

Guillaume Wunsch
TÉCNICAS
PARA EL ANÁLISIS
DE DATOS DEMOGRÁFICOS
DEFICIENTES



EL COLEGIO DE MÉXICO

TÉCNICAS PARA EL ANÁLISIS DE DA
DEMOGRÁFICOS DI 18

**CENTRO DE ESTUDIOS DEMOGRÁFICOS
Y DE DESARROLLO URBANO**

TÉCNICAS
PARA EL ANÁLISIS
DE DATOS
DEMOGRÁFICOS
DEFICIENTES

Guillaume Wunsch



EL COLEGIO DE MÉXICO

Título original: *Techniques d'analyse des données démographiques
déficientes*

Primera edición en francés, 1984

Primera edición en español, 1992

Traducción de Daniel Hiernaux Nicolas

Revisión técnica de Julieta Quilodrán

Portada de Mónica Diez Martínez

Ilustración: *Del sur, del sol, del tiempo*, de Fernando Ramos Prida.

Acrílico sobre triplay, 1992.

D.R. © 1984, Ediciones Ordina, Lieja, Bélgica

D.R. © 1992, El Colegio de México, A.C.

Camino al Ajusco 20

Pedregal de Santa Teresa

10740 México, D.F.

ISBN 968-12-0469-7

Impreso en México / *Printed in Mexico*

**Mi querido amigo,
toda teoría es seca y el árbol
precioso de la vida está en flor.**

GOETHE, FAUSTO, primera parte.

INTRODUCCIÓN

La mayor parte de los países no industrializados carece, hasta ahora, de bases de observación para evaluar adecuadamente su crecimiento demográfico, conocer la distribución de su población por edad y sexo, y —*a fortiori*— prever su evolución demográfica, tanto en lo que se refiere a los componentes del movimiento de la población (natalidad, mortalidad, movilidad espacial) como a las estructuras demográficas según edad, sexo, instrucción, rama de actividad, etc. Cuando existe el registro de los hechos vitales o el estado civil, éste es rudimentario y adolece de numerosas omisiones. Por otra parte, el censo es una operación reciente en la mayoría de los países en desarrollo y también padece de errores y omisiones.

La mala calidad de las estadísticas disponibles no permite recurrir a los métodos clásicos del análisis demográfico que en su mayoría se basan en el acercamiento de los datos del registro civil con los del censo, fuentes de datos, ambas supuestamente libres de errores y exhaustivas en su cobertura. Los métodos clásicos de análisis demográfico, que se aplican regularmente en los países industrializados, no pueden en su gran mayoría, aplicarse a los datos del Tercer Mundo.

Los demógrafos tuvieron, por lo tanto, que desarrollar otra metodología, más apropiada a los datos deficientes de los países en desarrollo: Tal es el propósito de esta obra, la cual no se enfoca a la recolección de los datos en sí (es decir, la mayor parte del tiempo a la encuesta o al censo) sino más bien al conjunto de nuevas técnicas de análisis, desarrolladas en el curso de los diez últimos años, que buscan evaluar las características demográficas a partir de una observación limitada o defectuosa. Estas técnicas son frecuentemente llamadas “indirectas”, en la medida en que no se basan, como lo hacen los métodos clásicos, en el acercamiento de los datos del registro civil y del censo. La

mayoría de las veces, se sustentan en una observación retrospectiva obtenida por medio de preguntas formuladas durante una encuesta o un censo, y relacionadas con el pasado de un individuo o con la situación de sus parientes cercanos.

Aunque este manual no cubra, en estricto sentido, la recolección de los datos, no se puede eludir el problema primordial de la evaluación de la calidad de los datos y de su eventual corrección. Por esta razón, el último capítulo de la obra se dedicaba al importante problema de la evaluación y corrección de las estructuras demográficas por edad y sexo, dado que son la base de la mayoría de los índices demográficos utilizados.

Como se apuntó, casi todos los métodos descritos aquí son recientes. Por otra parte, la gran mayoría de las publicaciones sobre el tema se han escrito en inglés y son poco accesibles. El presente trabajo constituye, así, una síntesis de esas investigaciones recientes.¹

En los últimos años ha aparecido una cantidad importante de nuevas técnicas que enriquecen considerablemente la panoplia de herramientas a disposición del demógrafo. Era entonces urgente realizar un balance de la cuestión relativa a los enfoques recientes, no abordados en la mayoría de las obras existentes.

En el primer capítulo se describen los errores y omisiones que con más frecuencia se cometen al utilizar los datos demográficos deficientes. Los dos capítulos siguientes tratan de las técnicas de análisis de la mortalidad y de la fecundidad.² El cuarto capítulo está dedicado a la utilización de los modelos de población estable y cuasi estable con fines de análisis demográfico. El último capítulo, se dedica a la evaluación y a la corrección de las estructuras de población según edad y sexo.

Conviene señalar, por otra parte, que la lectura de este libro, supone el conocimiento de los métodos tradicionales del análisis demográfico, tal y como se describen en distintos manuales.³ Las

¹ Las referencias bibliográficas son presentadas en forma completa al final de cada gran sección de la obra. En el cuerpo del texto se les menciona por el nombre del o de los autores y el año de publicación.

² El análisis de la migración no entra en el marco de esta obra. Es posible referirse al libro de G. Wunsch y M. Termote (1978), capítulo 6, así como al de D. Courgeau (1980).

³ Véase, entre otros, a R. Pressat (1969), L. Henry (1972), G. Wunsch y M. Termote (1978).

notaciones utilizadas en su mayoría corresponden a la práctica internacional, por lo menos, en lo que refiere a los índices demográficos clásicos, como por ejemplo la tabla de mortalidad.

Para terminar, insistimos en que siendo la mayoría de los métodos indirectos muy recientes, su confiabilidad no está siempre asegurada. Por ello al final de cada párrafo llamamos la atención del lector, sobre el grado de validez de las técnicas descritas así como sobre las hipótesis, muchas de las cuales corren el riesgo de no ser siempre satisfactorias en la práctica. En el campo del análisis de datos imperfectos, es particularmente importante conocer bien los límites y las posibilidades de cada técnica, si se quiere usarlas adecuadamente.

Finalmente, el autor agradece a su colega E. Vilquin, el haber aceptado leer el manuscrito de esta obra, así como a Las señoras Bouckaert, Brise y Davaux, que tuvieron a su cargo la tarea ingrata de mecanografiar el texto, y a la señora F. Bertrand, que dibujó las figuras.

Referencias y bibliografía

- Brass, W. (1975), *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, Laboratories for Population Statistics, Chapel Hill, 159 pp.
- Clairin, R. (1973), "Ajustements des données imparfaites", en *Sources et analyses des données démographiques*, Deuxième partie, INED, INSEE, ORSTOM, París, 184 pp.
- Courgeau, D. (1980), *Analyse quantitative des migrations humaines*, Masson, París, 225 pp.
- Henry, L. (1972), *Démographie. Analyse et modèles*, Larousse, París, 341 pp.
- Hill, K., H. Zlotnik y J. Trussel (en prensa), *Indirect Techniques for Demographic Estimation*, United Nations, Population Division, Manual X.
- Pressat, R. (1969), *L'Analyse démographique*, PUF, París, 321 pp.
- Wunsch, G. (1978), *Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement*, Ordina, Lieja, 202 pp.
- Wunsch, G. y M. Termote (1978), *Introduction to Demographic Analysis. Principles and Methods*, Plenum, Nueva York, 274 pp.
- Zlotnik, H. (1981), *Computer Programs for Demographic Estimation: A User's Guide*, National Academy Press, Washington, D.C., 357 pp.

1. VERIFICACIÓN DE LAS ESTADÍSTICAS RECOLECTADAS

1.1. CRÍTICA DE LOS DATOS RECOLECTADOS

Las encuestas y los censos que se levantan en los países en desarrollo pueden estar afectados por graves errores y omisiones.¹ Pasemos revista a estas dificultades.

1.1.1. Omisiones en la población total

Estas omisiones ocurren cuando el encuestador no logra abordar el conjunto de la población por interrogar. Es el caso, sobre todo, cuando los asentamientos se encuentran dispersos y las condiciones de acceso son difíciles. Por esta razón las zonas rurales padecen frecuentemente de omisiones más serias que las zonas urbanas. Este error no se nota fácilmente pues no crea una distorsión sistemática en las estructuras por edad y sexo. Si la calidad de la cobertura se mejora de un censo a otro, es posible que se detecte un crecimiento ficticio de la población, debido simplemente a la mejoría del procedimiento de levantamiento. Por ejemplo, si la migración es poco importante y el crecimiento intercensal se eleva a 8% por año, se puede suponer que una parte de este crecimiento se deba simplemente a que el último censo es mejor que el precedente.

1.1.2. Omisiones en grupos selectivos

Éstas se detectan más fácilmente porque perturban la estructura

¹ Excepcionalmente se puede observar un incremento de los efectivos cuando, por ejemplo, en periodo de racionamiento se espera el beneficio de tarjetas de abasto complementario.

por edad y sexo de la población. En muchos censos, el grupo de los niños pequeños tiende a estar subrepresentado, al igual que el de las mujeres jóvenes y las de edad. El examen de los *índices de masculinidad* por edad es muchas veces un medio adecuado para detectar tales errores; se trata, para cada edad o grupo de edad, de la relación de los efectivos masculinos con los efectivos femeninos.

Otros errores surgen por fallas de memoria al responder preguntas retrospectivas. Mientras más reciente es un hecho, más posibilidad hay de que se recuerde. En cambio es clásico, por ejemplo, que las mujeres de edad olviden relatar ciertos nacimientos antiguos, sobre todo cuando el niño murió inmediatamente después del nacimiento² o la fecha de su casamiento sobre todo si reside en otra parte. En este caso, las cifras reunidas sobre la descendencia (la "paridad") por edad de la mujer, presentan una particularidad notoria: la curva de las descendencias medias tiende a decrecer después de cierta edad.

Esta disminución después de cierta edad (40 a 50 años en general) se debe a las deficiencias de memoria de las mujeres de más edad. A manera de ejemplo, el cuadro 1 presenta la serie de las descendencias medias para las mujeres indopaquistaníes no solteras, en Tangañica en 1948. Veremos posteriormente cómo rectificar estos datos.

Se asiste a veces a un efecto inverso, que R. Blanc llama el *efecto telescópico*, cuando se hace una pregunta sobre los nacimientos que tuvieron lugar en el curso de los últimos doce meses. Las mujeres tienden a sobrestimar el periodo de observación: ubican los eventos en forma tanto más reciente cuanto más importantes sean para ellas. De este modo el número de nacimientos se concentra en el año anterior al conteo.

Con base en una comparación entre datos de esta naturaleza y los que se derivan de encuestas "de visitas repetidas", se han podido detectar errores producto del efecto telescópico, tanto positivos como negativos, siendo más frecuentes los primeros (D. Tabutin, 1976). En Marruecos, por ejemplo, la encuesta de 1961-1963 muestra que el error positivo (inclusión errónea en el periodo de referencia) afecta a cerca de 9% de los nacimientos decla-

² Esto no es siempre cierto: en algunas poblaciones se declara más fácilmente un deceso antiguo que uno reciente.

CUADRO 1
Evolución de la descendencia según la edad de la madre

<i>Edades</i>	<i>Descendencia</i>	<i>Edades</i>	<i>Descendencia</i>
15-19	0.559	50-54	5.371
20-24	1.533	55-59	4.631
25-29	3.069	60-64	4.235
30-34	4.483	65-69	4.402
35-39	5.427	70-74	4.129
40-44	5.907	75-79	4.477
45-49	5.786	80 y +	3.488

rados y a casi 23% de las defunciones declaradas; el error negativo afecta alrededor del 5% de los nacimientos y de las defunciones.

1.1.3. Clasificaciones erróneas

Entre los varios posibles problemas señalaremos primero la clasificación de los individuos según su *estado civil*. El problema aquí es definir el estado civil de manera satisfactoria; la solución depende de las costumbres y de las leyes en vigor. Es entonces esencial que el cuestionario del censo o de la encuesta esté basado en un conocimiento profundo de los tipos de uniones existentes en la sociedad.

Una dificultad mayor en muchas poblaciones consiste en clasificar adecuadamente la población según la *edad*. Primero, observemos la atracción de las edades “redondas”: los individuos que no conocen perfectamente su edad, declaran con frecuencia una edad o una fecha que termina en 0 o 5.³ En este caso, se asiste a un crecimiento de los efectivos en las edades que terminan en 0 o 5 y a una subestimación de los otros rangos de edades. La figura 1 presenta, a manera de ejemplo, la pirámide de edades de la población de Bangladesh estimada a partir de la encuesta de 1974. Se nota la atracción muy clara de las edades que terminan con 0 y 5.

Existen varias fórmulas para suavizar las distribuciones, que pueden servir para ajustar los datos en estos casos. Por ejem-

³ Otras cifras, como el 2 o el 7, a veces son “atractivas”.

plo, muchas veces conviene reunir los datos en grupos quinquenales: es la manera más cómoda de reducir los defectos de clasificación por año de edad y en algunos casos puede ser suficiente. Si después se desea obtener los datos por año de edad, se puede descomponer el rango quinquenal usando, por ejemplo, los multiplicadores de Sprague.⁴

Debe notarse también que los errores en la edad son más frecuentes en los casos de ancianos, niños y mujeres. En particular, en algunos países los efectivos femeninos entre 10 y 19 años se subestiman y se sobrestiman en las edades fecundas, entre 20 y 39 años.

El abultamiento de los efectivos en las edades fecundas, se debe al hecho de que los encuestadores atribuyen una edad más elevada a las mujeres casadas y a las madres, que a las madres solteras de la misma edad real. Se tiende así a subestimar el grupo inferior a 20 años (aproximadamente) y a sobrestimar el de más de 20 años. Del lado masculino, la frecuente subestimación del grupo de jóvenes adultos está ligada a la mayor movilidad de este grupo: los migrantes son siempre un grupo difícil de captar en un censo. Finalmente, las edades de los ancianos, hombres y mujeres con mucha frecuencia están sobrestimadas y las de los niños, mal declaradas.⁵ Refirámonos finalmente al problema de las *faltas de respuesta*. Éstas se pueden repartir proporcionalmente de acuerdo a las respuestas logradas, o dejarse como una categoría aparte. Como las faltas de respuesta probablemente no son aleatorias, esta segunda solución es la recomendada.

1.2. DETECCIÓN DE LOS ERRORES

La estimación de la calidad de los datos recabados en un censo o una encuesta puede efectuarse mediante métodos externos a ambos o a partir de un análisis interno de la información recabada.

1.2.1. Métodos externos

La verificación externa consiste, la mayoría de las veces, en com-

⁴ R. Clairin (1973), pp. 29-31; G. Wunsch (1978), pp. 163-167.

⁵ Véase, por ejemplo, a G. Pinson (1979), pp. 637-648.

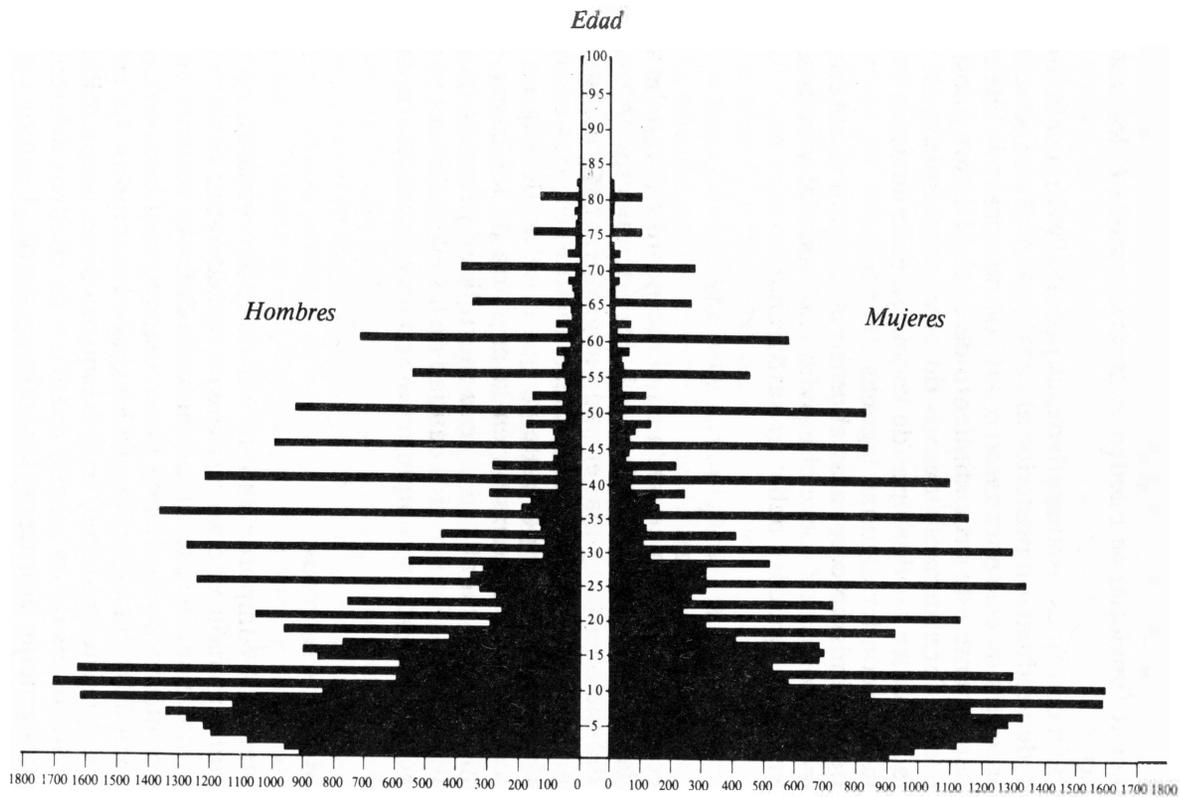


FIGURA 1: Pirámide de edades en Bangladesh (1974).

parar dos fuentes independientes de información. Por ejemplo el censo con ciertos listados administrativos (padrones de contribuyentes o de electores, registros escolares, etc.). Cuando el registro civil funciona, se pueden comparar contra él los datos del censo.

También con fines comparativos, es posible llevar a cabo una encuesta de verificación posterior al censo; para ello se selecciona una muestra de éste para interrogarla de manera más intensiva. Evidentemente este procedimiento de control es muy costoso y no está forzosamente exento de errores y omisiones: la comparación entre los dos tipos de levantamiento de datos puede entonces esconder algunas lagunas del censo.

Se puede asimismo comparar el censo actual con el anterior: si se conocen los datos sobre el movimiento natural y migratorio, la relación siguiente debe ser satisfecha:

$$P_t = P_0 + N - D + M$$

Es decir, la población censada en el momento t (P_t) debe ser igual a la del censo anterior (P_0), más los nacimientos (N) menos las defunciones (D) y más el saldo migratorio (M) que tuvieron lugar en el periodo intercensal. Este método es poco confiable si la migración es importante ya que el saldo de ésta no se conoce con suficiente precisión en la mayoría de los casos. El conocimiento de la natalidad y de la mortalidad presenta igualmente dificultades. En fin, si la calidad de las estimaciones varía a lo largo del tiempo, la comparación se vuelve particularmente delicada.

1.2.2. Métodos internos

Los métodos de comparación internos de datos censales, no requieren información externa a la fuente considerada; se utilizan, por ejemplo, cuando el levantamiento de datos es reciente en el país. Estos métodos son además poco costosos; requieren en cambio de un análisis bastante fino de los datos levantados. La crítica interna consiste entonces, en la búsqueda de incompatibilidades entre los datos de un mismo cuadro o de cuadros diferentes que supuestamente contienen los mismos datos. Veamos algunos ejemplos:

a) *Entre datos de un mismo cuadro.* Se examina sobre todo si la estructura por edad y por sexo de la población no presenta irregularidades notorias que no pueden ser explicadas por movimientos migratorios. Así se observan a veces sesgos como los mencionados en las declaraciones de edad. Un índice de masculinidad al nacimiento muy diferente de 104 o 105 nacimientos de varones por 100 nacimientos de mujeres, sugiere que hay omisión de declaraciones de nacimiento de uno o el otro sexo.⁶ Asimismo, el índice de masculinidad no debe alejarse mucho de 100 en las otras edades, salvo si existe una migración importante selectiva según el sexo, como por ejemplo un éxodo de hombres jóvenes en busca de trabajo.

Se tratará también de determinar si no hay confusión entre la ausencia de respuesta y la respuesta nula. El Badry ha demostrado que en el censo egipcio de 1947 se había confundido el grupo "sin hijos" y "no indicado".

Se trata obviamente de plantear las preguntas de tal suerte que la confusión no sea posible, y de diferenciar las dos categorías en la codificación de los datos.

b) *Entre datos de cuadros diferentes.* En general, se suele comparar los datos sobre el estado de población con otros sobre el movimiento. Por ejemplo la descendencia por edad de la mujer se compara con el número de nacimientos ocurridos los últimos doce meses. Cuando la fecundidad no varía mucho, las respuestas a los dos tipos de preguntas pueden servir de control mutuo. Se puede asimismo contrastar las respuestas referidas al número total de hijos muertos con las defunciones de niños ocurridos en el curso del año anterior al censado. La reducción de la mortalidad en el curso del tiempo y la mala calidad de las declaraciones retrospectivas sobre las defunciones hacen a veces inaplicable este método. Cuando se han recogido datos sobre fecundidad se comparan también los intervalos intergenésicos: uno anormalmente largo (más de tres o cuatro años) en una población que no recurre al control de los nacimientos, indicará el probable olvido de una declaración de nacimiento de un niño (probablemente muerto poco tiempo después del parto), una muerte fetal o un nacido muerto.

⁶ En una encuesta, el índice de masculinidad puede variar sensiblemente por el simple juego del azar. En este caso, es prudente calcular su grado de confianza.

parar dos fuentes independientes de información. Por ejemplo el censo con ciertos listados administrativos (padrones de contribuyentes o de electores, registros escolares, etc.). Cuando el registro civil funciona, se pueden comparar contra él los datos del censo.

También con fines comparativos, es posible llevar a cabo una encuesta de verificación posterior al censo; para ello se selecciona una muestra de éste para interrogarla de manera más intensiva. Evidentemente este procedimiento de control es muy costoso y no está forzosamente exento de errores y omisiones: la comparación entre los dos tipos de levantamiento de datos puede entonces esconder algunas lagunas del censo.

Se puede asimismo comparar el censo actual con el anterior: si se conocen los datos sobre el movimiento natural y migratorio, la relación siguiente debe ser satisfecha:

$$P_t = P_0 + N - D + M$$

Es decir, la población censada en el momento t (P_t) debe ser igual a la del censo anterior (P_0), más los nacimientos (N) menos las defunciones (D) y más el saldo migratorio (M) que tuvieron lugar en el periodo intercensal. Este método es poco confiable si la migración es importante ya que el saldo de ésta no se conoce con suficiente precisión en la mayoría de los casos. El conocimiento de la natalidad y de la mortalidad presenta igualmente dificultades. En fin, si la calidad de las estimaciones varía a lo largo del tiempo, la comparación se vuelve particularmente delicada.

1.2.2. Métodos internos

Los métodos de comparación internos de datos censales, no requieren información externa a la fuente considerada; se utilizan, por ejemplo, cuando el levantamiento de datos es reciente en el país. Estos métodos son además poco costosos; requieren en cambio de un análisis bastante fino de los datos levantados. La crítica interna consiste entonces, en la búsqueda de incompatibilidades entre los datos de un mismo cuadro o de cuadros diferentes que supuestamente contienen los mismos datos. Veamos algunos ejemplos:

a) *Entre datos de un mismo cuadro.* Se examina sobre todo si la estructura por edad y por sexo de la población no presenta irregularidades notorias que no pueden ser explicadas por movimientos migratorios. Así se observan a veces sesgos como los mencionados en las declaraciones de edad. Un índice de masculinidad al nacimiento muy diferente de 104 o 105 nacimientos de varones por 100 nacimientos de mujeres, sugiere que hay omisión de declaraciones de nacimiento de uno o el otro sexo.⁶ Asimismo, el índice de masculinidad no debe alejarse mucho de 100 en las otras edades, salvo si existe una migración importante selectiva según el sexo, como por ejemplo un éxodo de hombres jóvenes en busca de trabajo.

