombia: Universidad de Antioquia; 1998.
- Mathers CD, Vos T, Lopez AD, Salomon J, Ezzati M, editores. *National burden of disease studies: A practical guide.* Edition 2.0. Global Program on Evidence for Health Policy. Geneva: World Health Organization; 2001.
- Pollard JH. The expectation of life and its relationship to mortality. *Journal of the Institute of Actuaries.* 1982;109:225-40.
- Pollard JH. On the decomposition of changes in expectation of life and differentials in life expectancy. *Demography.* 1988;25(2):265-76.
- Pollard JH. On the derivation of a full life table from mortality data recorded in five-year age groups. *Mathematical Population Studies.* 1989;2:1-14.
- Romeder JM, McWhinnie JR. Potential Years of Life Lost between ages 1 and 70: an indicator of premature mortality for health planning. *Int J Epidem.* 1977;6(2):143-51.

- Sierra López A, Almaraz Gómez A, Doreste Alonso JL. Demografía y salud pública. Demografía estática. En: Piédrola Gil G, editor. Medicina preventiva y salud pública. 11ª ed. Barcelona: Elsevier; 2008. pp. 27-36.
- US Bureau of the Census [página en Internet]. Population Analysis Spreadsheets (PAS) for Excel. Disponible en: <http://www.census.gov/ipc/www/pas.html>.