Se tratará también de determinar si no hay confusión entre la ausencia de respuesta y la respuesta nula. El Badry ha demostrado que en el censo egipcio de 1947 se había confundido el grupo "sin hijos" y "no indicado".

Se trata obviamente de plantear las preguntas de tal suerte que la confusión no sea posible, y de diferenciar las dos categorías en la codificación de los datos.

b) *Entre datos de cuadros diferentes.* En general, se suele comparar los datos sobre el estado de población con otros sobre el movimiento. Por ejemplo la descendencia por edad de la mujer se compara con el número de nacimientos ocurridos los últimos doce meses. Cuando la fecundidad no varía mucho, las respuestas a los dos tipos de preguntas pueden servir de control mutuo. Se puede asimismo contrastar las respuestas referidas al número total de hijos muertos con las defunciones de niños ocurridos en el curso del año anterior al censado. La reducción de la mortalidad en el curso del tiempo y la mala calidad de las declaraciones retrospectivas sobre las defunciones hacen a veces inaplicable este método. Cuando se han recogido datos sobre fecundidad se comparan también los intervalos intergenésicos: uno anormalmente largo (más de tres o cuatro años) en una población que no recurre al control de los nacimientos, indicará el probable olvido de una declaración de nacimiento de un niño (probablemente muerto poco tiempo después del parto), una muerte fetal o un nacido muerto.

⁶ En una encuesta, el índice de masculinidad puede variar sensiblemente por el simple juego del azar. En este caso, es prudente calcular su grado de confianza.

Referencias y bibliografía

- Boute, J. (1965), *La démographie de la branche Indo-Pakistanaise d'Afrique*, Lovaina, cap. 2.
- Brass, W. (1975), "The estimation of fertility and mortality from defective vital registration records", *Population Bulletin* (ECWA), Beyrouth, pp. 53-63.
- (1975), *Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data*, The Carolina Population Center, Chapel Hill.
- Carrier, N.B.H. y A.M. Farrag (1959), "The reduction of errors in census population for statistically under-developed countries", *Population Studies*, marzo, pp. 240-285.
- Clairin, R. (1973), *Ajustements de données imparfaites*, INED-INSEE-ORSTOM-SEAE, París, cap. 1.
- El-Badry, M.A. (1961), "Failures of enumerators to make entries of zero", *Journal of the American Statistical Association*, diciembre, pp. 909-924.
- Hill, K., "Census data required for indirect methods of estimating demographic parameters", *Population Bulletin of the United Nations Economic Commission for Western Asia*, núm. 13, pp. 56-66.
- Mahalanobis, P.C. y D.B. Lahiri (1961), "Analysis of errors in censuses and surveys with special reference to experience in India", *Bulletin de l'Institut International de Statistique*.
- Naciones Unidas (1955), "Evaluation de la qualité des statistiques de base utilisées pour les estimations de la population", ST SOA/serie A, Étude Démographique, núm. 23, Nueva York.
- Pison, G., "Age déclaré et âge réel: une mesure des erreurs sur l'âge en absence d'état civil", *Population*, 34 (3), pp. 637-648.
- Som, R.K. (1959), "On recall lapses in demographic studies", *UIESP, Congrès de Vienne*.
- Tabutin, D. (1977), "Apports des enquêtes à passages répétés au Magreb pour les mesures de la fécondité et la mortalité", *Chaire Quetelet, 1976*, Université de Louvain, Éditions Ordina, Lieja.
- Vallin, J. (1969), "Le temps, facteur d'ommission dans une enquête rétrospective", *Population*, núm. 3, pp. 548-549.
- Wunsch, G. (1978), *Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement*, Ordina, Lieja.

2. MÉTODOS DE ANÁLISIS DE LA MORTALIDAD

2.1. TABLAS-TIPO DE MORTALIDAD

2.1.1. Introducción

El interés esencial de las llamadas tablas-tipo de mortalidad es obtener una *estimación* (la “mejor” posible) de un esquema de mortalidad por edad y sexo en ausencia de una información completa sobre los riesgos (cocientes) de mortalidad por edad y sexo. Si bien se podría extender el objetivo a otras variables,¹ ello no se aborda aquí.

Se han efectuado diversos intentos en este sentido; sin embargo nos limitaremos a señalar principalmente las tablas tipo de las Naciones Unidas, A.J. Coale y P. Demeny, Ledermann, W. Brass, J. Bourgeois-Pichat, OCDE.

Para construir estas tablas-tipo se han empleado tres clases de acercamientos metodológicos: la regresión de cocientes de mortalidad sobre una (o varias) “entradas”; el recurso a un esquema estándar de mortalidad, y los resultados de un análisis en componentes principales. En el apartado siguiente se examinan los tres. Sin embargo, señalamos desde ahora que tanto el primero y el último acercamientos se basan en el análisis estadístico de un universo de datos reales, una serie de tablas de mortalidad nacional (o regionales en algunos casos). El segundo método, basado en un esquema estándar, no hace forzosamente uso de un universo de datos reales; el de Brass, se apoya en un modelo (parcialmente empírico) de la mortalidad por edad.

¹ Para mayor información sobre la *causa* de la muerte, véase entre otros J. Duchêne (1979).

2.1.2. Los métodos utilizados²

2.1.2.1. Construcción por regresión lineal

En este acercamiento se basan las tablas-tipo de las Naciones Unidas, A.J. Coale y P. Demeny, S. Ledermann (completadas por H. Le Bras) de la OCDE. La relación general utilizada es del tipo:

$$g({}_n\hat{q}_x) = a_0 + a_1 f(q(1)) + a_2 f(q(2)) + \dots + U_x$$

donde $g({}_n\hat{q}_x)$ es la estimación del cociente ${}_n q_x$ de mortalidad de la edad x a $x + n$ o eventualmente de su transformación $g({}_n q_x)$.

$f(q(i))$ son los cocientes (o sus transformaciones) sirviendo de “entradas” (variables “independientes”) de la regresión.

U_x es un rango de error.

Aparentemente las tablas tipo construidas de esta manera siempre han ajustado la función de regresión por “mínimos cuadrados ordinarios”; no debe olvidarse que este método supone, la constancia de la varianza y la ausencia de correlación del término de error. Estas hipótesis no son necesariamente satisfechas: por una parte, el conjunto esta constituido de hecho por familias de tablas de mortalidad (autocorrelación posible del término de error); por otra, los errores de observación pueden incrementarse con el nivel de mortalidad (heteroscedasticidad posible).

Formulemos ahora algunas observaciones con relación a las diversas series de tablas tipo existentes, que se han elaborado con este método.

1) *Tablas-tipo de las Naciones Unidas*. Elaborada en los años cincuenta por iniciativa de V.G. Valaoras, esta serie de tablas-tipo se basa en 158 tablas reales de mortalidad provenientes esencialmente de países desarrollados; 22 de ellas se refieren a un periodo anterior a 1909. La construcción de las tablas tipo utiliza la regresión en cadena de los cocientes (ambos sexos) con la siguiente estructura:

$${}_n q_x = a + b {}_n q_{x-5} + c {}_n q_{x-5}^2$$

² Una versión ligeramente diferente de este inciso ha sido publicado ya en R. Clairin *et al.* (1980).

La función ajustada es de segundo grado y con una sola entrada.

Pueden formularse las siguientes observaciones con relación a las tablas de las Naciones Unidas:

a) El universo de datos está constituido esencialmente de países europeos o de este origen.

b) La construcción "en cadena" de los cocientes produce una estimación estadística sesgada de la mortalidad.³

c) El universo de base está formado por tablas actuariales, entre las cuales algunas han sido suavizadas por procedimientos analíticos o gráficos.

d) Las tablas presentan un solo esquema medio de mortalidad: a una determinada entrada corresponde un sólo valor de

$${}_n\hat{q}_x$$

e) Las tablas por sexo se han elaborado a partir de las tablas globales, aplicándoles relaciones diferenciales estándar de mortalidad por sexo y edad. Así, la mortalidad diferencial por sexo depende de la mortalidad general; este procedimiento es teóricamente poco satisfactorio (sería mejor realizar regresiones separadas por sexo) y además torna rígida la mortalidad diferencial por sexo.

2) *Tablas de A.J. Coale y P. Demeny.* Estos modelos se basan en un universo de 326 tablas de mortalidad masculinas y femeninas, 65% de las cuales son posteriores a 1918, la mayoría de ellas se refieren nuevamente a países europeos (o de origen europeo). El universo incluye algunas tablas regionales (sur de Italia, estados alemanes del siglo XIX). Las tablas de mortalidad se reparten en cuatro "familias", según el esquema específico de evolución de los cocientes de mortalidad. También se aplica un doble sistema de rectas de regresión del siguiente tipo:

$${}_nq_x = A_x + B_x e_{10}$$

$$\text{y } \log_{10}(10\ 000 \ {}_nq_x) = A'_x + B'_x 2_{10}$$

donde e_{10} (la entrada es la esperanza de vida a 10 años).

³ El método utilizado llevó a sobrestimar la edad media en dos años en promedio. K. Gabriel e I. Ronen (1958), p. 164.

Se utilizó la primera recta (cocientes no transformados) para los valores más bajos de la esperanza de vida y la segunda (cocientes transformados en logaritmos), para los valores más elevados de e_{10} . Entre las dos situaciones, se ha utilizado el valor medio de ${}_nq_x$. Y se efectuaron regresiones para cada sexo.

Este enfoque permite rebatir algunas de las críticas emitidas acerca de las tablas-tipo de las Naciones Unidas: no se utiliza la construcción "en cadena"; las regresiones se hacen por sexo y cuatro esquemas de mortalidad corresponden esta vez a un valor determinado de la entrada e_{10} . Sin embargo, cabe hacer algunas observaciones:

a) El conjunto de tablas que sirve de sustento al cálculo refleja esencialmente la historia de las poblaciones europeas. Asia, África y América Latina están mal representados en el conjunto de datos.

b) Cuatro "familias" de tablas tipo no llegan a cubrir totalmente la diversidad de las situaciones posibles.⁴ Esta observación es consecuente con la anterior: los esquemas de mortalidad observados en Europa no son necesariamente iguales a los de África, Asia o América Latina.

c) A pesar de la existencia de cuatro "familias" de tablas, el sistema aún es poco flexible, ya que todas las regresiones se basan en una entrada única (e_{10}) en el seno de cada familia.

d) Si se evalúan los cocientes a partir de una entrada distinta de e_{10} , se comete un ligero error de estimación⁵ pues todas las tablas se construyen por regresión de cocientes de e_{10} .

3) *Tablas de Ledermann*. La ventaja de estas tablas es que permiten multiplicar las entradas únicas y en algunos casos introducir, una suplementaria. Se usaron siete entradas únicas: vida media, cociente de mortalidad ${}_5q_0$, ${}_1q_0$, ${}_{15}q_0$, ${}_{20}q_{30}$, ${}_{20}q_{45}$, y tasa de mortalidad arriba de 50 años. Las tres redes de doble entrada se construyeron a partir, respectivamente, de ${}_5q_0$ y ${}_{20}q_{45}$, de ${}_{15}q_0$ y ${}_{20}q_{30}$, de ${}_{15}q_0$ y de la tasa de mortalidad arriba de 50 años.

⁴ Consultar, por ejemplo, a A. Adlaka (1972).

⁵ H. Le Bras (1972).

La casi totalidad de las regresiones se efectuaron sobre las entradas para ambos sexos combinados.⁶ Con un conjunto de 154 tablas que sirvieron de base al cálculo. Para las regresiones lineales se utilizaron los logaritmos (base 10) y los cocientes (por mil) en lugar de los valores no transformados; dado que la distribución de los cocientes es aproximadamente log-normal (o normal a partir de los cocientes transformados), las tablas de Ledermann presentan no sólo el valor central (mediana) estimado por los cocientes, sino también la dispersión en torno a este valor central, suponiendo la normalidad de la distribución de los logaritmos de los cocientes de mortalidad. Esta, muy útil información de carácter muy útil (propuesta por K.R. Gabriel e I. Ronen, 1958) no está incluida en las familias de tablas-tipo de las Naciones Unidas ni de Coale y Demeny.

La multiplicación de las entradas y la introducción de una segunda entrada cuantitativa permiten responder a ciertas objeciones formuladas a las tablas de Coale y Demeny. A pesar de su interés y ductilidad, las de Ledermann son, sin embargo criticables por diversos motivos:

a) Una vez más el conjunto de datos está limitado y cubre esencialmente la mortalidad europea.

b) Las entradas seleccionadas por S. Ledermann no son siempre adecuadas y pocas veces corresponden a las necesidades del análisis demográfico actual.

c) La mayoría de los modelos se basan en regresiones efectuadas a partir de datos de "sexos combinados", procedimiento que petrifica la estructura de la mortalidad por sexo que se puede sacar de estas tablas. Es casi imposible obtener de ellas información de vida promedio masculina superior a la vida promedio femenina.⁷

4) *Tablas de la OCDE.* Tienen la ventaja de basarse en datos de países en desarrollo, y no sólo europeos. Se han podido elaborar 125 tablas de mortalidad, de las cuales 95 fueron retenidas al pasar diversas pruebas de validez de los datos. La comparación de estas tablas entre sí ha permitido determinar tres fami-

⁶ La única excepción es el cociente $_{20}q_{45}$, que se refiere a los datos femeninos.

⁷ H. Page y G. Wunsch (1976).

lias, más una residual. Incluyendo el total, las tablas de la OCDE incluyen cinco "familias" de mortalidad.

Se han establecido dos modelos, el primero se basa en una construcción por regresión y el otro se asienta en esquemas estándares. Más adelante lo abordaremos.

Las regresiones se efectuaron sobre los logaritmos de los cocientes, sea:

$$\ln {}_n q_x = a_x \ln q(1) + b_x$$

para los modelos de una entrada ($q(1)$) y,

$$\ln {}_n \hat{q}_x = a_x \ln q(1) + b_x \ln q(2) + c_x$$

para los modelos de dos entradas ($q(1)$ y $q(2)$). Se establecieron regresiones para cada sexo y en cuanto a las entradas, los autores eligieron las variables siguientes, para cada sexo:

*modelos de una entrada: ${}_1q_0$, ${}_5q_0$, ${}_{15}q_{15}$, ${}_{20}q_{25}$, ${}_{15}q_{35}$, $100-e_0$

y $100-e_1$ donde e_0 y e_1 son las esperanzas de vida a 0 y 1 año,

*modelos de dos entradas: ${}_1q_0$, ${}_{15}q_{15}$, \circ ${}_{20}q_{25}$ \circ ${}_{15}q_{35}$, así como

${}_5q_0$ y ${}_{15}q_{15}$ \circ ${}_{20}q_{25}$ \circ ${}_{15}q_{35}$.

Finalmente, así como en el caso de las tablas de Ledermann que sirvieron de referencia a la presente construcción, se obtiene también el intervalo de dispersión en torno al valor central del cociente.

A nivel teórico, las tablas de la OCDE se antojan más interesantes que sus "competidoras", ya que toman en cuenta la mayoría de las críticas formuladas a las anteriores. El hecho de basar la construcción en los datos de países en desarrollo, no es a pesar de todo sólo una ventaja: si bien los datos generalmente son de una calidad mediocre, las regresiones producen resultados influidos por los errores de medida.⁸ Es probable que la ven-

⁸ En el anexo de la obra publicada para el OCDE se presentan tablas-tipo cal-

taja originada en la diversificación de los esquemas de base a partir de datos del Tercer Mundo, no quede compensada por la desventaja de una construcción basada en datos defectuosos. Sólo la práctica permitirá sacar conclusiones al respecto.

2.1.2.2. Construcción a partir de una tabla estándar

1) *Tablas de W. Brass.* El sistema de tablas tipo desarrollado por W. Brass (p.e. 1971), constituye el principal ejemplo de este enfoque. Se elige un esquema estándar en una tabla de sobrevivencia, y la familia de tablas-tipo se construye a partir de esta norma. Prácticamente, el sistema de Brass se basa en una transformación en los logitos de las probabilidades $p(x)$ de sobrevivencia del nacimiento a la edad exacta (x), el logito se define por la expresión:

$$\text{logito } p(x) = \frac{1}{2} \ln \frac{p(x)}{1-p(x)}$$

Lo interesante de esta transformación es que hace más lineal la función de sobrevivencia $p(x)$. Al elegirse un estándar $p_s(x)$, el logito $p(x)$ se relaciona con el estándar por la expresión lineal:

$$\text{logito } p(x) = a + b \text{ logito } p_s(x)$$

Como hay dos incógnitas (a y b), se requiere por lo menos de un sistema de dos ecuaciones. Entonces para resolver el sistema se debe tener cuando menos dos valores de la probabilidad de supervivencia a edades diferentes. El modelo de Brass es así equivalente a una red de dos entradas.

W. Brass desarrolló dos estándares (sexos combinados); uno, basado en las tablas de las Naciones Unidas, representa un esquema "general" de mortalidad por edad; el otro debería representar el esquema de mortalidad por edad en el África tropical.

culadas a partir de un abanico de valores de entrada. En varias los valores de los cocientes quedan fuera de lo aceptable, por lo que no son confiables e incluso algunos resultados son aberrantes. C. Leton (inédito), Lovaina la Nueva.

Se observa que el "nivel" de la mortalidad se traduce principalmente en el parámetro a . La "pendiente" de la mortalidad, traducida en el coeficiente b , permite modificar la estructura de la mortalidad según la edad, por lo menos en cierta medida.

El sistema de Brass es el más dúctil de todos los sistemas de tablas-tipo existentes, si el estándar se adapta al problema planteado. Sin embargo es necesario formular algunas observaciones:

a) Como se acaba de mencionar, el sistema de Brass es dúctil si el estándar se adapta al problema. Conviene tomar como estándar una tabla de mortalidad la más cercana posible, en nivel y en esquema por edad, de la tabla real que se busca estimar. En caso contrario, la evaluación de los $p(x)$ puede ser bastante mediocre (G. Wunsch, 1978). En la práctica, la elección del estándar no siempre es fácil; conviene en todos los casos no limitarse a los estándares propuestos por Brass (el general y el de África) ya que en este caso dos parámetros (a y b) no pueden reflejar la diversidad de situaciones posibles.

b) Se tiene interés, a diferencia del sistema de Brass, en definir estándares por sexos con vistas a tomar en cuenta las particularidades de cada sexo en lo que se refiere a la mortalidad (H. Page y G. Wunsch, 1976).

c) La transformación del logito es sólo una de las posibles transformaciones; otra eventualmente podría mejorar la estimación, a pesar de que las investigaciones en este sentido no han sido concluyentes al respecto. (J.C. Barrett, 1976).

d) El simple ajuste lineal propuesto por Brass resulta inadecuado en algunas circunstancias; un polinomio de segundo o incluso de tercer grado se impone en algunos casos (J.C. Barret, 1976; G. Wunsch, 1978). El sistema de cuatro parámetros, elaborado recientemente por B. Zaba y W. Brass (B. Zaba, 1979) no parece ser muy útil en este sentido debido a la naturaleza particular de los datos requeridos para aplicar este método.

e) El método pudiera ser sensible a los datos disponibles; a pesar de ello deben efectuarse en este sentido investigaciones complementarias. Recordemos que el método supone el conocimiento de por lo menos dos $p(x)$; las diversas parejas posibles de $p(x)$ pueden dar tablas diferentes.⁹ De cualquier forma, es deseable

⁹ Cuando se cuenta con varios valores de $p(x)$ en vez de sólo dos, conviene

que uno de los $p(x)$ se refiere a la infancia y otro a las edades adultas, a fin de precisar de la mejor manera posible del esquema de mortalidad según la edad.

2) *Tablas de la OCDE* Además de las tablas-tipo por regresión, el grupo de la OCDE también ha obtenido datos de mortalidad para los países en vía de desarrollo, basadas en los esquemas de mortalidad según el enfoque introducido por W. Brass.

En el seno de cada una de las “familias” se han establecido cocientes medianos para cada sexo; que han servido de base para construir los esquemas estándar de mortalidad. Al contrario de los estándares de Brass, algunos esquemas típicos fueron sacados de los datos de los países en desarrollo; además fueron establecidos por sexos.

En contrapartida, como ya se ha observado, el hecho de que los datos de base sean de muy mala calidad influye probablemente en los resultados. No es posible decir si en la actualidad el balance sigue siendo, a pesar de todo, positivo: una vez más sólo el uso permitirá concluir al respecto.

2.1.2.3. *Construcción a partir de las componentes principales de la mortalidad*

Este enfoque, trabajado por J. Bourgeois-Pichat, se origina en el trabajo fundamental de S. Ledermann y L. Bréas sobre las dimensiones de la mortalidad (1959). Estos autores aplicaron el análisis por componentes principales a los cocientes de mortalidad y vidas medias provenientes de 157 tablas de mortalidad, con miras a determinar el número mínimo de índices que deben ser utilizados en un análisis de la mortalidad por edad y sexo. Tres componentes “explican” cerca de 93% de la dispersión de las vidas medias y de los cocientes sacados de 157 tablas de mortalidad. El primer componente explica por sí solo cerca del 82% de esta dispersión y refleja sobre todo la esperanza de vida al nacer y la mortalidad entre las mujeres de 35 a 44 años. Después de una rotación, el primer eje explica 77% de la dispersión de los co-

ajustar las rectas por “mínimos cuadrados” o por el método de puntos medios propuesto por Brass (1971).

cientes; se trata de un factor fundamental relacionado sobre todo con la mortalidad masculina entre 10 y 35 años y femenina entre 5 y 45 años. El segundo eje traduce sobre todo la mortalidad adicional entre los adultos; el tercer eje se refiere esencialmente a las personas de edad avanzada y, en menor medida a los niños muy pequeños. Recordemos que estos tres ejes son ortogonales (independientes). Debido a que en aquella época se carecía de medios computacionales, no se prosiguió el análisis; los autores piensan que deberían introducirse dos componentes suplementarios uno que reflejaría la variación de la mortalidad infantil y otro la diferencia de mortalidad entre los sexos después de los 25 años.

J. Bourgeois-Pichat (1963, 1968 anexo II) prosiguió este trabajo con el fin de obtener una red de tablas-tipo. Siendo el análisis por componentes principales un modelo lineal aplicado a los logaritmos de los cocientes de mortalidad, J. Bourgeois-Pichat propone la relación multiplicativa siguiente:

$$m_x = M_x (A_x)^{C_1} (B_x)^{C_2} (C_x)^{C_3} (D_x)^{C_4} (E_x)^{C_5}$$

Donde m_x es la tasa de mortalidad a la edad x .

A_x, B_x, \dots, E_x son coeficientes que dependen de la edad pero no de las condiciones sanitarias,

C_1, C_2, \dots, C_5 son coeficientes que dependen de las condiciones sanitarias pero no de la edad ni del sexo.

M_x es la tasa media a la edad x .

Se ve entonces que la serie media M_x es dada cuando $C_1 = C_2 = \dots = C_5 = 0$. La incidencia de los componentes C_i se tomó de los trabajos de Ledermann y Bréas, modificándolos ligeramente e introduciendo los componentes hipotéticos suplementarios sugeridos por estos dos autores. La incidencia de estos componentes en el sistema de J. Bourgeois-Pichat está presente en el cuadro que sigue:

De acuerdo con este modelo la mortalidad femenina entre 5 y 35 años, está influida sólo por el primer componente. La influencia del segundo componente se obtiene al dividir la tasa de mortalidad femenina realmente observada entre 45 y 65 años, por la tasa de mortalidad correspondiente que se deriva de la acción

Incidencia de los componentes de la mortalidad

<i>Grupo de edad</i>	<i>Número de componente</i>	
	<i>Hombres</i>	<i>Mujeres</i>
0	1 y 4	1 y 4
1 4	1 y 4	1 y 4
5 34	1 y 5	1
45-64	1, 2 y 5	1 y 2
70-84	1, 2 y 3	1, 2 y 3

Fuente: J. Bourgeois-Pichat (1968), p. 142.

exclusiva del primer componente. En forma similar se obtiene la incidencia del tercero, cuarto y quinto componentes. La incidencia exclusiva del primer componente ($M_x A_x^{C1}$) genera tasas m_x cercanas a las tablas de las Naciones Unidas; J. Bourgeois-Pichat tomó entonces estas últimas como esquema intermedio y creó dos esquemas desviados (hacia arriba y hacia abajo), aplicando a las tablas de las Naciones Unidas las desviaciones máximas y mínimas producidas por los componentes de los rangos 2 a 5.

El interés del análisis por componentes principales es que permite localizar los cocientes (por edad y sexo) principales que están en la base de la dispersión de los datos; además se obtienen estas incidencias en forma independiente unas de otras, ya que por hipótesis, los ejes son ortogonales. En contrapartida, el modelo de base descansa en la hipótesis de aditividad de los efectos de cada componente (salvo si se usa una solución oblicua), y en una rotación adecuada de los ejes que permite determinar, sin ambigüedad, los cocientes específicos reflejados por cada componente (efectos específicos sobre ciertas edades o sobre uno de los dos sexos). Por otra parte, las simplificaciones realizadas por J. Bourgeois-Pichat tienden principalmente a responder a esta última restricción.

El método supone también un conjunto adecuado de datos. Ciertos componentes pueden reflejar de hecho la mala calidad de algunos de los datos de base en vez de las desviaciones reales con relación al esquema de fondo. Finalmente, las particularidades detectadas son las del universo de base; en forma semejante a los resultados de los modelos de regresión, no pueden ser

estrictamente extrapolados a países que no forman parte del universo de base.

Una vez más, el universo de datos consta principalmente de países europeos; los componentes detectados en esta forma no son válidos necesariamente en otras regiones. Un estudio efectuado sobre la base de los datos recogidos por el grupo OCDE-Lovaina (G. Wunsch, 1980) demostró que después de la separación del nivel de mortalidad, cuatro factores "explican" la variación de la mortalidad femenina. Estos factores se sitúan en las edades de mortalidad materna, en las edades que encuadran el periodo de fecundidad y, en menor medida en las edades muy jóvenes. Del lado masculino también deben considerarse cuatro factores, a edades ligeramente más elevadas que para las mujeres. A diferencia del sexo femenino los factores difieren según las "familias" de que se trate. De cualquier forma la mala calidad de los datos de base puede falsear también en este caso los resultados.

Partiendo de los mismos datos de las tablas-tipo de la OCDE sobre países en desarrollo, las Naciones Unidas han establecido recientemente una nueva serie de tablas-tipo que se basan en un análisis por componentes principales (Naciones Unidas, 1982). Para efectuar este cálculo se han utilizado 36 tablas de mortalidad, de una calidad razonable. Se refieren a 10 países de América Latina, 11 de Asia y uno de África (Túnez). La cobertura geográfica de estas tablas está por lo tanto muy lejos de ser satisfactoria; el continente africano, entre otros, no está bien representado.

Gracias a métodos de clasificación, las 36 tablas se agruparon en cuatro familias: América Latina, Extremo Oriente, Asia Meridional y un esquema para Chile basado en las tablas centradas en 1950, 1960, y 1970. Todas las tablas se agruparon en un esquema considerado "general". En cada uno de estos grupos (o familias), los cocientes ${}_nq_x$ se convirtieron en logitos por medio de la expresión:

$$\text{logito } {}_nq_x = 0.5 \ln \left(\frac{{}_nq_x}{1 - {}_nq_x} \right)$$

Las diferencias ${}_nD_{x^j}$ entre los logitos ${}_nq_x$ de una tabla j de un

grupo i y el logito ${}_nq_x$ medio del grupo i , se calcularon para todos los grupos de edades y para todas las tablas. Llamemos

$${}_nD_x^{ij} = {}_nY_x^{ij} = {}_nY_x^i$$

a esta diferencia, donde

$${}_nY_x^{ij} \text{ y } {}_nY_x^i$$

son el logito del cociente de mortalidad (en el grupo de edad x a $x + n$) de la tabla j del grupo i y el logito medio del grupo i en la misma edad. Los términos

$${}_nD_x^{ij}$$

se sometieron a un análisis posterior por componentes principales, según la formulación clásica para el caso de un país j y una familia i :

$${}_nD_x^{ij} = \sum_{m=1}^k {}_n a_x(m) F_j(m)$$

k como máximo igual al número de variables, es decir a los grupos de edades.

En esta combinación lineal, ${}_n a_x(m)$ representa el coeficiente de correlación (saturación) entre la variable

$${}_nD_x^i$$

y el componente principal m y $F_j(m)$ representa la nota en factor relativo a este m componente principal en el país en cuestión. En la práctica las tablas de las Naciones Unidas se limitan al primer componente.¹⁰ Por lo tanto, para un país j de una familia i se puede escribir:

¹⁰ Las Naciones Unidas definieron el primer componente con respecto al conjunto de las 36 tablas y no para cada familia, suponiendo que la desviación del esquema de mortalidad por edad con relación a la media del grupo no depende del grupo.

$${}_n Y_x^{ij} = {}_n Y_x^i + {}_n a_x (1) F_j (1)$$

Se puede considerar entonces que el primer componente traduce la desviación del esquema de mortalidad por edad con relación a la media

$${}_n \bar{Y}_x^i$$

del grupo. El coeficiente de saturación expresa el peso de este primer componente sobre la constitución de la variable

$${}_n D_x^i$$

Para cada una de las familias¹¹ (o grupos), las Naciones Unidas construyeron un conjunto de tablas-tipo, por sexos, para una esperanza de vida de 35 a 75 años, el cual parte de la descomposición en el único componente principal expuesto anteriormente. Estas tablas se encuentran en el anexo I de la obra citada de las Naciones Unidas (1982). También en este trabajo se encuentran como anexo II, los sobrevivientes de las tablas-tipo por año de edad en el curso de los cinco primeros años de vida, cuando la vida media crece de 35 a 75 años. Estos sobrevivientes se calcularon para las diversas familias, en el caso de los varones y las mujeres, así como para los sexos reunidos.

Estos últimos datos se han calculado con base en las tablas masculina y femenina con la misma esperanza de vida, y una relación varones al nacer al nacimiento de 105 niños por 100 niñas. Esos datos por sexos reunidos, pueden utilizarse entre otras cosas, para estimar la mortalidad juvenil por sexos reunidos recurriendo a las proporciones de niños sobrevivientes. (Véase el §2.3.1.). Construidas a partir de una descomposición en componentes principales, las nuevas tablas-tipo de las Naciones Unidas evitan el sesgo de la entrada propia de las tablas-tipo estableci-

¹¹ Para el examen de las diferencias de mortalidad entre familias, véase el §4.2.4.

das por regresión. Por otra parte, los componentes habiendo sido deducidos por cada uno de los sexos, el enfoque de las Naciones Unidas evita mantener fija la mortalidad diferencial por sexo. En contrapartida, las tablas publicadas sólo se refieren a la incidencia del primer componente; pueden entonces pecar de falta de ductilidad (en relación especialmente con los modelos de regresión de doble entrada) cuando el objetivo es adaptarse a variaciones particulares de mortalidad según la edad.

Por otra parte, dada la preocupación de preservar la calidad de los datos, las Naciones Unidas sólo conservaron un número limitado de tablas en el universo de base. La cobertura geográfica es, entonces, poco satisfactoria; recordemos a este respecto la exclusión casi completa de las tablas de África, salvo la de Túnez para el periodo 1968-1969.

Finalmente, los niveles de mortalidad de las tablas-tipo publicados se extienden más allá de los niveles del conjunto de base; por esta razón es preferible no recurrir a los niveles extremos, por ejemplo, abajo de una vida media de 50 años o más de una vida media de 65 años en el caso de los hombres y de 70 años en el de las mujeres.

2.1.3. Utilización práctica de las tablas-tipo

En este inciso veremos cómo usar en la práctica las tablas-tipo de mortalidad. Nos limitaremos a tres modelos: el de A. Coale y P. Demeny, ampliamente usado y que presenta la ventaja de proporcionar las características de cerca de 5 000 *poblaciones estables* asociadas a las tablas-tipo de mortalidad; el de W. Brass, que recurre a un esquema estándar de mortalidad, y finalmente las tablas de la OCDE basadas en los datos de países en vía de desarrollo.

2.1.3.1. *Tablas-tipo de Coale y Demeny*

A.J. Coale y P. Demeny (1966) establecieron en el Office of Population Research de la Universidad de Princeton, cuatro modelos regionales de mortalidad. Cada una de las cuatro series coincide con una región geográfica específica con esquemas de mortalidad por edad bastante homogéneos. Los cuatro modelos fueron diseñados por los autores con los nombres siguientes:

a) “Familia” norte: basada en las estadísticas de mortalidad de Suecia, Noruega e Islandia.

b) “Familia” sur: resume las tablas de mortalidad de Italia, España, Portugal y Sicilia.

c) “Familia” este: basada en las estadísticas de mortalidad de Europa Central.

d) “Familia” oeste: modelo residual basado en las tablas de mortalidad que no presentaron los esquemas característicos de las otras tres familias.

Estas tablas se basan entonces en dos indicadores:

—primero debe elegirse la “familia” que presente esquema de mortalidad por edad lo más cercano posible al de la población estudiada;

—entonces debe elegirse la tabla que mejor corresponde al nivel de mortalidad observada en el seno de la familia de tablas elegidas.

El usuario tiene a su disposición cuatro familias de 24 tablas-tipo cada una. A un mismo nivel de mortalidad, determinado por la esperanza de vida de diez años (la entrada única), el demógrafo puede elegir entre los cuatro modelos de mortalidad la tabla-tipo que se acerque más al esquema de mortalidad según la edad de la región que estudia. Si no hay una razón de peso para seleccionar de una de las familias en particular, es decir, si no se conoce el esquema de mortalidad por edad de la región que se estudia, se utilizará la familia oeste, que es —recordémoslo— un modelo residual. Si la edad de lactancia es tardía, la familia norte se impone en las edades jóvenes.

La elección de la familia es esencialmente empírica; con relación a la familia oeste las características de la mortalidad por edad de cada familia son las siguientes:

—Familia este: fuerte mortalidad relativa abajo de un año y para edades elevadas; débil mortalidad relativa arriba de un año.

—Familia norte: débil mortalidad relativa abajo de un año pero fuerte relativa a los niños de más de un año.

—Familia sur: fuerte mortalidad relativa de uno a cinco años y en las edades elevadas; débil mortalidad relativa entre 40 y 60 años.

En el cuadro 2 se comparan, para una misma vida media e_0 igual a 40 años, las desviaciones relativas a los cocientes por edad en relación con la familia oeste (sexo femenino).

CUADRO 2
Desviaciones relativas entre cocientes de mortalidad

<i>Edad</i>	<i>Familia</i>			
	<i>O</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>S</i>
0	1 000	881	1 218	970
1	1 000	1 163	959	1 410
5	1 000	1 746	1 003	1 165
10	1 000	1 194	739	826
15	1 000	949	761	871
20	1 000	867	791	869
25	1 000	895	827	840
30	1 000	920	813	777
35	1 000	953	812	752
40	1 000	954	800	729
45	1 000	932	818	721
50	1 000	873	827	731
55	1 000	906	924	777
60	1 000	892	956	856
65	1 000	962	1 053	957
70	1 000	986	1 071	1 031
75	1 000	986	1 089	1 085

La experiencia demuestra que en el caso de África, los modelos que más convienen son el norte o el sur; en el de Asia, al contrario, el oeste sería el más adecuado.

Veamos ahora las características de las tablas-tipo calculadas y publicadas en la obra de Coale y Demeny (1966). Cada familia comprende 24 tablas-tipo femeninas y 24 tablas-tipo masculinas, ambas con esperanzas de vida al nacer (e_0), de entre 20 y 77.5 años para las mujeres y de 18 a 73 años aproximadamente para los hombres. Cada tabla femenina crece por tramos de 2.5 años de vida media, es decir, 20.0, 22.5, 25.0, 27.5, ... 77.5. Cada nivel se presenta en una página, la tabla femenina en la parte su-

perior y la masculina en la inferior.¹² Los datos publicados y la notación¹³ son las siguientes:

1) Age (X): edad exacta 0, 1, 5, luego por intervalos quinquenales, hasta 80 años;

2) 1 000 $Q(X)$: cociente de mortalidad a la edad exacta x veces 1 000. La distribución de los cocientes (${}_nq_x$) entre las edades exactas x y $x + n$: es la siguiente ${}_1q_0, {}_4q_1$ (de uno a cinco años exactos), ${}_5q_x$ (para $x = 5, 10...80$);

3) $D(x)$: defunciones ${}_nd_x$ de la tabla entre las edades exactas x y $x + n$, es decir, de 0 a 1 año, de 1 a 5, de 5 a 10, de 10 a 15 años, etcétera;

4) 1 000 $M(X)$: tasa de mortalidad ${}_nm_x$ a la edad x en años cumplidos, es decir, a 0 años cumplidos, de 1 a 4, de 5 a 9, de 10 a 14 años cumplidos etc. (por 1 000).

5) $1(X)$: sobrevivientes 1_x a la edad exacta x (para $x = 0, 1, 5, 10...80$), con una raíz de 100 000 individuos al nacer;

6) $L(X)$: sobrevivientes ${}_nL_x$ en las edades x a $x + n - 1$ en años cumplidos, es decir, 0 años cumplidos, 1 a 4 años cumplidos, 5 a 9, etc., a partir de una raíz 1_0 de 100 000 al nacer. Cada ${}_nL_x$ también corresponde al número total de años vividos por los individuos de la tabla en el intervalo de edad considerado (es decir de 0 a 1 año exacto, 1 a 5 años exactos, 5 a 10, etc.);

7) $P(X)$: tasa de sobrevivencia ${}_nP_x$ entre dos grupos de edades cumplidas. Indicando con ${}_nL_x$ el efectivo en la edad de x a $x + n - 1$ cumplidos, ${}_nP_x$ vale:

$${}_nP_x = \frac{{}_nL_{x+n}}{{}_nL_x}$$

Nótese que la expresión $P(**)$ que se encuentra en las tablas corresponde a

¹² Se eligieron las tablas femeninas y masculinas presentadas en la misma página, para dar cuenta de la mortalidad diferencial típica entre sexos. Sin embargo, nada obliga a esperar esta divergencia típica entre sexos como la presenta la obra de Princeton.

¹³ Lo no habitual de la notación se debe a la impresión directa de listados de computadora.

$$\frac{{}_5L_5}{{}_5L_0}$$

y que $P(*)$ corresponde a:

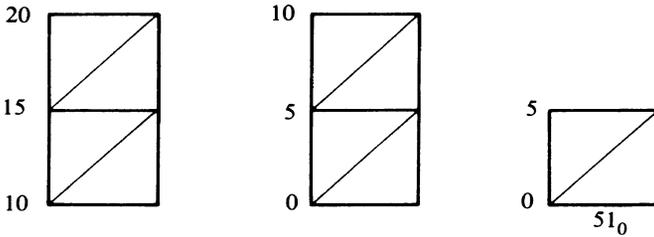


FIGURA 2

$$\frac{{}_5L_5}{{}_5I_0}$$

Finalmente, $P(75) = T_{80}/T_{75}$

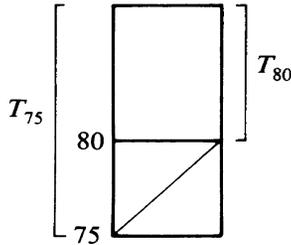


FIGURA 3

8) $T(X)$: número total de años T_x que los sobrevivientes de edad *exacta* x , tienen aún por vivir. Se obtiene esta expresión sumando la columna ${}_nL_x$ a partir de la edad x :

$$T_x = \sum_{i=x}^w {}_nL_i$$

9) $E(X)$: esperanza de vida (e_x) en la edad exacta x ($x = 0, 1, 5, 10, \dots, 80$) o sea el número promedio de años por vivir después de la edad exacta x . Nótese que $e_x = T_x / l_x$.

Ejemplos:

1) Sabiendo que ${}_5q_0$ (femenino) es igual a 0.072, estimar el nivel de mortalidad.¹⁴ Se tiene que ${}_5p_0 = 1 - {}_5q_0$, o sea 0.928. Por lo tanto, con una raíz igual a 100 000, $l_5 = 92 800$. Optemos por una de las 4 familias, la familia oeste por ejemplo. El valor $l_5 = 92 800$, se sitúa entre los niveles 18 ($l_5 = 91 571$) y 19 ($l_5 = 93 201$). Por interpolación lineal, se encuentra que $l_5 (= 92 800)$ corresponde a nivel 18.75 ($e_0 = 64 375$).

2) La vida promedio (e_0) masculina vale 59 años; estimar con base en la familia oeste, el valor correspondiente de ${}_1q_0$ en la tabla-tipo.

Disponemos los valores encontrados en las tablas para los diversos niveles de las tablas-tipo:

Nivel 18:

$\frac{e_0}{58.839}$	$\frac{{}_1q_0 \text{ (x 1 000)}}{74.30}$
59.0	?

Nivel 19:

61.228

62.87

Por *interpolación lineal* se obtiene el valor pedido:

$$\begin{aligned}
 q_0 &= 74.30 + \frac{59 - 58.839}{61.228 - 58.839} (62.87 - 74.30) \\
 &= 73.5\%_0
 \end{aligned}$$

¹⁴ Estrictamente hablando, la "entrada" por utilizar es e_{10} , se genera un sesgo ligero cuando se recurre a otra entrada.

3) La población masculina con edades entre 15 y 20 años en un país determinado se estima en 275 000 individuos al 31 de diciembre de 1975. Se calcula el número real de sobrevivientes (sin migración) cinco años después, sabiendo que la vida promedio (e_0) masculina equivale a 57 años (familia este). En la obra de Coale y Demeny, corresponde al nivel 17 de las tablas-tipo:

Para $e_0 = 56\ 474$, ${}_5P_{15} = 0.98338$.

En el nivel 18 de las tablas-tipo:

Para $e_0 = 58\ 839$, ${}_5P_{15} = 0.98561$

En consecuencia, por interpolación lineal, para $e_0 = 57$, ${}_5P_{15} = 0.98388$.

El número real de sobrevivientes será entonces de $275\ 000 \times (0.98388) = 270\ 567$.

Apreciación

A pesar de su interés, las tablas de Coale y Demeny presentan la desventaja de estar construidas a partir de una entrada única (e_{10}), y sobre todo de estar basadas fundamentalmente en estadísticas europeas. Los modelos construidos así no se adaptan bien a ciertas situaciones actuales en los países en desarrollo (ver por ejemplo A. Adlakha (1972) y J.M. Sullivan (1973)).

Al contrario, las 4 redes de poblaciones estables asociadas a las tablas de mortalidad, que se presentan en la obra tienen un interés real cuando se recurre al modelo de población estable, ya que evitan cálculos engorrosos.

2.1.3.2. Tablas-tipo de W. Brass

Las tablas de W. Brass (1971) están construidas a partir de una distribución de referencia de la curva de supervivencia por edad l_x , es decir de una *serie standard* l_x . Con objeto de hacer el cálculo más fácil, todos los datos son transformados primero por medio de una función de linealización. Suponemos en efecto que la curva de supervivencia l_x sigue una *ley logística*; tomando $l_0 = 1$, $l_x = \exp(m + nx) / [1 + \exp(m + nx)]$ donde m y n son dos parámetros por determinar experimentalmente.

Transformemos l_x por la expresión

$$\text{logito } 1_x = 1n \left(\frac{1_x}{1 - 1_x} \right)$$

Se obtiene $\text{logito } 1_x = m + nx$, la función logito lineariza de este modo la función logística. Se utilizan también las definiciones cercanas:

$$\text{logito } 1_x = \frac{1}{2} 1n \left(\frac{1_x}{1 - 1_x} \right)$$

$$\text{logito } 1_x = \frac{1}{2} 1n \left(\frac{1 - 1_x}{1_x} \right)$$

$$\text{logito } 1_x = 1n \left(\frac{1 - 1_x}{1_x} \right)$$

El principio del método de Brass es elegir una tabla “estándar”, transformar en logito la función $p(x) = 1_x/1_0$ (1_x si 1_0 vale 1), y construir un conjunto de otras tablas basándose en la *hipótesis* de que los logitos de su función de sobrevivencia se deducen del logito estándar por una simple relación lineal:

$$\text{logito } p(a) = \alpha + \beta \text{logito } p_s(a) \quad (\text{I})$$

donde $p_s(a) = 1a/1_0$ en la tabla estándar

Tomando

$$\text{logito } p(a) = \frac{1}{2} 1n \left(\frac{p(a)}{1 - p(a)} \right)$$

la relación (I) es igual a plantear:

$$\frac{1}{2} 1n \left(\frac{p(a)}{1 - p(a)} \right) = \alpha + \frac{\beta}{2} 1n \left(\frac{p_s(a)}{1 - p_s(a)} \right)$$

O

$$\ln \left(\frac{p(a)}{q(a)} \right) = 2\alpha + \beta \ln \left(\frac{p_s(a)}{q_s(a)} \right)$$

donde $q(a) = 1 - p(a)$ donde otra vez $\frac{p(a)}{q(a)} = e^{2\alpha} \left[\frac{P_s(a)}{q_s(a)} \right]^\beta$

Dados dos valores de $p(a)$, $p(a_1)$ y $p(a_2)$, se puede deducir muy fácilmente la expresión general (I), determinando los coeficientes α y β a partir del sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} \alpha + \beta \log_{10} p_s(a_1) &= \log_{10} p(a_1) \\ \alpha + \beta \log_{10} p_s(a_2) &= \log_{10} p(a_2) \end{aligned}$$

La solución de este sistema de ecuaciones nos da los valores de α y β que permiten determinar la expresión general (I), es decir, obtener la tabla completa (para cualquier valor de a ,) asociada a la serie estándar. Habiendo determinado todos los logitos $p(a)$ (para cada a), es fácil de encontrar $p(a)$;

Adoptemos:

$$\log_{10} p(a) = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{p(a)}{1 - p(a)} \right)$$

de donde

$$\ln \left(\frac{p(a)}{1 - p(a)} \right) = 2 \log_{10} p(a)$$

Entonces

$$\frac{p(a)}{1 - p(a)} = e^{2 \log_{10} p(a)}$$

y finalmente

$$p(a) = \frac{e^{2 \log_{10} p(a)}}{1 + e^{2 \log_{10} p(a)}} \quad (\text{II})$$

A partir de $p(a) = 1_a/1_0$ se pueden obtener todas las otras funciones de las tablas de mortalidad.

Función de los parámetros α y β :

En el caso de la serie estándar, se tiene, obviamente, que $\alpha = 0$ y $\beta = 1$. Escribamos $p(x) = 1_x$ con $1_0 = 1$.

a) Significado de α :

El parámetro α refleja el nivel de la mortalidad. Consideremos en efecto $\beta = 1$.

En este caso se tiene: $\text{logito } 1_x = \alpha + \text{logito } 1_x(s)$

Adoptemos $1_x(s) = 0.5$; entonces $\text{logito } 1_x = \alpha$, puesto que $\text{logito } 0.5 = 0.5 \ln 1$, es decir, 0.

Si $\alpha > 0$, se tiene $\text{logito } 1_x > 0$

y $1_x > 0.5$,

la mortalidad será entonces inferior al estándar.

Si $\alpha < 0$ se tiene que $\text{logito } 1_x < 0$

y $1_x < 0.5$

la mortalidad será superior al estándar.

b) Significado de β :

El parámetro β refleja la pendiente de la mortalidad, es decir, la estructura de la mortalidad por edad.

Tomemos en efecto $\alpha = 0$. Se tendrá $\text{logito } 1_x = \beta \text{ logito } 1_x(s)$ o también $\text{logito } 1_x - \text{logito } 1_x(s) = (\beta - 1) \text{ logito } 1_x(s)$ que se puede escribir:

$$\Delta_x (\beta - 1) \text{ logito } 1_x(s)$$

O sea $\beta > 1$:

Si $\text{logito } 1_x(s) < 0$, $\Delta_x < 0$ de donde $1_x < 1_x(s)$

Si $\text{logito } 1_x(s) > 0$, $\Delta_x > 0$ de donde $1_x > 1_x(s)$

El mismo razonamiento se aplica cuando $\beta < 1$.

Observemos también que todas las rectas que tienen el mismo α pero β diferentes, se cortan a una edad x de tal suerte que $l_x(s) = 0.5$. En efecto, sean, dos series l'_x l''_x . Coloquémonos en la edad x y supongamos que $l_x(s) = 0.5$:

$$\begin{aligned} \text{logito } l'_x &= \alpha + \beta' \text{ logito } l_x(s) \\ \text{logito } l''_x &= \alpha + \beta'' \text{ logito } l_x(s) \end{aligned}$$

Ya que por hipótesis, $l_x(s) = 0.5$ y $\text{logito } 0.5 = 0$, se tendrá que $\text{logito } l'_x = \alpha = \text{logito } l''_x$.

La variación de β nos permite entonces tomar en cuenta las diversas estructuras por edad de la mortalidad, para un mismo nivel de mortalidad reflejado por α . A manera de ejemplo, tomemos la relación $\text{logito } p(x) = \beta \text{ logito } p_s(x)$ con $\alpha = 0$ y β igual respectivamente a 0.8 y 1.2; recurriendo al *estándar "africano"* (ver anexo) se tiene que:

x	$l_x(\beta = 0.8)$	$l_x(\beta = 1.2)$
5	0.7393	0.8269
20	0.6744	0.7488
40	0.5722	0.6073
60	0.4168	0.3766
80	0.1194	0.0475

Obsérvese la modificación del esquema de mortalidad debido a la variación de β .

La gran ventaja de las tablas-tipo logito es que permiten construir fácilmente tablas de mortalidad basadas en el conocimiento de sólo dos parámetros de mortalidad (dos $p(a)$), tomando en cuenta, por ejemplo, la mortalidad en las edades jóvenes y adultas, en referencia a una distribución estándar.

El problema consiste evidentemente en elegir la distribución estándar. En forma ideal ésta debe tomar en cuenta el esquema de mortalidad por edad de la población observada. En el caso de África tropical, W. Brass estableció una distribución estándar.

dar común para ambos sexos¹⁵ basada en las características supuestas de la mortalidad según la edad en las poblaciones africanas. W. Brass también elaboró una distribución estándar general de tipo europeo.

Hasta ahora sólo hemos tomado en cuenta la solución de la ecuación (I) basada sobre el conocimiento de dos valores¹⁶ de la probabilidad de sobrevivencia $p(a)$. Puede ocurrir, sin embargo, que se disponga de una multiplicidad de valores de $p(a)$ o sea $p(a_i)$. En este caso, los valores de α y de β pueden encontrarse por el método de los *mínimos cuadrados*, es decir buscando los parámetros de la recta de regresión que se ajusta a la nube de puntos de las coordenadas logito $p_s(a_i)$ y logito $p(a_i)$. Este método atribuye, sin embargo, demasiado peso a los elevados valores absolutos de los logitos que, situándose en edades jóvenes y elevadas, corren el riesgo de ser las más sesgadas.¹⁷

Otro método recomendado por Brass, busca la ecuación de la recta que pasa por dos puntos. Los puntos, en las coordenadas logito $p_s(a_i)$ y logito $p(a_i)$, se separan en dos grupos distintos y en cada uno se busca el punto correspondiente a la media de los logitos $p_s(a_i)$ y logito $p(a_i)$ de este grupo.

Por los dos puntos encontrados en esta forma se hace pasar una recta recurriendo a la ecuación de costumbre; una recta que pasa por dos puntos. Más explícitamente, consideremos el cuadro siguiente:

<i>Edad</i> a_i	<i>Logito</i> $p(a_i)$	<i>Logito</i> $p_s(a_i)$
a_1	logito $p(a_1)$	Logito $p_s(a_1)$
a_2	logito $p(a_2)$	Logito $p_s(a_2)$
—	—	—
a_8	logito $p(a_8)$	Logito $p_s(a_8)$

¹⁵ *The demography of tropical Africa*, Princeton, 1968. La elección de un estándar común para ambos sexos suscita algunos problemas y el esquema real diverge para hombres y mujeres. Véase H. Page y G. Wunsch (1976).

¹⁶ D. Nzita (tesis de maestría inédita, Lovaina la Nueva) demostró que en este caso conviene elegir la pareja $p(5)$ y $p(55)$, con preferencia a las otras parejas posibles.

¹⁷ En este caso se pueden descartar los extremos y efectuar la regresión, por ejemplo entre 10 y 60 años.

Se trata de ocho valores, en orden, de logitos $p(a)$ relativos a ocho edades diferentes, a_1 hasta a_8 , así como los logitos correspondientes de la tabla estándar. Cada pareja logito $p(a_i)$, logito $p_s(a_i)$, determina un punto en el plano de los logitos de $p(a)$ y de $p_s(a)$. Los ocho puntos se pueden repartir en dos grupos; el primero comprende los puntos relativos a las edades a_1 hasta a_4 , el segundo los relativos a las edades a_5 hasta a_8 . En el primer grupo, se calculan las coordenadas medias:

$$\bar{Y}_1 = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \text{logito } p(a_i) \text{ y } \bar{Y}_{s1} = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \text{logito } p_s(a_i)$$

Asimismo se calcula

$$\bar{Y}_2 = \frac{1}{4} \sum_{i=5}^8 \text{logito } p(a_i) \text{ y } \bar{Y}_{s2} = \frac{1}{4} \sum_{i=5}^8 \text{logito } p_s(a_i)$$

Las parejas \bar{Y}_1, \bar{Y}_{s1} y \bar{Y}_2, \bar{Y}_{s2}

determinan dos puntos por los cuales pasa la recta de la ecuación:

$$\text{logito } p(a) - \bar{Y}_1 = \frac{\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1}{\bar{Y}_{s2} - \bar{Y}_{s1}} \left[\text{logito } p_s(a) - \bar{Y}_{s1} \right]$$

En lugar de usar los puntos medios, se puede recurrir a los puntos medianos pues la mediana es menos sensible a los valores extremos que la media.

Ejemplo:

Conocemos las probabilidades de supervivencia femenina siguientes (datos del modelo norte de las tablas-tipo de Princeton, sexo femenino, $e_0 = 35$)

$$\begin{aligned} p(2) &= 0.75622 \\ p(20) &= 0.57905 \end{aligned}$$

Obtener la tabla completa usando el estándar para África del Oeste.

Brass (en anexo I).

Recurriendo a la expresión:

$$\text{logito } p(x) = \frac{1}{2} 1n \left(\frac{p(x)}{1 - p(x)} \right)$$

Se obtiene

$$\text{logito } p(2) = 0.56603$$

$$\text{logito } p(20) = 0.15944$$

El sistema de ecuaciones con dos incógnitas (α y β) será entonces:

$$\alpha + \beta \text{ logito } p_s(2) = \text{logito } p(2)$$

$$\alpha + \beta \text{ logito } p_s(20) = \text{logito } p(20)$$

Donde

$$\alpha + \beta(0.8052) = 0.56603$$

$$\alpha + \beta(0.4551) = 0.15944$$

$p_s(x)$ se obtiene del estándar africano.

De ahí que $\alpha = 0.56603 - 0.8052 \beta$

Entonces $(0.56606 - 0.8052 \beta) + \beta(0.4551) = 0.15994$ de ahí que $\beta(0.4551 - 0.8052) = 0.15944 - 0.56603$

Entonces $\beta = 1.1613$ y $\alpha = 0.56603 - (1.1613)(0.8052) = -0.3691$.

La relación general queda así: $-0.3691 + 1.1613 \text{ logito } p_s(a) = \text{logito } p(a)$.

Utilizando la serie estándar africana de Brass, se obtiene la siguiente serie de valores de $p(a)$:

(1) <i>Edad exacta</i>	(2) <i>Logito $p(a)$</i>	(3) <i>$p(a)^*$</i>
1	0.788716	0.82884
5	0.387487	0.68460
10	0.269383	0.63153
15	0.226763	0.61148
20	0.159408	0.57904

(1) <i>Edad exacta</i>	(2) <i>Logito $p(a)$</i>	(3) <i>$p(a)^*$</i>
25	0.075562	0.53771
30	-0.003291	0.49835
35	-0.079240	0.46046
40	-0.158092	0.42161
45	-0.244493	0.38013
50	-0.344480	0.33426
55	-0.465720	0.28263
60	-0.612973	0.22689
65	-0.804123	0.16683
70	-1.044744	0.11012
75	-1.376295	0.05994

$$* p(a) = \frac{e^2 \text{ logito } p(a)}{1 = e^{2 \text{ logito } p(a)}}$$

Es interesante comparar los $p(a)$ obtenidos por el método de los logitos, con los $p(a)$ reales de la tabla de mortalidad de Princeton de las cuales se sacaron los valores de $p(2)$ y $p(20)$ (sexo femenino, familia norte, nivel 7). Para esto hemos calculado las relaciones $p(a)$ Brass/ $p(a)$ Princeton a las edades exactas estudiadas:

<i>Edades</i>	<i>$p(a)$ Brass/ $p(a)$ Princeton</i>	<i>Edades</i>	<i>$p(a)$ Brass/ $p(a)$ Princeton</i>
1	1.02	40	0.92
5	1.01	45	0.90
10	1.01	50	0.86
15	1.01	55	0.81
20	1.00	60	0.75
25	0.97	65	0.68
30	0.95	70	0.61
35	0.94	75	0.54

Basándose en el estándar africano de Brass, se obtienen las probabilidades de supervivencia superiores a 20 años e inferiores en lo que sigue. La diferencia se debe a que la distribución africana estándar establecida por Brass difiere del esquema norte de las tablas de Princeton.

A manera de ejemplo de entradas múltiples, consideremos el cuadro siguiente:¹⁸

<i>Edad a_i</i>	<i>logito (a)</i>	<i>logito p_s(a)</i>
5	0.3875	0.6515
10	0.2694	0.5498
15	0.2268	0.5131
20	0.1594	0.4551
25	0.0756	0.3829
30	-0.0033	0.3150
35	-0.0792	0.2496
40	-0.1581	0.1817

La separación en dos grupos da los valores medios:

	<i>logito p(a)</i>	<i>logito p_s(a)</i>
Grupo 1	0.2608	0.5424
Grupo 2	-0.0413	0.2823

De este modo se obtiene:

$$\text{logito } p(a) = 0.2608 = \frac{-0.0413 - 0.2608}{0.2823 - 0.5424} (\text{logito } p_s(a) - 0.5424)$$

$$\text{o logito } p(a) = 0.3692 + 1.165 \text{ logito } p_s(a)$$

Se vuelven a encontrar los valores de α y β sólo con una diferencia por redondeo. Por medio de "mínimos cuadrados" se obtendría $\alpha = -0.3691$ y $\beta = 1.1613$, es decir, evidentemente los valores obtenidos en el ejemplo anterior por medio de la solución exacta del sistema de dos ecuaciones con dos incógnitas.

¹⁸Se retoman los datos del cálculo anterior.

Apreciación:

El método creado por W. Brass es muy adaptable; sin embargo, supone que la tabla estándar ha sido bien elegida: si es muy diferente, en cuanto al nivel y esquema por edades, a la tabla real que se busca estimar, el método no conduce a un ajuste lineal muy satisfactorio (G. Wunsch, 1978). Se puede en este caso cometer un error de evaluación medianamente importante. Nótese que si el ajuste lineal no parece adecuado con relación a los datos disponibles, se puede modificar el estándar (solución preferible) o recurrir a un ajuste polinomial de grado superior a uno.

2.1.3.3. Tablas-tipo de la OCDE

Estas tablas-tipo fueron establecidas por R. Clairin, J. Condé, D. Waltisperger y G. Wunsch (1980), con la colaboración de M. Fleury-Brousse en lo que se refiere a la parte computacional. Como se señaló, estas tablas se basan en datos de los países en desarrollo. Por otra parte, se construyeron dos modelos, uno por regresión y otro con base en los estándares regionales medianos.

El modelo por regresión

Este modelo se basa en regresiones log-lineales, del tipo $\ln_n q_x = a_x \ln_q(1) + b_x$ en el caso del sistema con una entrada $q(1)$ y

$\ln_n q_x = a_x \ln_q(1) + b_x \ln q(2) + c_x$ en el del sistema con dos entradas $q(1)$ y $q(2)$.

Se han establecido cuatro “familias” más el conjunto total. En el anexo II se retoman los coeficientes de regresión obtenidos del conjunto total. El trabajo de la OCDE (1980) contiene los coeficientes relativos a las cuatro familias así como una serie de tablas¹⁹ calculadas a partir de una selección de valores de entra-

¹⁹ Recordemos que algunas de estas tablas son aberrantes.

da. Las tablas-tipo proporcionan el valor central de los cocientes de mortalidad del conjunto de las tablas que tienen *en común* el mismo valor de entrada. Además, como estos cocientes centrales representan la *media* de las probabilidades correspondientes a un valor de entrada común, fue útil completar esta información con la dispersión de los cocientes alrededor de la media. Las tablas presentan no solamente el cociente ${}_nq_x$ central sino el intervalo que contiene 95% de los casos, en la hipótesis de una distribución normal alrededor del cociente central. Los límites de dispersión son, por lo tanto, dados por la relación $\ln {}_nq_x \pm 2\sigma$. De cualquier forma, los límites establecidos se basan solamente en las tablas reales usadas (95 en el presente caso); éstas no son independientes ya que varias corresponden al mismo país.

El conjunto de las 95 tablas debe considerarse más bien como una muestra por *conjuntos* de las tablas y por este hecho los límites de dispersión son más amplios que los valores de $\ln {}_nq_x + 2\sigma$ indicados; éstos deben, por lo tanto, considerarse como mínimos. Las regresiones fueron efectuadas por sexo recurriendo a las siguientes entradas:

Cuadros de una sola entrada:

${}_1q_0$, ${}_5q_0$, ${}_{15}q_{15}$, ${}_{20}q_{25}$, ${}_{15}q_{35}$, $100 - e_0$ y por fin $100 - e_1$. De modo que existen siete cuadros de coeficientes de regresión a_x y b_x , por familia de mortalidad además del correspondiente al universo total.

Cuadros de doble entrada:

${}_1q_0$ y ${}_{15}q_{15}$, ${}_{20}q_{25}$ o ${}_{15}q_{35}$ así como ${}_5q_0$ y ${}_{15}q_{15}$ o ${}_{20}q_{25}$ o ${}_{15}q_{35}$. Las tablas de doble entrada combinan información relativa a la mortalidad de las edades jóvenes y de las adultas.

Al contener más información que las de una sola entrada, las tablas de doble entrada son entonces preferibles si se dispone de las entradas necesarias. La mejor elección consiste en asociar ${}_5q_0$ con ${}_{20}q_{25}$ o con ${}_{15}q_{35}$.

La *precisión* de las estimaciones depende, obviamente, de la cantidad de información sobre la mortalidad dada por la entrada usada. En el caso de las redes de una sola entrada, debe preferirse, dentro de esta óptica, aquellas que se basan en ${}_{20}q_{25}$, e_0

o e_1 . La red menos precisa es la que se basa en ${}_1q_0$, entrada a menudo mal evaluada. En cuanto a las redes de doble entrada, es preferible elegir las que recurren a ${}_5q_0$ como primera entrada; la elección de la segunda varía según la región, pero en este caso las diferencias de precisión son menores.

Finalmente, a partir de los datos, se puede estimar $e_0(F)$ (vida media femenina) a partir de $e_0(H)$ (vida media masculina) o viceversa, gracias a las regresiones siguientes:²⁰

$$\hat{e}_0(F) = -1.7876 + 1.0757 e_0(H).$$

$$\hat{e}_0(H) = 4.2124 + 0.8858 e_0(F).$$

Por ejemplo, en el caso de una vida media masculina de 60.82 años, se saca que $e_0(F) = 63.64$ años. Insistimos, sin embargo, en que la dispersión alrededor de estos valores centrales puede ser importante.

Ejemplos:

1) Se conoce la vida media masculina de 46.5 años. Se quiere determinar el valor central del cociente masculino ${}_5q_{40}(H)$ de todas las tablas que tienen en común $e_0(H) = 46.5$. En el cuadro del anexo II, se lee que los coeficientes de regresión (para el grupo de edades de 40 a 45 años) son respectivamente $a_{40} = 1.84156$ y $b_{40} = -10.35270$. Por lo tanto: $\ln {}_5q_{40} = 1.84156 \ln(100 - 46.5) - 10.35270 = -3.02388$.

Entonces, ${}_5q_{40} = \exp(-3.02388) = 0.0486$.

Calculemos la dispersión alrededor de este valor central logarítmico; el cuadro anexo nos da 2σ (simbolizado por $2s$).

Se saca así el intervalo de dispersión -3.02388 ± 0.55686 . Suponiendo una distribución normal de los logaritmos de los cocientes, se tiene 95% de probabilidades de contener el verdadero valor (desconocido) de ${}_5q_{40}$ en el intervalo ${}_5q_{40} = 0.0848$ hasta ${}_5q_{40} = 0.0279$. ¡La imprecisión de la estimación es notoria!

2) A manera de ejemplo de la utilización de los modelos de

²⁰ Estas regresiones se basan en el universo total; la obra de la OCDE (p. 50) contiene las regresiones entre vidas medias para las cuatro familias.

doble entrada supongamos que se dispone de ${}_5q_0(H) = 0.072$ y ${}_{20}q_{25}(H) = 0.074$.

Estimemos el cociente ${}_5q_{15}(H)$ a partir de los coeficientes del cuadro anexo II. La ecuación de regresión se escribe:

$$\ln {}_5q_{15}(H) = a'_{15} \ln 0.072 + a''_{15} \ln 0.074 + b_{15} \pm 2s, \text{ con:}$$

$$a'_{15} = 0.39088$$

$$a''_{15} = 0.78486$$

$$b_{15} = -1.88854$$

$$2s = 0.58532$$

De esta manera el cociente central vale 0.0070, y los límites del intervalo de dispersión valen respectivamente 0.0126 y 0.0039

Señalemos que las tablas-tipo de la OCDE construidas por regresión se limitan a 65 años. Más allá de esta edad, los autores recomiendan extrapolar linealmente los logaritmos de los cocientes. Sin embargo, parece preferible ajustar un polinomio del tercer grado a los cocientes ${}_5q_{50}$, ${}_5q_{55}$, ${}_5q_{60}$ y ${}_5q_{95}$ (este último tomado como igual a 1) y obtener los ${}_5q_x$ ($x > 65$) por interpolación polinomial.

Los estándares regionales

La obra de la OCDE presenta una tabla estándar para cada una de las familias así como para el universo total de las 95 tablas que sirvieron de base a los cálculos. En el anexo III, se presentan las del universo total y las de las cuatro familias.

La utilización de estos estándares es idéntica al enfoque desarrollado por W. Brass. Por esta razón no lo volveremos a presentar aquí. La definición de logito es similar a la utilizada por Brass,

$$\text{logito } p(x) = \frac{1}{2} \ln \frac{p(x)}{1-p(x)} \text{ donde } p(x) = 1_x/1_0$$

Su inverso vale entonces

$$p(x) = \frac{\exp(2 \text{ logito } p(x))}{1 + \exp(2 \text{ logito } p(x))}$$

Ejemplo:

Retomemos el ejemplo²¹ dado en el §2.1.3.2. Se sabe que $p(5) = 0.68460$ y $p(20) = 0.57905$. El sistema de ecuaciones se escribe entonces:

$$\alpha + \beta \logit p_s(5) = \logit 0.68460.$$

$$\alpha + \beta \logit p_s(20) = \logit 0.57905.$$

En el anexo III, sexo femenino, se lee (región total)

$$\logit p_s(5) = 1.04768$$

$$\logit p_s(20) = 0.95027$$

Por otra parte,

$$\begin{aligned} \logit 0.68460 &= \frac{1}{2} \log \frac{0.68460}{1 - 0.68460} \\ &= 0.38750 \end{aligned}$$

$$\logit 0.57905 = 0.15944$$

El sistema de ecuaciones se escribe entonces:

$$\alpha + \beta 1.04768 = 0.38750$$

$$\alpha + \beta 0.95027 = 0.1594$$

De esto se obtiene:

$$\alpha = -2.065$$

$$\beta = 2.341$$

Estimemos ahora $p(50)$:

$$-2.065 + 2.341 \logit p_s(50) = \logit p(50).$$

Como $\logit p_s(50) = 0.60286$, se obtiene $\logit p(50) = -0.6537$ y $p(50) = 0.21292$

Recordemos que recurriendo al estándar africano de Brass, se obtiene 0.33426.

Apreciación:

La ventaja de las redes de la OCDE reside en que están construidas a partir de datos de los mismos países en desarrollo. Sin

²¹ Debido a la calidad bastante mediocre de los datos, los estándares de la OCDE no retoman los valores de $p(2)$ y $p(3)$. Se pueden estimar estos valores por interpolación polinomial a partir de $p(1)$, $p(5)$ y $p(10)$.

embargo, la mala calidad de los mismos repercute obviamente sobre los resultados. Es entonces difícil pronunciarse sobre la elección final.

Por otro lado, como en el caso de las tablas de Princeton, la elección de la "familia" de mortalidad no siempre es evidente. Cuando se dispone de las informaciones suficientes, se puede precisar el esquema de la mortalidad por edad y elegir la red de cuadros que más se acerque a este esquema. Se puede también hacer referencia al contenido geográfico de las familias y elegir la red la más cercana geográficamente hablando. Sin embargo, las familias se identifican mal con áreas geográficas precisas; además, según la época considerada, un mismo país puede pertenecer a "familias" diferentes.

Además, recordemos que las tablas tipo generan evaluaciones medias de los cocientes. Se ha visto que la dispersión alrededor de estos valores centrales puede ser amplia; las estimaciones dadas son entonces poco precisas.

Finalmente, la publicación de la OCDE, presenta algunas informaciones incorrectas ya presentadas anteriormente: cuadros anexos ni con fuentes, mala estimación de la mortalidad en edades elevadas. Para mejorar un poco los resultados (C. Leton, *op. cit.*), se pueden modificar los procedimientos de suavización y de elección de los estándares regionales adoptados por la OCDE. Sin embargo, frente a la mala calidad de los datos de base, estos mejoramientos son poco sensibles. En las nuevas tablas-tipo de las Naciones Unidas (1982, la elección de los datos de base fue mucho más estricta. Adoptando como referencia el conjunto de datos proporcionados por la OCDE, las Naciones Unidas sólo conservaron 36 tablas en lugar de las 95 de la OCDE, sin embargo, la ganancia en calidad se ve compensada por una pérdida en la representatividad de los datos.

Regresamos así a la cuestión inicial: ¿la ventaja de utilizar los datos de los países subdesarrollados no llegaría a anularse debido a su mediocre calidad?

Referencias y bibliografía

- Adlakha, A. (1972), "Model life tables: an empirical test of the applicability to less developed countries", *Demography*, 9(4), pp. 589-602.
- Barrett, J.C. (1976), "Transformations for model life tables", *Genus* 32(3-4), pp. 1-10.
- Bourgeois-Pichat, J. (1963), "Analyse factorielle des taux de mortalité par âge et par sexe: contribution à l'étude des dimensions de la mortalité", *Bulletin Démographique des Nations Unies*, núm. 6, pp. 157-210.
- (1968), *The concept of a stable population*, Naciones Unidas, Nueva York, ST/SOA/A/39, 237 pp.
- Brass, W. (1971), "On the scale of mortality", en W. Brass (ed.) *Biological aspects of demography*, Taylor and Francis, Londres, 167 pp.
- Clairin, R., J. Conde, M. Fleury-Brousse, D. Waltisperger y G. Wunsch (1980), *Nouvelles tables-types de mortalité à l'usage des pays en développement*, OCDE, París, 416 pp.
- Coale, A.J. y P. Demeny (1966), *Regional model life tables and stable populations*, Princeton University Press, Princeton, 871 pp.
- Duchêne, J. (1979), *Un essai de modélisation de la répartition des décès selon l'âge et la cause dans les pays industrialisés*, Département de Démographie, Cabay-Editeur, Louvain-la-Neuve, 1980, 182 pp.
- Gabriel, L.R. e I. Ronen (1958), "Estimates of mortality from infant mortality rates", *Population studies*, 12(2), pp. 164-169.
- Lebart, L., A. Morienau y N. Tabard (1977), *Techniques de la description statistique*, Dunod, París, 351 pp.
- Le Bras, H. (1969), "Avant-propos", en S. Ledermann, *Nouvelles tables-types de mortalité*, PUF, París, 260 pp.
- Ledermann, S. (1969), *Nouvelles tables-types de mortalité*, PUF, París, 260 pp.
- y J. Breas (1959), "Les dimensions de la mortalité", *Population*, 14(4), pp. 637-682.
- ONU (1956), *Schémas de variation de la mortalité selon l'âge et le sexe*, ONU, Nueva York, ST/SOA/A/22, 40 pp.
- (1979), *Model life tables for developing countries: an interim report*, ESA/P/WP. 63 pp.
- (1982), *Model Life Tables for Developing Countries*, ST/ESA/Ser. A./77, Nueva York, 351 pp.
- Page, H. y G. Wunsch (1976), "Parental survival data: some results of the application of Ledermann's model life tables", *Population Studies*, 30(1), pp. 59-76.

- Sullivan, J.M. (1973), "The influence of cause-specific mortality conditions on the age pattern of mortality, with special reference to Taiwan", *Population Studies*, 27(1), pp. 135-158.
- Wunsch, G. (1978), "Les tables logit á deux paramètres. Un test de la qualité de l'ajustement", *Demographie Africaine*, núm. 27, pp. 59-67.
- (1980), "Factors of mortality in developing countries. A principal components analysis", *Genus*, 36(1/2), pp. 11-22.
- Zaba, B. (1979), "The four-parameter logit life-table system", *Population Studies*, 33(1), pp. 79-100.

2.2. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD A PARTIR DE LAS FUENTES CLÁSICAS DE DATOS

2.2.1. Tasas de mortalidad según las defunciones registradas

Cuando se cuenta con el número de defunciones por grupos de edad y sexo, así como de una estimación del efectivo medio de la población en estas edades, se pueden calcular las tasas de mortalidad y luego establecer la tabla de mortalidad, pasando de las tasas a los cocientes correspondientes. Consideramos a manera de ejemplo los datos siguiente:

Mortalidad femenina en las islas Fidji, 1950-1952

Edades	Número de defunciones			Defunciones	Población	Tasa m_x
	1950	1951	1952	promedio 1950-1952	1951	
20-24	66	52	65	61	12.904	0.0047
25-29	65	53	76	65	11.045	0.0059
30-34	51	65	71	62	8.663	0.0072

Fuente: R. Tabbarah (1963), p. 147.

Una vez calculadas las tasas de mortalidad ${}_n m_x$ en los diversos grupos de edades x hasta $x + n$, se pueden establecer los cocientes ${}_5 q_{20}$, ${}_5 q_{25}$, ${}_5 q_{30}$, por medio de la relación siguiente:²²

²² Recordemos que esta relación se sustenta en la hipótesis de una linealidad de la función de sobrevivencia en una población estable. Esta hipótesis pierde progresivamente valor con el incremento de "n".

$${}_nq_x = \frac{2n {}_n m_x}{2 + n {}_n m_x}$$

Siendo n el intervalo de edad considerado, en el presente caso, $n = 5$ y la fórmula se transforma en:

$${}_5q_x = \frac{10 {}_5 m_x}{2 + 5 {}_5 m_x}$$

Con los datos anteriores se obtiene:

$${}_5q_{20} = \frac{10 \times 0.0047}{2 + 5 \times 0.0047} = 0.0232$$

$${}_5q_{25} = \frac{10 \times 0.0059}{2 + 5 \times 0.0059} = 0.0291$$

$${}_5q_{30} = \frac{10 \times 0.0072}{2 + 5 \times 0.0072} = 0.0354$$

A partir de la serie de cocientes ${}_nq_x$ se pueden calcular las otras funciones de la tabla por los métodos habituales.

Si se conocen los nacimientos $N_{(0)}$ del año y $N_{(-1)}$ del año anterior, una mejor estimación de ${}_1q_0$ resulta de:

$${}_1q_0 = \frac{D_0}{2/3 N_{(0)} + 1/3 N_{(-1)}}$$

Donde D_0 representa las defunciones de menores de un año correspondientes al año (0), y los coeficientes 2/3 y 1/3, reflejan la estructura de la mortalidad en el curso del primer año de vida.

Cuando se conoce con suficiente exactitud la cantidad de nacimientos $N_{(0)}$ y $N_{(-1)}$, se puede optar por una transformación de la tasa en cociente de mortalidad infantil, suponiendo una evo-

lución no lineal de la curva de sobrevivencia, por ejemplo la relación:²³

$${}_1q_0 = \frac{{}_2{}_1m_0}{2 + 1.4 {}_1m_0}$$

Nótese que el cálculo de las tasas requiere de una evaluación previa de la calidad de los datos, tanto en el nivel de las defunciones registradas como de las estructuras por edad y sexo. Este último problema se abordará en un capítulo posterior; aquí nos limitaremos a examinar uno u otro método para evaluar la calidad de las defunciones registradas.

El primero que se tratará aquí pertenece a W. Brass (1975). Supone la *estabilidad* de la población, es decir, una mortalidad y sobre todo una fecundidad con poca variación en el tiempo, así como nulos movimientos migratorios de importancia. Utilizaremos a continuación una notación cercana a la de W. Brass. Denominemos n_y el efectivo de la edad y en la población *estable*. Por lo tanto:

$$n_y = ke^{-ry} {}_1y$$

$$y, \quad d^*_{y+} = -k \int_y^{\infty} e^{-rx} \frac{dl_x}{dx} dx$$

ya que

$$d^*_x = -ke^{-rx} {}_1x \left[\frac{dl_x}{dx} \right]$$

Donde el término entre paréntesis es el cociente instantáneo de mortalidad, y

k es un factor de escala

r es la tasa de crecimiento (intrínseco) de la población estable

d^*_{y+} es el número de defunciones reales en la población estable de edades de “ y y más”

²³ Véase a este respecto a G. Wunsch y A. Canedo (1978).

l_x es la función de supervivencia de la tabla de mortalidad. Integrando por partes, se obtiene

$$d^*_{y+} = Ke^{-ry} l_y - r \int_y^\infty n_x dx = n_y - rn_{y+}$$

donde

$$n_{y+} = \int_y^\infty n_x dx$$

Es decir, el efectivo de la población de edades de y y más. O sea, ahora d_{y+} ahora, el número de defunciones acumuladas observadas en la población; designemos

$$f = \frac{d^*_{y+}}{d_{y+}}$$

Entonces, si $d^*_{y+} = rn_{y+}$, se obtiene

$n_y = rn_{y+} + fd_{y+}$ que es equivalente a la relación (I) que corresponde a:

o

$$\frac{n_y}{n_{y+}} = r + f \frac{d_{y+}}{n_{y+}}$$

La relación (I) permite obtener el valor de f , el factor corrector que debe aplicarse a las defunciones observadas. Basta representar en la gráfica los puntos n_y/n_{y+} en función de d_{y+}/n_{y+} y de ajustar una recta por estos puntos por medio de "mínimos cuadrados" u otro método. Se tiene que verificar con un examen visual de la gráfica de puntos si el ajuste lineal se justifica.

La pendiente de la recta da f , *factor de corrección* de las defunciones observadas (d_y) con relación a las reales (supuestamente desconocidas). Se presume que esta corrección se realiza para todas las edades. Se aconseja ajustar la recta por los puntos co-

rrespondientes a edades no demasiado bajas ni altas, con objeto de limitar el efecto de los errores en la declaración de las edades, los cuales son especialmente significativos en estas edades. El cuadro siguiente nos presenta un ejemplo de cálculo (W. Brass, 1976).

Irak, población femenina, 1960-1970

Grupos de edades (cumplidas)	Efectivos (miles)	Defunciones (miles)	Edad media	n_y	n_{y+}	d_{y+}	n_y/n_{y+}	d_{y+}/n_{y+}
0-4	766.7	2.13	5	137.0	3226.7	11.25	0.0425	0.0035
5-9	603.0	0.36	10	109.4	2623.7	10.89	0.0417	0.0035
10-14	491.2	0.34	15	83.5	2132.5	10.55	0.0392	0.0049
15-19	343.4	0.31	20	63.5	1789.1	10.24	0.0355	0.0057
20-29	531.1	0.74	30	49.5	1258.0	9.50	0.0393	0.0076
30-39	459.2	0.87	40	38.7	798.8	8.63	0.0484	0.0108
40-49	315.5	0.95	50	27.2	483.3	7.68	0.0563	0.0159
50-59	227.6	1.02	60	19.2	255.7	6.66	0.0751	0.0260
60-69	155.8	1.90	70	11.6	99.9	4.76	0.1161	0.0476
70-79	75.9	4.76						
80+	24.4							
	3993.4	13.38						

En los resultados de este cuadro n_y se calculó para la media de los efectivos de los dos grupos de edades que los encuadran, dividido por el número de años que componen los grupos de edades.

Por ejemplo, $n_5 = 1/10 (766.7 + 603.0) = 137.0$.

Esto representa de hecho el efectivo de una generación a la edad exacta de 5 años si se hace la hipótesis de una repartición uniforme de los eventos en el intervalo de tiempo;²⁴ en efecto, en este caso el efectivo de las 5 cohortes a los 5 años exactos equivale a la media aritmética de los dos grupos quinquenales; basta

²⁴ Para el cálculo de n_{20} hemos dividido el efectivo de 20 a 29 años en dos subgrupos, proporcionalmente a los efectivos de la población estable, modelo oeste del nivel 9 con tasa de crecimiento igual a 3%. El efectivo de 20 a 24 años vale así 291.7. Nótese que la hipótesis de repartición uniforme no es válida para las edades extremas.

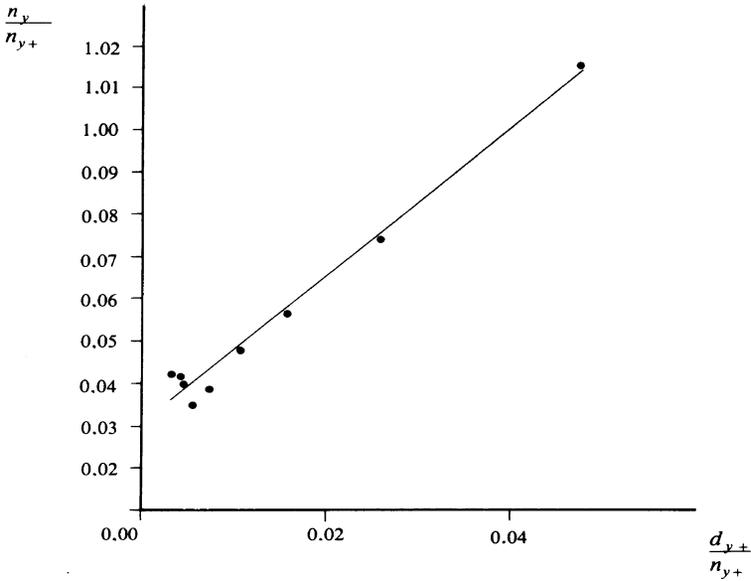


FIGURA 4: Corrección del registro de definiciones

entonces dividir este número por 5 para obtener la estimación del efectivo en la edad y de una sola cohorte (se trata entonces de dividir la suma por 10).

El ajuste por “mínimos cuadrados” de la recta²⁵ para las parejas de puntos n_y/n_{y+} y d_{y+}/n_{y+} produce la ecuación siguiente para todas las edades consideradas:

$$n_y/n_{y+} = 0.0301 + 1.7710 d_{y+}/n_{y+}$$

La figura 4 presenta la recta de regresión correspondiente.

El factor de corrección en este caso sería de 1.77, de modo que las defunciones reales serían a su vez iguales a las defunciones observadas multiplicadas por 1.77. Dejando de lado los pri-

²⁵ Se pueden utilizar otros métodos más “robustos” a los errores que los métodos por “mínimos cuadrados”. Nótese que si los puntos no llegan a alinearse adecuadamente, el método debe ser considerado como poco confiable. Por lo tanto, resulta útil un examen gráfico del alineamiento.

meros y últimos puntos,²⁶ se obtendría 1.83 como coeficiente de corrección. Nótese que este método proporciona también el valor de la tasa de crecimiento natural bajo la hipótesis de estabilidad: 3% en el presente caso. Un análisis de los resultados de este método, efectuado por D. Waltisperger (inédito) demuestra que el método no siempre proporciona resultados satisfactorios, por errores de edad en la población censada y por migraciones eventuales. Se necesita, pues, que estos últimos factores no tengan ninguna influencia para alcanzar una corrección satisfactoria de las defunciones observadas. Sin embargo, H.M. Rachat (1978) adaptó el método para observar el efecto de las migraciones eventuales y del subregistro diferencial de las defunciones según la edad.

Por otra parte, la población debe tener una estructura cuasi estable: la mortalidad y sobre todo la fecundidad no debieron variar demasiado en el curso del tiempo. Si la fecundidad ha tenido una fuerte baja, la desestabilización de la población será considerable y la utilización de este método no se justifica teóricamente. A este respecto, Linda Martin demostró por medio de una simulación que cuando la población se desestabiliza por un descenso de la mortalidad, el método de Brass subvalúa el grado de cobertura del registro de las defunciones.

Para los casos en que sólo varía la mortalidad, estableció un método de corrección de la técnica de Brass para tomar en cuenta este descenso, por medio de una estimación de la duración y de la tasa de disminución de la mortalidad. En la práctica será difícil obtener una estimación correcta de estos valores.

Aplicando también un método de simulación, K. Benzaghi-mi²⁷ demostró que los resultados del de W. Brass son finalmente poco sensibles a las modificaciones de la mortalidad e incluso de la fecundidad, contrariamente a otras técnicas de corrección (como las de J. Bourgeois-Pichat o S. Preston). El método podría proporcionar indicaciones útiles sobre las tasas de cobertura del registro de defunciones aun en los casos en que la condición de estabilidad no está perfectamente satisfecha.

²⁶ D. Waltisperger (inédito) recomienda restringirse a las edades de 15 a 45 años. En este caso, se tomaron los puntos correspondientes a 15 y 50 años.

²⁷ Tesis de maestría, Departamento de Demografía de La Universidad de Lovaina, inédita.

Finalmente, se puede poner en duda la hipótesis de base, a saber, que el factor de corrección es el mismo cualquiera sea la edad. Las omisiones son probablemente más frecuentes en ciertos grupos de edad.²⁸ La aproximación propuesta por H.M. Rachad sería de utilidad en este caso.

S. Preton y J. Bourgeois-Pichat desarrollaron otros métodos bastante similares, basados también en la hipótesis de estabilidad; un examen comparado de los tres métodos puede encontrarse en D. Waltisperger (1980). El método de S. Preston se basa en la estructura por edades de las defunciones y a dos conteos, sobre la tasa de crecimiento natural. El de J. Bourgeois-Pichat utiliza los mismos datos requeridos por el método de Brass, es decir, a saber la estructura de edad de la población y la de las defunciones, sin embargo, sus resultados difieren frecuentemente de los proporcionados por los métodos de Brass y Preston. La elección entre estos últimos depende de los datos disponibles y de su calidad; el método de Brass parece, sin embargo, menos sensible a los errores de registro de edad que el de S. Preston.²⁹

Finalmente, se pueden utilizar simultáneamente las estructuras de la población y de las defunciones y la tasa de crecimiento de la población (S. Preston *et al.*, 1980); este método sin embargo no permite captar fácilmente la tasa de subregistro de las defunciones: ya que es especialmente sensible entre otros a la elección de la tasa de crecimiento natural. N.G. Bennett y S. Horiuchi (1981) generalizaron este último método para el caso de las poblaciones cuasi estables. Su método se basa en la distribución de la población y de las defunciones por edad, así como en las tasas de crecimiento de los efectivos por edad. Se requieren dos censos de una calidad semejante para determinar estos últimos valores. Como es el caso también para los otros métodos considerados aquí, la técnica de Bennett y Horiuchi supone que la tasa de corrección es la misma para todos los grupos de edades.

Otra aproximación que no requiere la condición de estabilidad fue desarrollada por Y. Courbage y P. Fargues (1979). Su método se basa en la hipótesis de que a partir de una cierta edad el subregistro de defunciones es independiente de aquella y por

²⁸ Se puede pensar que el grado de cobertura no es el mismo en las edades jóvenes que en las edades adultas. En realidad los métodos descritos aquí no proporcionan informes más que para las edades adultas.

²⁹ K. Benzeghimi, *op. cit.*

lo tanto es constante a cualquier edad. Por otra parte, se supone que la mortalidad sigue un esquema conocido ("familia") de mortalidad por edad. Finalmente, se supone que los efectivos por edad y sexo han sido registrados correctamente.

Supongamos por ejemplo que a partir de una edad a , todas las defunciones D'_i subevalúan en una proporción Δ los efectivos reales D_i ; así, para $i > a$, tenemos $D'_i = \Delta D_i$. Por lo tanto, para una edad $x > a$ la tasa de mortalidad ${}_n m_x$ entre las edades $x + n$ se puede expresar como sigue:

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

donde ${}_n P_x$ es el efectivo registrado.

$$= \frac{P(a+)}{{}_n P_x} * \frac{{}_n D_x}{D(a+)} * \frac{D(a+)}{P(a+)}$$

usando la notación $D(a+)$ y $P(a+)$ para representar el conjunto de las defunciones y de los efectivos para las edades superiores a a . De hecho no se conoce D sino $D' = \Delta D$. Se puede entonces escribir la tasa ${}_n m'_x$ como sigue:

$$\begin{aligned} {}_n m'_n &= \frac{P(a+)}{{}_n P_x} * \frac{{}_n D'_x}{D'(a+)} * \frac{D'(a+)}{P(a+)} \\ &= \frac{P(a+)}{{}_n P_x} * \frac{\Delta {}_n D'_x}{\Delta D'(a+)} * \frac{D'(a+)}{P(a+)} \\ &= \frac{P(a+)}{{}_n P_x} * \frac{{}_n D_x}{D(a+)} * \frac{\Delta D(a+)}{P(a+)} \end{aligned}$$

de acuerdo con la hipótesis de constancia del error Δ por encima de la edad a .

Consideremos la relación

$$\frac{D(b+)}{D(a+)} = \frac{D'(b+)}{D'(a+)}$$

donde $b > a$. En el seno de una familia de tablas de mortalidad, existe una correspondencia entre $D(b+) / D(a+)$ y $D(+)$ / $P(a+)$ para una estructura $P(a+)$ dada. O sea $m(a+) = D(a+) / P(a+)$.

Se busca entonces, por aproximaciones sucesivas, la tabla que contiene la proporción realmente observada de defunciones $D'(b+) / D'(a+)$. El valor $m(a+)$ de esta tabla se adopta como tasa de mortalidad para las edades superiores a a . En consecuencia se obtiene Δ mediante la relación:

$$\frac{m'(a+)}{m(a+)} = \frac{\Delta D(a+)/P(a+)}{D(a+)/P(a+)}$$

Basta dividir enseguida ${}_n m'_x$ por Δ para encontrar el "verdadero" valor de ${}_n m_x$.

Este método, aun sin suponer la estabilidad, se basa a pesar de todo en hipótesis bastante limitantes:

- a) un error constante para las edades superiores a a ;
- b) una población por edad y sexo correctamente registrada;
- c) un esquema de mortalidad y sexo perfectamente conocido.

Por otro lado la elección de edades a y b plantea también un problema: la corrección difiere según los valores escogidos.

Apreciación:

Los diversos métodos examinados proporcionan solamente un orden de magnitud del grado de subestimación del registro de las defunciones.

Resultaría un error esperar más de estos métodos y además sería peligroso utilizarlos con fines de corrección. Resulta indispensable estimar también la mortalidad por otros medios como los que se revisarán a continuación. Cuando las diferentes estimaciones de la mortalidad convergen, es dable esperar una mejor aproximación al fenómeno. En cambio, se impone una gran prudencia cuando las diversas técnicas de estimación proporcionan resultados claramente divergentes.

2.2.2. Tasas de sobrevivencia intercensales

Nos basamos aquí en los resultados de dos censos cercanos en el tiempo, comparando el efectivo de ciertas generaciones que subsisten al efectuarse el segundo censo. Dividiéndolas entre sí, se obtiene una tasa (en realidad una probabilidad) de presencia, dependiendo de la mortalidad y de la migración. Cuando esta última poco importante, se mide así la probabilidad de sobrevivencia de un grupo de edad cumplida a otro. Sean, por ejemplo, dos censos levantados en los instantes A y $A + 5$;³⁰ los efectivos censados son los siguientes:

<i>Censo año A</i>	<i>Censo año A + 5</i>
Edad 20-24 años: 736 241	Edad 25-29: 712 636
Tasa de sobrevivencia:	

$${}_5P_{20} = \frac{712\ 636}{736\ 241} = 0.9679 \text{ entre los grupos de edad de 20-24 y 25-29}$$

Insistimos en que esta tasa no refleja solamente la mortalidad: la migración y las deficiencias de los censos pueden reflejarse de manera importante en su valor, así como la incidencia de eventuales modificaciones del territorio ocurridas durante el periodo intercensal.

Aun cuando las tasas de sobrevivencia intercensales reflejan adecuadamente la mortalidad en el curso del periodo intercensal, pueden ser no obstante, muy deficientes debido a los errores en las edades.

Por ello la serie de tasas así obtenidas se tendrá generalmente que suavizar por medio de un método analítico o un ajuste gráfico.

Cuando se conoce la mortalidad por edades, es decir, cuando se supone que la correspondiente en el país en cuestión corresponde a una "familia" de tablas-tipo (una "familia" de las tablas de Princeton o de la OCDE, o de un logito-estándar de mor-

³⁰ Cuando se trabaja con un intervalo intercensal de n años, los grupos de edades considerados serán igualmente de n años, excepto si estas tasas se calculan edad por edad; para esto hay que tener datos de muy buena calidad.

alidad, por ejemplo), se puede aplicar otro procedimiento. Cada tasa de sobrevivencia ${}_n p_x$ calculada por comparación de los dos censos determina un nivel de mortalidad en el seno de una "familia" de tablas escogidas. Se obtiene así una serie de niveles, correspondientes, por ejemplo, a las probabilidades ${}_n p_x$ de 0 a 50 años (se hacen a un lado las tasas en las edades elevadas, que generalmente son erróneas). Se elige el nivel *mediano* para representar la mortalidad del conjunto y se opta por la tabla-tipo de mortalidad correspondiente.

Una manera aún mejor de proceder³¹ consiste en acumular las estructuras por edad en los censos (con el objeto de reducir el efecto de los errores de declaración de edad), y utilizar las tasas de sobrevivencia de estas poblaciones acumuladas. Supongamos por ejemplo, un periodo intercensal de diez años. Se calcularán las tasas siguientes de sobrevivencia, en donde S_x representa los efectivos a la edad x cumplida en el censo t y S'_x a los efectivos en el censo $t + 10$; w representa la edad límite de la vida.

$$\begin{aligned}
 {}_w P'_0 &= \frac{\sum_{10}^w S'_x}{\sum_0^w S_x} \\
 {}_w P'_5 &= \frac{\sum_{15}^w S'_x}{\sum_5^w S_x} \\
 {}_w P'_{10} &= \frac{\sum_{20}^w S'_x}{\sum_{10}^w S_x} \text{ etc.}
 \end{aligned}$$

³¹ A. J. Coale y P. Demeny (1967); P. Demeny y F. C. Shorter (1968). También se puede proyectar la población del segundo censo "para atrás"; este procedimiento es ventajoso cuando los grados de cobertura difieren. A. Palloni y R. Kominski (1981).

Se proyectará en seguida la población S_x sobre 10 años mediante tasas de sobrevivencia de tipo:

$$\frac{L_x + 10}{L_x}$$

obtenidas de las tablas-tipo de mortalidad correspondientes a la familia elegida, con una elección arbitraria bastante amplia de "niveles" de mortalidad en el seno de la familia de tablas. Se obtiene así una nueva población S'' para cada nivel utilizado. Para cada uno de estos niveles se calculan nuevamente las relaciones:

$${}_wP''_0 = \frac{\sum_{10}^w S''_x}{\sum_0^w S_x}$$

$${}_wP''_5 = \frac{\sum_{15}^w S''_x}{\sum_5^w S_x}$$

$${}_wP''_{10} = \frac{\sum_{20}^w S''_x}{\sum_{10}^w S_x} \text{ etc.}$$

Se compara entonces la tasa ${}_wP'_x$ real con las diversas tasas ${}_wP''_x$ para cada edad x determinada. La tasa ${}_wP''_x$ que resulte la más cercana a la tasa ${}_wP'_x$ real determina el nivel de mortalidad de la edad x , aplicando el método de interpolación lineal si resulta necesario. De esta manera, al igual que anteriormente, obtiene una serie de niveles, de 0 a 50 años por ejemplo. El nivel

de la mediana se toma nuevamente como nivel del conjunto y se opta aquí también por la tabla-tipo correspondiente.

Ejemplo:

Como ejemplo de aplicación de este último método, consideremos la mortalidad en Turquía correspondiente al periodo intercensal 1955-1960 (P. Demeny y F.C. Shorter [1968]). El cuadro siguiente da las poblaciones femeninas observadas en 1955 y 1960 y corregidas para eliminar la influencia de la migración así como las tasas intercensales de sobrevivencia.

CUADRO 3
Turquía: efectivos de la población femenina

Grupo de edad	Población en miles		"Tasa" de supervivencia intercensal
	1955	1960	
0-4	1 889	2 079	
5-9	1 570	1 928	1.021
10-14	1 097	1 489	0.948
15-19	1 094	1 059	0.965
20-24	1 117	1 128	1.031
25-29	1 027	1 177	1.054
30-34	735.1	985.8	0.960
35-39	528.5	693.8	0.944
40-44	624.7	548.4	1.038
45-49	475.6	500.0	0.800
5-54	531.0	581.2	1.222
55-59	310.4	369.4	0.696
60-64	389.3	461.4	1.486
65-69	173.7	213.8	0.549
70-74	172.1	195.7	1.127
75 y +	195.3	182.1	1.549
Total	11 893	13 591	

Como se ve en el cuadro 3, las tasas de sobrevivencia calculadas directamente son muy erráticas.

En el cuadro 4, la población en 1955 ha sido proyectada hasta 1960, con base en las tablas-tipo de Princeton, familia sur.³²

³² Se escogió la familia sur en consideración a la situación geográfica. Cuando se deja a un lado la mortalidad de los jóvenes, como lo hace este método,

CUADRO 4
Población de 1955 proyectada hasta 1960 (en miles)

<i>Grupo de edad</i>	<i>Niveles</i>					
	<i>14</i>	<i>15</i>	<i>16</i>	<i>17</i>	<i>18</i>	<i>19</i>
5-9	1 778	1 794	1 809	1 823	1 837	1 848
10-14	1 546	1 550	1 554	1 557	1 560	1 562
15-19	1 082	1 084	1 086	1 088	1 090	1 092
20-24	1 074	1 077	1 079	1 082	1 084	1 086
25-29	1 092	1 096	1 099	1 102	1 105	1 107
30-34	1 002	1 006	1 009	1 011	1 014	1 017
35-39	716.1	718.4	720.7	722.8	724.8	726.6
40-44	513.2	514.9	516.6	518.1	519.6	520.9
45-49	604.0	606.0	608.0	609.8	611.5	613.3
50-54	455.6	457.3	459.0	460.5	462.0	463.5
55-59	500.1	502.6	504.9	507.2	509.4	511.6
60-64	283.1	285.2	287.2	289.1	290.9	292.8
65-69	335.3	339.0	342.7	346.2	349.5	353.0
70-74	135.4	137.6	139.8	141.9	143.9	146.1
75 y +	179.1	183.7	188.3	192.8	197.4	202.3
Total						
5 y +	11 296	11 352	11 403	11 451	11 499	11 542

La población real en 1960 y las poblaciones proyectadas hasta 1960 están ahora acumuladas de abajo hacia arriba (cuadro 5) para obtener los efectivos

$$\sum_i^w \Sigma'_x \quad \text{y} \quad \sum_i^w S''_x$$

según la notación anterior (efectivos en miles).

A partir de estos datos se podrían calcular las tasas:

$${}_w P'_x = \frac{\sum_{x+5}^w S'_x}{\sum_x^w S_i}$$

$${}_w P''_x = \frac{\sum_{x+5}^w S''_x}{\sum_x^w S_i}$$

En realidad este cálculo es innecesario, pues los denominadores de las tasas son los mismos: basta, pues, con aproximar los numeradores. Vemos así, por ejemplo, que para la edad de cinco años, el nivel de mortalidad correspondiente se sitúa entre los niveles 18 y 19, o sea 18.3 por interpolación lineal; para diez años, el nivel se sitúa entre 15 y 16, o sea 15.8, etcétera.

se obtienen prácticamente los mismos resultados, cualquiera que sea la "familia" de tablas utilizadas, ya que las "familias" de tablas difieren sobre todo en las edades jóvenes.

CUADRO 5
Poblaciones acumuladas proyectadas hasta 1960

<i>Edad real en 1960</i>	<i>Población acumulada</i>	<i>Niveles</i>					
		<i>14</i>	<i>15</i>	<i>16</i>	<i>17</i>	<i>18</i>	<i>19</i>
5	11 513	11 296	11 352	11 403	11 451	11 499	11 542
10	9 585	9 518	9 558	9 594	9 628	9 662	9 694
15	8 096	7 972	8 008	8 040	8 071	8 102	8 132
20	7 037	6 924	6 924	6 954	6 983	7 012	7 040
25	5 909	5 816	5 847	875	5 901	5 928	5 954
30	4 732	4 724	4 751	4 776	4 799	4 823	4 847
35	3 746	3 722	3 745	3 767	3 788	3 809	3 830
40	3 052	3 006	3 026	3 046	3 066	3 084	3 104
45	2 504	2 493	2 511	2 530	2 548	2 565	2 583

Se obtiene así para cada edad un nivel de mortalidad, y la esperanza de vida a los cinco años (e_5) correspondiente:³³

<i>Edad</i>	<i>Nivel de mortalidad (familia sur)</i>	<i>Esperanza de vida e_5 a 5 años</i>
5	18.3	66.5
10	15.8	62.8
15	17.8	65.8
20	18.9	67.4
25	17.3	65.0
30	14.3	60.5
35	15.1	61.7
40	16.3	63.5
45	14.6	61.0
Mediana	16.3	63.5

S. Preston y K. Hill (1980) idearon un método que permite, por medio de comparaciones intercensales, estimar a la vez la tasa relativa de omisión en el conteo y en el registro de las defunciones intercensales. Si P_1 es el efectivo de una cohorte en el mo-

³³ Aquí no se obtiene la vida media e_0 ya que el método no se aplica a la mortalidad en las edades jóvenes.

mento del censo 1 y P_2 el efectivo de la misma cohorte en el censo 2 y si no hay migración, se puede escribir $P_2 = P_1 - D$ en donde D representa el número de defunciones ocurridas para la cohorte en el periodo intercensal.

Como el conteo y el registro de las defunciones no son exactos escribamos: $P'_1 = P_1 k_1$, $P'_2 = P_2 k_2$, $D' = DC$ en donde P'_1 , P'_2 , D' son las poblaciones y defunciones realmente observados y k_1 , k_2 , C son los factores de error. Se puede entonces escribir:

$$P_1 = P_2 + D$$

o también

$$\frac{P'_1}{k_1} = \frac{P'_2}{k_2} + \frac{D'}{C}$$

Multiplicando por k_1 y dividiendo por P'_2 se obtiene:

$$\frac{P'_1}{P'_2} = \left(\frac{k_1}{k_2} \right) + \left(\frac{k_1}{C} \right) \frac{D'}{P'_2}$$

Supongamos ahora que las relaciones de los factores de error k_1/k_2 y k_1/C no dependen de la edad; se puede entonces escribir para cualquier edad x , para el intervalo intercensal i y el intervalo de edad n :

$$\frac{P'_1(x, n)}{P'_2(x + i, n)} = a + b \frac{D'(x, n)}{P'_2(x + i, n)}$$

Los parámetros $a = k_1/k_2$ y $b = k_1/C$ pueden obtenerse en seguida por regresión lineal o por el ajuste de una recta por métodos más "inmunes" a eventuales puntos muy desviados.³⁴ Es

³⁴ La ordenada en el origen será muy probablemente más confiable que el coeficiente angular de la derecha. El error relativo de los efectivos se estimará, por tanto, mejor que el relativo a las defunciones.

esencial verificar previamente que los puntos se repartan bien linealmente. Observemos que esta ecuación lineal puede utilizar los intervalos de edades discretas (x a $x + 5...$ por ejemplo), los intervalos acumulados (x a W , $x + 5$ a $W...$), o los intervalos truncados (x a 65 , $x + 5$ a $65...$). Los dos últimos enfoques reducen el efecto de declaraciones erróneas de la edad, entre otros con respecto a la exageración en la de los ancianos. N. Y. Luther sugiere que este método sólo se utilice para la detección del error relativo de cobertura, dada la estimación frecuentemente dudosa del coeficiente b .

El cuadro 6, tomado del artículo de S. Preston y K. Hill proporciona los efectivos masculinos tailandeses en los censos de 1960 y 1970 así como las defunciones por cohorte en el periodo intercensal decenal. La edad de los efectivos de 1970 está desfasada de diez años.

El cuadro 7 presenta los resultados de los cálculos para los tres intervalos considerados (discreto, abierto, truncado). Los valores de a y b están indicados en el cuadro abajo (en este caso el ajuste lineal se ha efectuado por regresión; el examen de las gráficas confirma la linealidad de los puntos).

CUADRO 6

Tailandia: población masculina por grupos de edad (1960 y 1970) y defunciones intercensales

<i>Grupo de edad</i> 1960-1969	<i>Población masculina</i>		<i>Defunciones</i>
	<i>1/1/1960</i>	<i>1/1/1970</i>	
0-4	2 120 461	2 336 986	157 076
5-9	1 996 402	1 869 905	44 109
10-14	1 550 462	1 351 468	35 774
15-19	1 252 688	1 105 860	34 969
20-24	1 202 393	1 047 916	37 321
25-29	1 016 540	960 281	40 104
30-34	876 955	787 195	44 246
35-39	686 616	610 710	47 026
40-44	564 136	479 987	53 119
45-49	489 817	394 452	60 603
50-54	398 460	307 676	66 257
55-59	319 083	220 202	69 503
60-64	226 762	135 647	65 675
65 +	323 766	130 484	167 180

CUADRO 7
Resultados

x	n = 5		n = w-x		n = 65-x	
	$P'_2(x,n)$	$D'(x,n)$	$P'_1(x,n)$	$D'(x,n)$	$P'_1(x,n)$	$D'(x,n)$
	$P'_2(x+10,n)$	$P'_2(x+10,n)$	$P'_2(x+10,n)$	$P'_2(x+10,n)$	$P'_2(x+10,n)$	$P'_2(x+10,n)$
0	0.907	0.0672	1.110	0.0786	—	—
5	1.068	0.0236	1.160	0.0815	1.141	0.0646
10	1.147	0.0265	1.183	0.0958	1.160	1.0749
15	1.133	0.0316	1.190	0.1110	1.163	0.0858
20	1.147	0.0356	1.203	0.1283	1.169	0.0979
25	1.059	0.0418	1.217	0.1524	1.175	0.1146
30	1.114	0.0562	1.267	0.1871	1.213	0.1384
35	1.124	0.0770	1.320	0.2323	1.250	0.1686
40	1.175	0.1107	1.392	0.2891	1.299	0.2049
45	1.242	0.1536	1.479	0.3612	1.356	0.2477
50	1.295	0.2153	1.597	0.4642	1.423	0.3036
55	1.449	0.3156	1.788	0.6217	1.534	0.3799
60	1.672	0.4842	2.069	0.8750	1.672	0.4842
65	2.481	1.2812	2.481	1.2812	—	—
a		1.049		1.060		1.046
b		1.141		1.131		1.272

Vemos así como k_2/k_1 varía entre 0.943 y 0.956 y cómo C/k_1 varía entre 0.884 y 0.786 según el intervalo escogido. Los autores recomiendan aquí el intervalo truncado x a 65 años.

El método proporciona tasas *relativas* de error en relación con la primera enumeración, tanto para la estructura por edad (k_2/k_1) como para el registro de las defunciones (C/k_1).³⁵ Éste es sensible a los errores en la edad (A. Palloni y R. Kominski, 1981). En realidad, la hipótesis de constancia de las relaciones de errores según la edad no está necesariamente verificada; no lo estará jamás en la práctica.

Conviene señalar que W. Brass (1979) también elaboró un método de evaluación basado en dos censos y el registro de las defunciones en el curso del periodo intercensal.

Éste supone que los errores relativos a las muertes registradas son proporcionales a aquellas del grupo de edad considerada. En cuanto a los errores sobre la comparación de los efectivos intercensales, se supone que son proporcionales a éstos. Si se aceptan estas hipótesis bastante importantes, se pueden evaluar factores correctores a ser aplicados a las defunciones registradas.

Apreciación:

Se ha podido notar que los métodos descritos no permiten determinar la mortalidad infantil y juvenil. Para ello habría que disponer de los efectivos de nacimientos en el curso del periodo intercensal. Por tanto, la elección del nivel mediano de mortalidad, tal como ha sido calculado, no permite conocer la mortalidad infantil excepto si el esquema de defunciones por edades en la población observada, demuestra una estrecha correspondencia con el esquema de mortalidad de la familia de tablas utilizadas.

Esto no es necesariamente el caso (A. Adlakha, 1972). De manera que este enfoque sólo permite estimar de modo imperfecto la mortalidad de los infantes y por lo tanto, la vida media y la tasa bruta de mortalidad, valores muy influidos por las probabilidades de muerte en edades tempranas. Además, este enfoque descansa en la hipótesis de una calidad bastante similar de los

³⁵ Recordemos que el error de cobertura estará frecuentemente mejor evaluado que el error de registro de las defunciones.

censos de un periodo a otro; puede resultar inaplicable en consecuencia, en ciertos casos. Por último, los resultados pueden estar sesgados por eventuales migraciones en el transcurso del periodo intercensal.

Referencias y bibliografía

- Adlakha, A. (1972), "Model life tables: an empirical test of their applicability to less developed countries", *Demography*, 9(4), pp. 589-600.
- S. Benett, N.G. y S. Horiuchi (1981), "Estimating the completeness of death registration in a closed population", *Population Index*, 47(2), pp. 207-221.
- Brass, W. (1975), *Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data*, Chapel Hill.
- (1976), "Indirect methods of estimating mortality", *Population Bulletin* (ECWA), Amman, 10-11.
- (1979), "A procedure for comparing mortality measures calculated from intercensal survival with the corresponding estimates from registered deaths", *Asian and Pacific Census Forum*, 6(2), pp. 5-7.
- Coale, A.J. y P. Demeny (1967), *Methods of estimating basic demographic measures from incomplete data*, ONU, ST/SOA/Series A/42.
- Courbage, Y. y P. Fargues (1979), "A method for deriving mortality estimates from incomplete vital statistics", *Population Studies*, 33(1), pp. 165-180.
- Demeny, P. y F.C. Shorter (1968), *Estimating Turkish mortality, fertility, and age structure. Application of some new techniques*, Population Studies Center, University of Michigan, sobretiro núm. 53.
- Palloni, A. y R. Kominski (1981), "Estimation of adult mortality using forward and backward projections", *OCDE Working Paper*, University of Wisconsin, Madison.
- Preston, S., A.J. Coale, J. Trusell y M. Weinstein (1980), "Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable", *Population Index*, 46(2), pp. 179-202.
- y K. Hill (1980), "Estimating the completeness of death registration", *Population Studies*, 34(2), pp. 349-366.
- (1981), "The use of direct and indirect techniques for estimating the completeness of death registration systems", "UN/WHO Working Group on Data Bases for Measurement of Levels, Trends and Differentials in Mortality, Bangkok; 27 pp.
- Rachad, H.M. (1978), *The estimation of adult mortality from defec-*

- tive registration data*, tesis de doctorado, London School of Hygiene and Tropical Medicine, 246 pp.
- Tabbarah, R. (1963), *Demographic techniques for manpower planning in developing countries*, U.S. Department of State, Agency for International Development, Washington.
- Waltisperger, D. (1980), "Taux d'enregistrement des décès. Méthodes d'évaluation et évaluation des méthodes", en R. Clairin *et al.*, *Nouvelles tables-types de mortalité à l'usage des pays en développement*, OCDE, París, pp. 93-116.
- Wunsch, G. y G. Canedo (1978), "La transformation des taux en quotients aux premiers âges de la vie", *Genus*, 34(3-4), pp. 133-141.

2.3. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD POR LAS RESPUESTAS DE SOBREVIVIENTES CERCANOS

En este apartado, examinaremos diversos métodos que se basan en las respuestas a preguntas sobre la sobrevivencia de parientes cercanos (niños, padres, cónyuges...) en el momento de la encuesta.

Se concibe fácilmente que exista una relación entre la proporción de parientes cercanos sobrevivientes y la mortalidad; si ésta es elevada, la proporción será baja e importante en el caso contrario. Se trata de relacionar los coeficientes de mortalidad con las proporciones de parientes cercanos sobrevivientes.

2.3.1. Proporción de niños sobrevivientes y mortalidad de los jóvenes

2.3.1.1. Método de W. Brass

Supongamos la mortalidad y la fecundidad constantes en el tiempo. Supongamos también la ausencia de efectos de selección: las condiciones de independencia y de continuidad (en el sentido de L. Henry) están satisfechas.

La probabilidad de sobrevivencia desde el nacimiento a cierta edad será simbolizada como $p(a) = 1_a/1_0$. Por otra parte el coeficiente de mortalidad se anota como $q(a) = 1-p(a)$. En cuanto

al número de mujeres de edad x , interrogadas en un censo o en una encuesta, se simbolizaron por $F(x)$.

En ausencia de mortalidad, la proporción $C_x(a)$ de niños de edad a entre el total de nacimientos de mujeres de x años en el momento de la encuesta³⁶ puede escribirse:

$$C_x(a) = \frac{F(x) f(x-a)}{\sum_{i=\alpha}^x F(x) f(i)}$$

Como $F(x)$ es constante con relación a i , la expresión se transforma en:

$$C_x(a) = \frac{f(x-a)}{\sum_{i=\alpha}^x f(i)}$$

Siendo α la edad límite inferior del periodo reproductivo. La proporción de defunciones infantiles d_x entre el total de nacimientos de mujeres de edad x , puede expresarse como:

$$d_c = \frac{\sum_{a=0}^{x-\alpha} F(x) f(x-a) q(a)}{\sum_{i=\alpha}^x F(x) f(i)}$$

En esta expresión, $q(a)$ representa el coeficiente de mortalidad³⁷ del nacimiento a la edad a . Cuando $a = 0$, $i = x$; cuando $a = x - \alpha$; $i = \alpha$. Podemos escribir entonces:

³⁶ a es entonces el tiempo transcurrido entre el nacimiento del hijo y el levantamiento de la encuesta.

³⁷ Suponemos que los coeficientes de mortalidad dependen solamente de la edad del hijo. De hecho la edad de la madre y el rango de nacimiento tienen también una influencia: la mortalidad infantil es mayor cuando la madre es muy joven. Hay, por lo tanto, que evitar las informaciones provenientes de las madres muy jóvenes.

$$D_x = \sum_{a=0}^{x-\alpha} C_x(a) q(a) = q(\bar{a}_x)$$

para una edad \bar{a}_x comprendida entre $a = 0$ y $a = x - \alpha$

En continuo, encontraremos equivalentes:

$$C_x(a) = f(x-a) / \int_{\alpha}^x f(i) di$$

y

$$d_x = \int_0^{x-\alpha} C_x(a) q(a) da$$

La proporción de defunciones infantiles (d_x) entre el total de hijos vivos de una mujer de edad x al momento de la encuesta, es entonces una media ponderada de los cocientes de mortalidad $q(a)$ en este caso las ponderaciones son las proporciones de niños de edad a entre el total de los nacidos vivos en ausencia de mortalidad ($C_x(a)$). A la inversa, podemos determinar una edad \bar{a}_x (para toda x en aumento a partir de α) de tal manera que, para un número d_x determinado, encontramos un cociente

$$q(\bar{a}_x)$$

siendo $q(a)$ una función creciente de a . Basta, en realidad, con calcular d_x a partir de series dadas de $f(x)$ y $q(a)$, para los valores sucesivos de x .

Cuando se trata de grupos de edad, el procedimiento es similar. Para diversos valores de α podemos determinar los valores de $f(x)$ para la edad exacta x , y luego estimar $f(x, x + n)$ para cada grupo de edades. El cálculo de las proporciones de los niños de edad a , en ausencia de mortalidad y para madres de 20 a 25 años en el momento de la encuesta, por ejemplo, se obtiene a través de la expresión:

$$C(a)_{20-25} = \frac{\int_{x=20}^{25} F(x) f(x-a) da}{\int_{a^0}^{25-\alpha} \int_{x^{20}}^{25} F(x) f(x-a) dx da}$$

En este caso se trata, entonces, de los niños de edad a nacidos de madres que al momento de la encuesta tenían entre 20 y 25 años en relación con el total de los niños de cualquier edad tenidos por esas mujeres. La integral doble significa que tomamos en cuenta a las mujeres de 20 a 25 años (variable x) y a todos los niños dados a luz por ellas, niños de 0 a $25 - a$ años (variable a) cuando se levantó la encuesta.

La proporción de niños fallecidos, de estas mujeres, será entonces proporcionada por la expresión:

$$\begin{aligned} d_{20-25} &= \frac{\int_{a^0}^{10} \int_{x^{20}}^{25} F(x) f(x-a) dx da}{\int_{A^0}^{10} \int_{x^{20}}^{25} F(x) f(x-a) dx da} \\ &= \int_{a^0}^{10} C(a)_{20-25} q(a) da \end{aligned}$$

para un valor particular de a , considerada aquí como igual a 15 años, por ejemplo.

Para referirse a los grupos de edades habituales, en vez de los valores \bar{a}_x poco útiles en la práctica, W. Brass buscó multiplicadores que al aplicarse a los valores d_x proporcionan una estimación de $q(a)$, para valores sucesivos de a de 1, 2, 3, 5, 10... 35 años. Como serie de tasas de fecundidad general y cocientes de mortalidad, utiliza una tabla "estándar" de mortalidad correspondiente a un nivel elevado de mortalidad y una función de una fecundidad general del siguiente tipo:³⁸

$$f(x) = k(x-a) (\alpha + 33 - x)^2$$

Donde k es un factor de escala

α es la edad límite inferior del periodo de reproducción

$\alpha + 33$ es el periodo de reproducción supuesto de la mujer.

En resumen, el método se basa en las ideas siguientes:

³⁸ Notemos que el calendario de este esquema-tipo de fecundidad es constante; sólo varía la edad a la cual se inicia el periodo fecundo (α).

Primero, la proporción de niños sobrevivientes por edad de las madres está ligado a la intensidad de la mortalidad; ésta será tanto más baja cuanto más importante es la mortalidad. Luego, la duración *promedio* de exposición al riesgo de muerte de los niños es más elevada cuando la madre concibió joven que cuando ello sucedió a una edad tardía, para una misma edad de la madre en el momento del censo. De esta manera las proporciones de niños sobrevivientes, de acuerdo con la edad de las madres permiten evaluar los cocientes de mortalidad ${}_xq_0$, si se toma en cuenta una corrección ligada a los diferentes calendarios de fecundidad según el tipo de población.

En la práctica, el método consiste en aplicar coeficientes de corrección (los “multiplicadores”) a la serie de proporciones de niños *fallecidos* en relación con la de los nacidos vivos clasificado según la edad de las madres; los multiplicadores se escogen de acuerdo con la precocidad de la fecundidad.

W. Brass ha calculado dos series de multiplicadores, una basada en el esquema de mortalidad “general” y otra, menos corriente, en el esquema³⁹ “africano” del sistema logito.

Para encontrar el multiplicador relacionado con un grupo de edad de las mujeres en el momento de la encuesta, estableció tres indicadores de la precocidad de la fecundidad (en relación con el valor α teórico).

1) P_1/P_2 : relación de las paridades (descendencias medias) en las edades 15-19 y 20-24.

2) P_2/P_3 : relación de las paridades en las edades 20-24 y 25-29.

3) m : edad media en la maternidad (edades ponderadas por las tasas de fecundidad general).

El indicador P_1/P_2 no es muy adecuado, ya que P_1 es sensible a los errores de edad al principio del periodo de procreación y al bajo número de nacimientos en esas edades. El indicador m no representa perfectamente la precocidad de la curva en todos los casos. P_2/P_3 sería, finalmente, el mejor indicador.⁴⁰

En ciertos casos será necesario corregir previamente los valores de las paridades declaradas para tomar en cuenta las mujeres

³⁹ Véase W. Brass *et al.* (1968), p. 114.

⁴⁰ Excepto si la fecundidad varía; m es menos sensible a esta variación que P_2/P_3 .

que no declararon el número de niños que tuvieron: por lo general esas mujeres son infecundas (véase O. Adegbola, 1977).

En cuanto a los cocientes de mortalidad, las estimaciones más satisfactorias son ${}_2q_0$, ${}_3q_0$ y ${}_5q_0$ [o en la notación anterior $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$]. En efecto, la estimación del cociente de mortalidad infantil $q(1)$ —basado en las respuestas proporcionadas por las mujeres de 15-19 años— está influida por los errores de edad de este grupo, por el bajo número de nacimientos y defunciones en esas edades y por la sobremortalidad relativa de las madres jóvenes. Las respuestas de las mujeres de mayor edad pueden reflejar esta situación de mortalidad antigua diferente de la actual. Es, pues, preferible limitarse únicamente a las respuestas procedentes de las mujeres entre 20 y 35 años.

En el anexo IV aparecen los multiplicadores que deben aplicarse en las proporciones de niños fallecidos entre los nacidos vivos de madres tienen con una edad de 15-19, 20-24, 25-29 años, etc.,⁴¹ en el momento de la encuesta. Habiendo obtenido los valores ${}_xq_0$, es fácil deducir el número de sobrevivientes de la tabla de mortalidad por medio de la expresión $1_x = 1_0 {}_xP_0$ o $1_0(1 - {}_xq_0)$.

Ejemplo:

Se trata de datos procedentes del censo de Uganda de 1959 (J. Boute, 1965) sobre la descendencia total (número de niños nacidos vivos) y el número de niños sobrevivientes, de acuerdo con las diferentes edades de la mujer.

<i>Edad</i>	<i>Proporción de niños fallecidos (%●)</i>
15-19	38
20-24	45
25-29	58
30-34	69
35-39	83
40-44	104
45-49	152

⁴¹ A. J. Coale y P. Demeny (1967) presentan un cuadro similar para una clasificación *decenal* de las edades de las madres.

La unidad menos la proporción de los sobrevivientes con respecto a los nacidos vivos, da como resultado la siguiente proporción de niños fallecidos por mil nacidos vivos, por edad de las madres.

Primer indicador. Habiendo obtenido por otra parte las paridades medias (descendencias medias) para cada edad,⁴² calculamos la relación:

$$\frac{P_1}{P_2}, \text{ sea } \frac{0.09}{1.20} = 0.075$$

Esta relación se sitúa entre los valores 0.090 y 0.045 en las relaciones-tipo P_1/P_2 de la tabla. Por interpolación lineal, obtenemos los multiplicadores siguientes:

Edad	Multiplicadores	K_i	Proporción de defunciones (‰)	${}_xq_0$	(p. 1 000)
15-19	k_1	1.171	38	44	$1q_0$
20-24	k_2	1.098	45	49	$2q_0$
25-29	k_3	1.040	58	60	$3q_0$
30-34	k_4	1.036	69	71	$5q_0$
35-39	k_5	1.045	83	87	$10q_0$
40-45	k_6	1.026	104	107	$15q_0$
45-49	k_7	1.027	152	156	$20q_0$

Los cocientes ${}_xq_0$ se obtienen multiplicando las proporciones de las defunciones por los multiplicadores k .

Segundo indicador. Partamos de nuevo de las paridades medias, esta vez para los grupos de edad 20-24 y 25-29 años. Tenemos, como datos, $P_2 = 1.200$ y $P_3 = 2.848$. De esto se deriva que $P_2/P_3 = 1.20/2.848$ o 0.421. A este indicador corresponde (por casualidad; ninguna interpolación es necesaria en este caso) una columna de multiplicadores. Los cocientes de mortalidad son, entonces:

⁴² J. Boute (*idem.*), p. 202. Se trata de datos de la población indopakistaní.

k_i	Proporción de decesos (‰)	${}_xq_0$	(p. 1 000)
1.129	38	43	1 q_0
1.082	45	49	2 q_0
1.033	58	60	3 q_0
1.031	69	71	5 q_0
1.040	83	86	10 q_0
1.021	104	106	15 q_0
1.021	152	155	20 q_0

Aquí, los resultados son muy similares a los obtenidos con el método anterior.

Tercer indicador. Se sabe, que la edad media a la maternidad es igual a 28.9 años. Este valor se sitúa entre los valores tipo 28.7 y 29.7 de la tabla. Obtenemos la serie de los multiplicadores por interpolación lineal.

k_i	Proporción de decesos (‰)	${}_xq_0$	(p. 1 000)
1.059	38	40	1 q_0
1.051	45	47	2 q_0
1.016	58	59	3 q_0
1.019	69	70	5 q_0
1.029	83	85	10 q_0
1.007	104	105	15 q_0
1.007	152	153	20 q_0

De nuevo los resultados son muy parecidos a los anteriores. La serie de sobrevivientes l_x se obtiene con facilidad. Partamos, por ejemplo, de los resultados del tercer enfoque; tomando la raíz de la tabla igual a mil:

	$\frac{l_x}{1000}$	x
$l_1 = 1000 (1 - {}_1q_0) =$	960	1
$l_2 = 1000 (1 - {}_2q_0) =$	953	2
$l_3 = 1000 (1 - {}_3q_0) =$	941	3
$l_5 = 1000 (1 - {}_5q_0) =$	930	5

Como se señaló, es preferible no considerar los valores superiores a cinco años.

Apreciación:

El principio del método consiste en multiplicar la proporción de niños fallecidos, por edad de la madre, por un multiplicador que depende de la duración de la exposición al riesgo de muerte; esta duración, dependiendo a su vez de la edad actual y de la precocidad de la fecundidad de la mujer.

Este método supone que las siguientes condiciones estén más o menos cumplidas:

a) Fecundidad general constante en el curso de los años recientes al menos en las mujeres jóvenes.

b) Mortalidad de las jóvenes constante en el curso de los últimos años.

c) Ausencia de correlación entre la edad de la madre y la mortalidad infantil, o entre la mortalidad de las madres y la de sus hijos.

d) Las omisiones de niños fallecidos y de niños sobrevivientes se compensan.

e) La fecundidad y la mortalidad se adecuan a los esquemas estándar.

Aun cuando las dos primeras condiciones no estén completamente cumplidas, el método da buenos resultados.⁴³ Por el contrario, la condición d) es frecuentemente fuente de sesgos porque las omisiones de niños fallecidos, a veces diferentes según el sexo del niño, son con frecuencia más numerosas que las de niños sobrevivientes; por lo tanto, al correr el riesgo de subestimar la mortalidad.

Por otra parte, si las variaciones de la mortalidad de una generación a otra son importantes (condición b), el método da malos resultados para los cocientes ${}_nq_0$, donde n es elevado, ya que entonces no está midiendo la mortalidad actual sino la pasada.

Es recomendable, por lo tanto, no llevar las estimaciones más

⁴³ Más adelante se presenta una corrección que toma en cuenta la baja de la mortalidad. Un alza de la fecundidad conduce a subvaluar la mortalidad; una baja de la fecundidad conduce, por el contrario, a sobrevaluarla. Sin embargo, los sesgos debidos a una modificación de la fecundidad son mínimos y pueden ser descartados.

allá de ${}_5q_0$.⁴⁴ En general; ${}_1q_0$ deja también que desear. Los mejores datos se obtienen de las proporciones de niños fallecidos relativos a las mujeres de 20 a 35 años (${}_2q_0$, ${}_3q_0$ y ${}_5q_0$). Por último, los errores en la edad de las madres pueden afectar la validez de las respuestas; en ocasiones este sesgo puede ser importante.

Los cocientes obtenidos (${}_2q_0$, ${}_3q_0$ y ${}_5q_0$) no son siempre muy coherentes en lo que respecta al nivel de mortalidad que reflejan. Por ello W. Brass recomienda transformar l_2 , l_3 y l_5 en logitos, tomar la diferencia entre éstos y los de una tabla estándar, sacar el promedio de estas diferencias y agregarlo a los logitos de la tabla estándar de mortalidad. Tomando el antilogito, obtenemos los l_x suavizados, suponiendo que los logitos observados entre 2 y 5 años sigan un esquema por edad conforme al estándar elegido. Otra solución consiste en escoger una "familia" de tablas-tipo de mortalidad. Cada ${}_xq_0$ determina un nivel de mortalidad en el seno de esta familia. Se calcula el nivel medio y en las edades jóvenes se usa la tabla-tipo correspondiente a este nivel medio.

2.3.1.2. *Métodos basados en técnicas de regresión*

El método anterior tiene limitaciones ya que sólo incluye un esquema de fecundidad (un polimonomio de tercer grado) y de mortalidad (el estándar "general" al cual podemos, sin embargo, añadir el estándar "africano" apenas utilizado en la práctica).

Podríamos partir de una multiplicidad de esquemas de fecundidad y de mortalidad para simular un conjunto de resultados en el cual buscaríamos las relaciones entre proporciones de niños fallecidos para madres de x años (d_x) y cocientes correspondientes de mortalidad de los jóvenes ${}_nq_0$, teniendo en cuenta la especificidad de los esquemas de fecundidad y mortalidad utilizados.

Se han hecho dos tentativas en ese sentido, una por J. Sullivan (1972) a partir de las tablas-tipo de mortalidad de Princeton y de una serie de distribuciones empíricas de fecundidad, y por la

⁴⁴ Más aún si se tiene en cuenta que las respuestas son más exactas cuando son proporcionadas por mujeres aún jóvenes (efecto menor de las fallas de memoria) aunque no siempre sea el caso.

otra, por T.J. Trussell (1975) a partir de las mismas tablas-tipo pero de una serie de distribuciones teóricas de fecundidad.⁴⁵ Las tablas-tipo utilizadas no siempre son las que convienen; en este caso los resultados serán poco confiables.

Método de Sullivan

El primer enfoque que pertenece a J. Sullivan busca las relaciones existentes entre la fecundidad por edad o la duración del matrimonio y las relaciones ${}_nq_0/d_x$, donde d_x es la proporción de niños fallecidos según la edad o la duración del matrimonio de las madres, y ${}_nq_0$ la probabilidad de morir entre las edades exactas 0 y n . Los resultados se basan en las rectas de regresión siguientes:

modelo "edad"

$$\frac{{}_nq_0}{d_x} = A + B (P_2/P_3)$$

donde P_2 y P_3 son las paridades medias de las madres de 20-24 y 25-29 años. La correspondencia entre x y n es la misma que en el modelo de Brass §2.3.1.1.).

modelo "duración"

$$\frac{{}_nq_0}{d_x} = A + B (P'_1/P'_2)$$

donde P'_1 y P'_2 representan las paridades medias de las mujeres a 0-4 y 5-9 años cumplidos del matrimonio.

En este último enfoque se supone, evidentemente, que la fecha declarada de matrimonio coincide con la de la formación de la unión. Aparentemente esta hipótesis no siempre se verifica (T.J. Trussell y K. Hill, 1980); en cuyo caso, el método proporciona resultados sesgados. El método basado en la duración del matri-

⁴⁵ La ventaja de este último enfoque es que proporciona un número mucho más elevado de esquemas de fecundidad que cualquier enfoque empírico, limitado por la falta de datos.

monio no puede utilizarse cuando las uniones consensuales son frecuentes e inestables.

En el anexo V se incluyen los coeficientes de regresión A y B de los dos modelos para las cuatro familias de tablas-tipo de mortalidad de Princeton, por un lado para la fecundidad por la edad y por otro para aquella según la de la duración del matrimonio.

Sullivan mostró que cuando se desconoce el esquema de mortalidad, la ecuación de regresión basada en el modelo *Oeste* produce los errores más reducidos, en este caso, los resultados son mejores incluso que aquellos derivados del método de Brass. Cuando el esquema de mortalidad se ajusta a una "familia" de Princeton, conviene *a fortiori* recurrir al modelo de Sullivan en lugar del de Brass.

Ejemplo:

Retomemos el ejemplo de Uganda (1959) dado anteriormente (§2.3.1.1.). Teníamos:

$d_{20-24} = 45 \text{ ‰}$ Por otro lado, tenemos

$d_{25-29} = 58 \text{ ‰}$ $P_2 = 1.200$

$d_{30-34} = 69 \text{ ‰}$ $P_3 = 2.848$

De modo que, recurriendo por ejemplo al modelo Norte,

$${}_2q_0 = 0.045 \left[1.30 - 0.63 \left(\frac{1.200}{2.848} \right) \right] = 0.04556$$

$${}_3q_0 = 0.058 \left[1.17 - 0.50 \left(\frac{1.200}{2.848} \right) \right] = 0.05564$$

$${}_5q_0 = 0.069 \left[1.15 - 0.42 \left(\frac{1.200}{2.848} \right) \right] = 0.06714$$

Recordemos que los resultados obtenidos por el método de Brass eran:

$${}_2q_0 = 0.049$$

$${}_3q_0 = 0.060$$

$${}_5q_0 = 0.071$$

Método de Trussell

T.J. Trussell obtuvo un mejor ajuste gracias a un modelo de regresión como el siguiente:

$${}_nq_0/d_x = A(P_1/P_2) + B(P_2/P_3) + C \ln (P_1/P_2) + D \ln (P_2/P_3) + E$$

donde P_1/P_2 y P_2/P_3 representan respectivamente las proporciones entre las paridades alcanzadas a las edades 15-19/20-24 y 20-24/25-29

Los coeficientes de regresión E , A , B , C y D se proporcionan en el anexo VI⁴⁶ El modelo se limita a la fecundidad general. Nuevamente, la correspondencia entre las edades x y n es idéntica a la del modelo de Brass.

Ejemplo:

Retomemos los datos para Uganda (1959):

$$d_{20-24} = 45 \text{ ‰ } P_1 = 0.090$$

$$d_{25-29} = 58 \text{ ‰ } P_2 = 1.200$$

$$d_{30-34} = 69 \text{ ‰ } P_3 = 2.848$$

Recurriendo a la familia Norte de mortalidad:

$${}_2q_0 = 0.045 \left[-0.3615 \left(\frac{0.090}{1.200} \right) - 0.0509 \left(\frac{1.200}{2.848} \right) - 0.0363 \right.$$

$$\left. \ln \left(\frac{0.090}{1.200} \right) - 0.0645 \ln \left(\frac{1.200}{2.848} \right) + 0.9674 \right] = 0.04809$$

$${}_3q_0 = 0.058 \left[-0.0508 \left(\frac{0.090}{1.200} \right) - 0.1467 \left(\frac{1.200}{2.848} \right) - 0.0109 \right.$$

$$\left. \ln \left(\frac{0.090}{1.200} \right) - 0.1565 \ln \left(\frac{1.200}{2.848} \right) + 0.9281 \right] = 0.05623$$

⁴⁶ Cuando la fecundidad es muy precoz, tenemos interés en utilizar más bien los coeficientes retomados por Trussell (1975), cuadro 6. La divergencia es, no obstante, mínima.

$${}_5q_0 = 0.069 \left[-0.0666 \left(\frac{0.090}{1.200} \right) - 0.1683 \left(\frac{1.200}{2.848} \right) - 0.0300 \right. \\ \left. 1n \left(\frac{0.090}{1.200} \right) - 0.1739 1n \left(\frac{1.200}{2.848} \right) + 0.9623 \right] = 0.06686$$

Al igual que en el modelo de Sullivan, cuando se desconoce la familia de mortalidad conviene utilizar los coeficientes de la familia residual Oeste. Recordemos por último que los resultados no son siempre muy coherentes; es pues prudente suavizar los tres cocientes como señalamos anteriormente.

Apreciación:

En general los métodos basados en técnicas de regresión proporcionan resultados muy cercanos de aquellos provenientes de la aplicación del método de W. Brass. Con la ventaja de que se aplican con mayor rapidez. Además, si disponemos de buenos datos sobre la duración del matrimonio,⁴⁷ se pueden preferir a los datos clasificados por edad, recordando las reservas expresadas a este respecto.

Para terminar este apartado señalemos que si disponemos de dos censos (o encuestas), espaciados entre sí en el tiempo en los cuales se han planteado preguntas sobre la sobrevivencia del hijo, puede estimarse, gracias a la comparación de esta información, la mortalidad de una cohorte ficticia presentando los riesgos de deceso calculados para el periodo intercensal. El método se describe en la obra de K. Hill, H. Zlotnik y J. Trussell (por publicarse), así como por H. Zlotnik y K. Hill (1981). Como la estimación de la mortalidad obtenida en este caso, refleja las condiciones de la época intercensal, no hay que preocuparse aquí de saber si la tendencia de la mortalidad es constante o a la baja.

2.3.1.3. Métodos considerando una baja de la mortalidad

Cuando la mortalidad está en descenso, la técnica de W. Brass proporciona estimaciones sesgadas de la mortalidad en la época

⁴⁷ Estrictamente, el método se refiere al primer matrimonio. En la práctica, podemos extenderlo al conjunto de las uniones.

de la encuesta. Si sabemos qué tan importante es el descenso, podemos utilizar la técnica de corrección desarrollada por E.P. Kraly y D.A. Norris, que se describe más adelante. Cuando desconocemos la evolución de la mortalidad es interesante emplear el enfoque de G. Feeney (1980). En el supuesto de que la mortalidad (definida aquí por el cociente de mortalidad infantil) disminuya linealmente y que se ajuste a una tabla-tipo (de un parámetro) de mortalidad, G. Feeney estableció por simulación la evolución y el nivel del cociente de mortalidad infantil que corresponden a las proporciones actuales de hijos fallecidos según la edad de las madres. Feeney observó que para cada grupo de edad y para una proporción dada de niños fallecidos las tendencias lineales de la mortalidad infantil obtenidas por la combinación del nivel actual del cociente de mortalidad infantil con su tasa de decrecimiento (ambos desconocidos, claro está), se cortan aproximadamente en un punto determinado (ver figura 5), en el instante-t previo a la encuesta. A este punto corresponde entonces un solo cociente de mortalidad infantil $q_0(-t)$.

Gracias a estos resultados simulados, Feeney estableció una ecuación para cada grupo de edad que permite estimar el cociente $q_0(-t)$ y el desfase temporal $-t$ en relación al momento de la encuesta, a partir de una estimación de la edad media a la maternidad, simbolizada por: \bar{m}

Si no podemos calcular directamente el factor \bar{m} Feeney sugiere estimarlo a partir de las relaciones entre las paridades ${}_5P_{x-5}/{}_5P_x$ gracias a una relación empírica

$$\bar{m} = x + \Delta_x$$

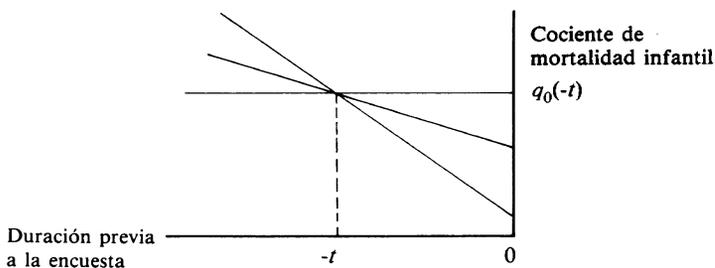


FIGURA 5: Trayectorias del cociente de mortalidad infantil

CUADRO 8

Estimación de la edad media en la maternidad

${}_5P_{x-5} / {}_5P_x$	Δ_x	${}_5P_{x-5} / {}_5P_x$	Δ_x
0.063 a 0.110	+ 10	0.462 a 0.508	+ 3
0.111 a 0.167	+ 9	0.509 a 0.552	+ 2
0.168 a 0.230	+ 8	0.553 a 0.593	+ 1
0.231 a 0.293	+ 7	0.594 a 0.630	0
0.294 a 0.353	+ 6	0.631 a 0.665	- 1
0.354 a 0.409	+ 5	0.666 a 0.697	- 2
0.410 a 0.461	+ 6	0.698 a 0.728	- 3

Los valores de Δ_x aparecen en el cuadro 8. También para este propósito se consultarán los métodos descritos en el §3.4.3.2. los cuales son preferibles generalmente.

Una vez determinado \bar{m} por uno u otro enfoque y conociendo por otra parte la proporción ${}_5d_j$ de niños fallecidos en el grupo de mujeres de edad de j a $j + 5$ años, podemos estimar $q_0(-t)$, gracias a las ecuaciones del cuadro 9. En cuanto a la diferencia $(-t)$, se obtiene por medio de las relaciones del cuadro 9 bis.

Recordemos que el método no puede proporcionar el valor del cociente de mortalidad infantil en el momento de la encuesta, ya que las proporciones ${}_5d_x$ de niños fallecidos pueden obtenerse por una combinación infinita de cocientes y de tasas de decrecimiento de éstos. Éste proporciona únicamente $q_0(-t)$, el cociente en el instante $(-t)$ anterior a la encuesta.

CUADRO 9

Estimación del cociente de mortalidad infantil

Grupo de edad de las madres	$q_0(-t) (* 1 000)$
20-24	$(-44.7 + 30.5 \bar{m}) {}_5d_{20} - 2.6$
25-29	$(294 + 14.9 \bar{m}) {}_5d_{25} - 2.9$
30-34	$(357 + 10.4 \bar{m}) {}_5d_{30} - 2.8$
35-39	$(362 + 9.77 \bar{m}) {}_5d_{35} - 7.8$
40-44	$(282 + 11.0 \bar{m}) {}_5d_{40} - 8.5$
45-49	$(216 + 11.1 \bar{m}) {}_5d_{45} - 7.5$

Fuente: G. Feeney, "Estimating infant mortality rates from child survivorship data by age of mother", *Asian and Pacific Census Newsletter*, 1976, 3(2), 12-16.

CUADRO 9bis
Estimación de la diferencia en los tiempos-t

<i>Grupo de edad de las madres</i>	<i>-t</i>
20.24	11.9 - 0.325 \bar{m} - 0.17 ${}_5d_{20}$
25.29	16.5 - 0.424 \bar{m} + 0.16 ${}_5d_{25}$
30.34	20.6 - 0.494 \bar{m} + 0.77 ${}_5d_{30}$
35.39	24.9 - 0.556 \bar{m} + 0.80 ${}_5d_{35}$
40.44	30.1 - 0.633 \bar{m} + 0.87 ${}_5d_{40}$
45.49	33.4 - 0.641 \bar{m} + 0.58 ${}_5d_{45}$

Fuente: G. Feeney, *Ibib*.

Este método adolece evidentemente de los mismos riesgos de sesgos que el de W. Brass en lo que respecta a los errores sobre las proporciones de niños fallecidos. Por otro lado, se basa, en una hipótesis de decrecimiento lineal del cociente de mortalidad infantil y en una tabla-tipo con un solo parámetro. A pesar de sus limitaciones, esta técnica probablemente proporciona una información útil sobre la evolución de la mortalidad al transcurso del tiempo. En cambio si disponemos de ciertas indicaciones sobre esta evolución, podemos utilizar la corrección propuesta por Kraly y Norris, que se expondrá posteriormente.

Ejemplo:

Disponemos de los datos siguientes, ya utilizados en el marco del método aportado por W. Brass:

<i>Grupo por edad de las madres</i>	<i>Paridad</i>	<i>Proporción de niños fallecidos</i>
15-19	0.09	0.038
20-24	1.20	0.045
25-29	2.85	0.058

Por lo tanto se deduce, a partir de las paridades en las edades de 20-24 y 25-29, que:

$$\bar{m} = 25 + 4 = 29$$

De esto deducimos $q_0(-t) = 35.2$ 0/00 así como $-t = 2.37$ años antes de la encuesta, para el grupo 20-24, y $q_0(-t) = 39.2$ 0/00 con $-t = 4.2$ años para el grupo de edad 25-29. El método debería aplicarse entre los 20 y 50 años. El grupo 15-19 proporciona malas estimaciones. Cuando es posible estimar el descenso de la mortalidad se puede recurrir a la *corrección* propuesta por E.P. Kraly y D.A. Norris (1978):

$$q(a) - q_B(a) = A [\Delta q_B(a)/\Delta t] + B [\Delta q_B(a)/\Delta t] (P_2/P_3)$$

donde:

$\Delta q_B(a)/\Delta t$ es la variación positiva anual de $q_B(a)$ (se supone un descenso de la mortalidad);

$q(a)$ y $q_B(a)$ son, respectivamente, el verdadero cociente de mortalidad entre 0 y a años, y el mismo cociente evaluado por el método de Brass;

P_2/P_3 es la relación de las paridades de las mujeres en las edades 20-24 y 25-29 años cumplidos,

A y B son coeficientes obtenidos empíricamente a partir de datos simulados. Estos coeficientes aparecen en el anexo VII.

El artículo de Kraly y Norris propone igualmente una corrección a partir de la variación de la vida media.

Ejemplo:

La encuesta de Pakistán ofrece las proporciones de niños fallecidos por grupos de edad de las madres. Por ejemplo, para el grupo 25-29, disponemos de las siguientes proporciones de niños fallecidos (de ambos sexos): 0.187 en 1968 y 0.218 en 1963. La relación de las paridades P_2/P_3 vale 0.524; la fecundidad apenas varió. Por tanto,

$${}_3q_0^{1958} = 0.187 \times 0.9819 = 0.1836$$

$${}_3q_0^{1963} = 0.218 \times 0.9819 = 0.2141$$

$$\Delta q_B(a) / \Delta t = \frac{1}{5} (0.2141 - 0.1836) = 0.0061$$

Optando por el modelo Oeste tenemos:

$$q(3) - q_B(3) = (-0.366)(0.0061) - 7.797(0.0061)(0.524) = -0.0272$$

$$\begin{aligned} \text{entonces, } q(3) &= q_B(3) + [q(3) - q_B(3)] = 0.1836 - 0.0272 \\ &= 0.1564 \end{aligned}$$

Con el método de Brass se sobrevalúa, pues, la mortalidad actual cuando ésta, está en descenso.

Existen también otras aproximaciones elaboradas por el propio W. Brass, y por A. Palloni y S. Preston, y A. Coale y T.J. Trussell. No es indispensable presentarlas aquí. No obstante, señalaremos, que Preston y Palloni (1977) se basan en el conocimiento adicional de la distribución según la edad de los niños sobrevivientes. En cuanto a Coale y Trussell (1977), su método permite sacar partido del conocimiento de la modificación de la paridad en una cohorte de mujeres observada en dos censos sucesivos. La finalidad de estos dos últimos enfoques es precisar mejor la función de fecundidad por edad requerida para estimar la mortalidad en las edades jóvenes. Esto requiere no obstante, de datos adicionales que, especialmente en el caso de las declaraciones de edad de los niños, no son siempre de muy buena calidad.

Apreciación:

Las técnicas elaboradas para conocer la incidencia de la baja de la mortalidad sobre la estimación de la sobrevivencia en las edades jóvenes, pueden ser sensibles al hecho de que no se respetan las hipótesis de base para la elaboración del método (entre otras las que se refieren a la tendencia de la mortalidad). Así la técnica elaborada por Feeney proporciona estimaciones sesgadas si la tendencia y el esquema real de mortalidad según la edad difieren de los que forman parte del modelo. Por otro lado, este método proporciona generalmente una mala estimación de q_0 para épocas recientes. De igual modo, el método de Coale y Trussell no proporciona, en todos los casos, una estimación satisfactoria para la época (anterior al censo) en la cual se aplica el cociente de mortalidad.

Si disponemos de dos encuestas o censos sucesivos, podemos optar a veces por estimar la mortalidad del momento recurriendo al artificio de la cohorte ficticia según el método intercensal propuesto por Zlotnik y Hill (1981). En este caso se renuncia a detectar la tendencia de la mortalidad, excepto si se dispone de una serie de encuestas o de censos que incluyan las preguntas adecuadas.

Para concluir, insistimos en que en estos métodos la principal fuente de sesgo queda ligada al nivel de calidad de las declaraciones. Las proporciones de niños fallecidos según la edad de la madre con frecuencia están subestimadas. Por otro lado, las mujeres pueden declarar mal su edad. Por último, las edades de los niños sobrevivientes también pueden estar mal declaradas, como lo señalamos a propósito del método de Preston y Palloni. Estas omisiones y errores repercuten en los resultados de los diversos métodos.

2.3.1.4. *Estimación de la mortalidad adulta a partir de la mortalidad de los jóvenes*

Podríamos pensar, una vez evaluada la mortalidad de las edades jóvenes, en deducir, con base en estos datos, una tabla de mortalidad recurriendo a una tabla-tipo de mortalidad. Tal enfoque, sin embargo, no es aconsejable; el conocimiento de la sola mortalidad no permite estimar bien la mortalidad en las edades adultas, excepto si el esquema de mortalidad es bien conocido, lo cual ocurre muy raras veces. Si el esquema de mortalidad es conocido y puede ser expresado por una tabla-estándar de mortalidad, W. Brass (1976) recomienda sacar el promedio

$$\bar{y} (2, 3, 5)$$

de los logitos de la función de sobrevivencia obtenido a partir de los cocientes de mortalidad ${}_2q_0$, ${}_3q_0$, y ${}_5q_0$. En seguida deducimos la tabla de mortalidad con un solo parámetro por medio de la expresión:

$$\bar{y} (2,3,5) = a + \bar{y}_s (2,3,5)$$

en donde el último término representa el promedio de los logitos de la función de sobrevivencia en las edades 2, 3 y 5 en la tabla estándar. Obtenemos así el valor de a , para luego deducir la tabla completa con el método examinado en el §2.1.3.2., planteando el segundo parámetro b como igual a la unidad.

En general es más conveniente, sin embargo, evaluar la mortalidad en las edades adultas recurriendo a otros métodos, como los que se examinarán en los párrafos siguientes.

Referencias y bibliografía

- Adegbola, O. (1977), "New estimates of fertility and child mortality in Africa, South of the Sahara", *Population Studies*, 31(3), pp. 467-486.
- Boute, J. (1965), *La démographie de la branche indo-pakistanaise d'Afrique*, Lovaina.
- Brass, W. (1975), *Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data*, Chapel Hill.
- (1976), "Indirect methods of estimating mortality", *Population Bulletin* (10-11), pp. 125-157, ECWA, Amman.
- et al.* (1968), *The demography of Tropical Africa*, Princeton.
- Coale, A.J. y P. Demeny (1967), *Methods of estimating basic demographic measures from incomplete data*, Naciones Unidas.
- y J. Trusell (1977), "Estimating the time to which Brass estimates apply", *Population Bulletin of the United Nations*, núm. 10, pp. 87-79.
- Feeney, G. (1976), "Estimating infant mortality rates child survivorship data by age of mother", *Asian and Pacific Census News Letter*, 3(2), pp. 12-16.
- (1980), "Estimating infant mortality trends from child survivorship data", *Population Studies*, 34(1), pp. 109-128.
- Hill, K., H. Zlotnik y J. Trusell (en prensa), *Indirect Techniques for Demographic Estimation*, National Research Council, Washington.
- Kraly, E.P. y D.A. Norris (1978), "An evaluation of Brass mortality estimates under conditions of declining mortality", *Demography*, 15(4), pp. 549-558.
- Palloni, A. (1979), "A new technique to estimate infant mortality with an application for El Salvador and Columbia", *Demography*, 16(3), pp. 455-473.
- Preston, S.H. y A. Palloni (1977), "Fine-tuning Brass-type mortality estimates with data on surviving children", *Population Bulletin of the United Nations*, núm. 10, pp. 72-86.

- Sullivan, J.M. (1972), "Models for the estimation of the probability of dying between birth and exact ages of early childhood"; *Population Studies*, 26(1), pp. 79-97.
- Tabutin, D. (1977), "Comparaison de diverses approches pour la mesure de la mortalité aux jeunes âges", *Genus*, 33(3-4), pp. 47-65.
- Trussell, T.J. (1975), "A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates", *Population Studies*, 29(1), pp. 97-107.
- y K. Hill (1980), "Fertility and Mortality estimated from the Panama retrospective demographic survey, 1976", *Population Studies*, 34(3), pp. 551-563.
- Zlotnik, H. y K. Hill (1981), "The use of hypothetical cohorts in estimating demographic parameters under conditions of changing fertility and mortality", *Demography*, 18(1), pp. 103-122.

2.3.2. Proporciones de padres sobrevivientes y mortalidad de los adultos

2.3.2.1. Proporciones de huérfanos y sobrevivencia de los padres

Al levantarse un censo o una encuesta podemos plantear una pregunta a los individuos para saber si su padre o su madre están vivos.

La proporción $P(a)$ de individuos a la edad a , cuya madre aún vive, podrá escribirse:

$$P(a) = \frac{\int_{\alpha}^{\beta} A(x) f(x) \frac{1(x+a)}{1(x)} dx}{\int_{\alpha}^{\beta} A(x) f(x) dx}$$

en donde

$A(x)$ es el efectivo de mujeres en la edad x ,

$f(x)$ es la tasa de fecundidad en esta edad,

$1(x+a)/1(x)$ es la probabilidad de sobrevivir a la edad x (al nacimiento del niño) hasta la edad $x+a$, para las madres, α y β son los límites del periodo reproductivo.

Podemos escribir también⁴⁸ $P(a) = 1(M + a)/1(M)$ donde M es la edad de las madres al nacimiento de su hijo; ya que $P(a)$ es un promedio ponderado de las probabilidades de sobrevivencia $1(x + a)/1(x)$.

En efecto, si no hay relación entre la sobrevivencia de los padres y la de los niños, y entre sobrevivencia de los padres y el número de los niños sobrevivientes, la proporción de éstos con su madre aún viva puede equipararse a la proporción de madres sobrevivientes entre el efectivo inicial de aquellas que tuvieron un hijo "a" años atrás. Desde luego es necesario que $f(x)$ y $1(x)$ sólo dependan de la edad y que sean independientes de la época. Consideremos por ejemplo, a una mujer de 25 años de edad y veamos su situación un decenio después; pueden ocurrir los casos siguientes:

- 1) Mujer sobreviviente de 35 años con hijos sobrevivientes.
- 2) Mujer sobreviviente de 35 años sin hijos sobrevivientes.
- 3) Mujer fallecida antes de los 35 años con hijos sobrevivientes.
- 4) Mujer fallecida antes de los 35 años sin hijos sobrevivientes.
- 5) Mujer sobreviviente de 35 años sin hijos.
- 6) Mujer fallecida antes de los 35 años sin hijos.

La interrogante de los huérfanos sólo permite comprender los casos 1 y 3; por otro lado, una mujer (sobreviviente o fallecida) estará aún más representada cuanto mayor sea el número de sus hijos sobrevivientes. Se necesita entonces que las condiciones anteriores sean satisfechas para que a partir de los únicos casos 1 y 3 se pueda estimar la mortalidad del conjunto de las mujeres.

Por otra parte, el método es sensible a los errores de declaración de la edad de las personas encuestadas. Además las respuestas deben manifestar la sobrevivencia de los padres biológicos; si la adopción está difundida, es esencial que las respuestas se refieran a la sobrevivencia de los padres biológicos y no a la de los adoptivos.

El primer demógrafo que sacó partido de los datos sobre la sobrevivencia de los padres fue L. Henry (1960).⁴⁹ El método fue

⁴⁸ Esta relación es satisfactoria si $1(x + a)/1(x)$ es función lineal de x .

⁴⁹ Este método se detalla en G. Wunsch (1978), pp. 62-63.

perfeccionado después por W. Brass y K. Hill (1973) así como por K. Hill y T.J. Trussell (1977). Por último, K. Hill (1977) propuso una aproximación tomando en cuenta únicamente al primogénito sobreviviente.

2.3.2.2. *Sobrevivencia de los padres*

En la relación (I) dada en el §2.3.2.1., W. Brass y K. Hill (1973) adoptaron, para la estimación de la *mortalidad femenina*, las siguientes hipótesis:

—La estructura por edad $A(x)$ estable y la población crece a una tasa anual del 2 por ciento.

—La fecundidad femenina se ajusta al polinomio de tercer grado introducido en §2.3.1.1.

—La ley de mortalidad femenina se adecua a la tabla estándar del §2.1.3.2.

Por simulación las proporciones $P(a)$ pueden, así, definirse de manera que correspondan

$$\frac{1(M+a)}{1(M)}$$

dependiendo de a y de la edad media M de las madres al nacimiento de los hijos.

Por medio de coeficientes correctores $W(N)$, Brass y Hill establecieron una relación más simple que posibilita el uso de los grupos quinquenales de edades habituales:

$$\frac{1(25 + N)}{1(25)} = W(N) {}_5P_{N-5} + [1 - W(N)] {}_5P_N$$

en donde ${}_5P_N$ es la proporción de niños del grupo de edad N o $N + 5$ cuya madre sobrevive. $W(N)$ es un factor corrector dependiendo de N y de la edad promedio en la maternidad M . Los valores de $W(N)$ se dan en el anexo VIII (A).

El método para medir la *mortalidad masculina* es muy parecido. Aquí la fecundidad se simuló con un polinomio de cuarto grado, y la relación se transforma en:

$$\frac{1(B + N + 2.5)}{1(B) \ n} = W(N) {}_5P_{N-5} + [1 - W(N)] {}_5P_N$$

en donde los datos y coeficientes —anexo VIII (B)— se refieren esta vez al sexo masculino. En vista de las variaciones de la fecundidad masculina, se escogieron dos valores-tipo de B ; 32.5 y 37.5 años.

El parámetro M , para las mujeres, se obtiene por la media ponderada de las edades al nacimiento de los niños, por el número de las madres ($A(x)f(x)$) en estas edades (y no por las tasas de fecundidad). Si el calendario de la fecundidad varía poco, M puede derivarse, por ejemplo, de las respuestas a una pregunta sobre los nacimientos ocurridos durante los últimos doce meses. Si no se dispone de ningún dato sobre el tema, se utilizará el valor-tipo $M = 26$ años. Para los hombres, el parámetro M' se obtendrá más fácilmente agregando (en las sociedades monógamas) al valor de M , para las mujeres, la diferencia media de edad entre los esposos calculada, por ejemplo, por el método de J. Hajnal.⁵⁰ M' representa la edad media en la paternidad.

Ejemplo

Disponemos de las proporciones de huérfanos en Uganda (Brass y Hill, 1973); la edad media M en la maternidad es igual a 62.6 años, el cálculo se presenta en el cuadro siguiente:

Sexo femenino (Uganda, 1969)

<i>Grupo de edad de los niños</i>	<i>Proporción con madres sobrevivientes</i>	<i>N</i>	$(M = 26.6) \cdot \frac{1(25 + N)}{W(N)}$	$\frac{1(25 + N)}{1(25)}$
5-9	0.972	10	0.619	0.965
10-14	0.954	15	0.714	0.939
15-19	0.902	20	0.805	0.886
20-24	0.819	25	0.871	0.807
25-29	0.723	30	0.908	0.712
30-34	0.605	35	0.929	0.597
35-39	0.499	40	0.886	0.483
40-44	0.360	45	0.814	0.343
45-49	0.268	50	0.625	0.227
50-54	0.158	55	0.382	0.130
55-59	0.112	60	0.153	0.078
60-64	0.072			

⁵⁰ Para un análisis detallado del problema de la estimación de la edad media de los padres al nacimiento de los niños, ver R. Clairin (1973), pp. 117-120. En cuanto al método de Hajnal, ver principalmente G. Wunsch y M. Termote (1978), capítulo 4.

Sacamos, por ejemplo, la probabilidad $1(135)/1(25)$ por medio de la relación:

$$\frac{1(35)}{1(25)} = 0.619 (0.972) + (1-0.619) (0.954) = 0.965$$

Para los hombres, la edad media en la paternidad vale $M' = 35.6$ años en el caso presente. Obtenemos entonces:

<i>Sexo masculino</i>	$B = 32.5$			
<i>Grupo de edad de los niños</i>	<i>Proporción de padres sobrevivientes</i>	N	$M' + 35.6$ $W(N)$	$\frac{1(35 + N)}{1(32.5)}$
5-9	0.949	10	0.688	0.938
10-14	0.914	15	0.842	0.901
15-19	0.833	20	0.926	0.824
20-24	0.708	25	0.955	0.702
25-29	0.574	30	0.870	0.556
30-34	0.437	35	0.713	0.407
35-39	0.332	40	0.409	0.260
40-44	0.210	45	0.075	0.151
45-49	0.146	50	-0.182	0.067
50-54	0.079	55	-0.341	0.049
55-59	0.057			

Notamos que con $M'' = 35.6$, se induce a escoger el cuadro de factores correctores donde $B = 32.5$. Como M' rebasa 36, optamos por el cuadro $B = 37.5$. Por ejemplo,

$$\begin{aligned} \frac{1(32.5 + 10 + 2.5)}{1(32.5)} &= (0.688) (0.949) + (1 - 0.688) (0.914) \\ &= 0.938 \end{aligned}$$

Notemos, sin embargo, que la ley de fecundidad masculina está mucho menos bien definida que la de la mujer. De esta manera, los coeficientes son, más arbitrarios para los hombres que para las mujeres. Por otra parte, la edad media en la paternidad estará también frecuentemente determinada con imprecisión. Por

lo tanto, hay que confiar menos en los resultados sobre la mortalidad masculina que los correspondientes a la mortalidad femenina.

Finalmente, cuanto se conoce la probabilidad femenina de sobrevivir entre 0 y 2 años ($1_2^F/1_0^F$) (gracias, por ejemplo, a uno de los métodos vistos en el §2.3.1.), es posible obtener otra estimación de la mortalidad adulta *femenina*. En efecto, K. Hill y J. Trussell (1977) mostraron que una buena estimación de la probabilidad de supervivencia desde el nacimiento $1_{25+N}^F/1_0^F$ podía obtenerse con la regresión siguiente:

$$1_{25+N}^F/1_0^F = a + b M + c {}_5P_{N-5} \left(\frac{1_2^F}{1_0^F} \right)$$

en donde a , b y c son coeficientes de regresión (proporcionados en el anexo IX) M y ${}_5P_{N-5}$ son, como anteriormente, la edad media en la maternidad y la proporción de niños, en las edades $N-5$ a N , con madre viva.

Notemos que, contrariamente al método anterior, se obtiene aquí la probabilidad de supervivencia *desde el nacimiento*. Retomemos el ejemplo de Uganda, ya que además sabemos esta vez que, para las niñas, $1_2/1_0 = 0.848$.

Utilizando la anterior ecuación de regresión, los coeficientes a , b y c del cuadro anexo IX, obtenemos los siguientes resultados (recordemos que $M = 26.6$);

Grupo de edad de niños	Proporción de niños con madre sobreviviente	N	$1_{25+N}/I_0$
15-19	0.902	20	0.679
20-24	0.819	25	0.613
25-29	0.7213	30	0.538
30-34	0.605	35	0.445
35-39	0.499	40	0.363
40-44	0.360	45	0.248
45-49	0.268	50	0.174

K. Hill y J. Trussell no establecieron un método similar para los hombres, en vista de los problemas de evaluación de la ley de fecundidad masculina.

Apreciación:

El método proporciona una estimación de la mortalidad de los padres. Por esto, se relaciona con una mortalidad que tuvo lugar en un pasado más o menos lejano. Si la mortalidad tiende a la baja, la estimación no corresponde al nivel actual de la misma. Este problema de la referencia real de la estimación lo abordan W. Brass y E.A. Bamgboye (1981), pero sus ecuaciones de referencia temporal establecidas por esto último no proporcionan siempre una *cronología satisfactoria de las tendencias de la mortalidad adulta*. Si disponemos de dos encuestas sucesivas, también podemos estimar la mortalidad del momento, en la óptica de una cohorte ficticia. (H. Zlotnik y K. Hill, 1981). Por último A. Palloni *et al.*, han mejorado recientemente el procedimiento de Brass y Bamgboye, en la Universidad de Wisconsin.

Por otra parte, en sus respuestas los niños menores confunden generalmente a los padres biológicos y los adoptivos; es por lo tanto mejor ignorar los datos referidos tanto a las edades bajas, como los que provienen de edades elevadas, digamos abajo de 15 años y arriba de 50. K. Hill (1981) hace notar, por otra parte, que la mortalidad materna difiere si las respuestas provienen de niñas o de niños; en este caso es preferible tomar en cuenta, las respuestas combinadas de niñas y de niños. Esta aproximación proporciona asimismo mejores estimaciones de la mortalidad femenina que de la masculina. Finalmente, cuando combinamos la sobrevivencia de los niños con la de los padres, según la técnica propuesta por Hill y Trussell, se aprecia que los resultados sobre la mortalidad adulta dependen bastante del nivel utilizado de la mortalidad juvenil; el método es poco sensible desafortunadamente a una variación de las proporciones de huérfanos.

Referencias y bibliografía

- Brass, W. (1976), "Indirect methods of estimating mortality", *Population Bulletin*, 10-11, ECWA, Amman, pp. 125-157.
- y K. Hill (1973), *Estimating adult mortality from orphanhood*, UIESP, Congrès de Liège, vol. 3, pp. 111-123.
- y E.A. Bamgboye (1981), "The time location of reports of survivorship: estimates for maternal and paternal orphanhood and

- the ever-widowed”, *Working Paper* núm. 81-1, *Centre for Population Studies*, Londres, 18 pp.
- Clairin, R. (1973), *Ajustement des données imparfaites*, Sources et analyse des données démographiques, 2a. parte, INED, INSEE, ORSTOM, SEAE, París.
- Henry, L. (1960), “Mesure indirecte de la mortalité des adultes”, *Population*, 15(3), pp. 457-466.
- Hill, K. (1975), “Métodos indirectos para estimar la mortalidad”, *Notas de población*, 3(9), pp. 55-74.
- (1977), “The analysis of RETRO-EDENH”, en *EDENH. National Demographic Survey of Honduras*, CELADE, serie A, núm. 156.
- (1981), “An evaluation of indirect methods for estimating mortality”, *Congres de Dakar*, UIESP, 34 pp.
- y J. Trussell (1977), “Further developments in indirect mortality estimation”, *Population Studies*, 31(2), pp. 313-334.
- Page, H. y G. Wunsch (1976), “Parental survival data: some results of the application of Ledermann’s model life tables”, *Population Studies*, 3(1), pp. 59-76.
- Wunsch, G. (1978), *Méthodes d’analyse démographique pour les pays en développement*, Éditions Ordina, Lieja; 202 pp.
- y M. Termote (1978), *Introduction to Demographic Analysis. Principles and Methods*, Plenum Press, Nueva York, 274 pp.
- Zlotnik, H. y K. Hill (1981), “The use of hypothetical cohorts in estimating demographic parameters under conditions of changing fertility and mortality”, *Demography*, 18(1), pp. 103-122.

2.3.3. Proporciones de esposos sobrevivientes y mortalidad de los adultos

2.3.3.1. Sobrevivencia del esposo y mortalidad adulta

Bajo un análisis formal, este método es muy similar a los ya presentados en el marco de la evaluación de la mortalidad a partir de los niños sobrevivientes o también de los huérfanos. La aplicación de este enfoque a la viudez se debe a K. Hill (1977).

Sea $A(a)$ el número de hombres solteros de edad a y hace t años. Si $g(a)$ representa la tasa de nupcialidad (*primer matrimonio*) para estos hombres, el número de primeros matrimonios observados hace t años será igual a

$$\int_a^{\alpha} A(a) g(a) da$$

En ausencia de divorcio, la proporción sobreviviente de estos casados al término de t años será;

$$\frac{\int_{\alpha}^{\beta} A(a) g(a) (1_{a+t}/1_a) da}{\int_{\alpha}^{\beta} A(a) g(a) da}$$

Se trata también de la proporción de las mujeres casadas con t años que no enviudaron durante este periodo. Si todas estas mujeres se casaron a la edad b , se trata de la proporción de no viudas en la edad $b + t$. Llamemos $P(b + t)$ esta proporción.

Usando esta hipótesis y que no debe haber mortalidad diferencial según el estado civil, podemos relacionar la proporción de mujeres no viudas en una cierta edad⁵¹ con la probabilidad de sobrevivencia de su primer marido, mediando un elección apropiada de las otras variables $A(a)$ y $g(a)$. K. Hill asimiló $A(a)$ a una estructura estable, con tasa de crecimiento anual igual a 2%. Asimiló $g(a)$ a una función polinomial.⁵²

En cuanto a las probabilidades de sobrevivencia, extrajeron de una tabla-tipo de Brass (estándar general, $1_2/1_0 = 0.800$). Es claro que el mismo razonamiento permite volver a relacionar la mortalidad femenina con la proporción de hombres aún sin enviudar. Por medio de coeficientes correctores $W(N)$, K. Hill vuelve a unir así la proporción de no viudos P^f de un grupo de edad N a $N + 5$ a la probabilidad *masculina* de sobrevivir

$$1_{N+5}^m / 1_k^m$$

(en donde k vale 22.5 o 27.5 según que la edad femenina valga menos o más de 20 años):

$$1_{N+5}^m / 1_k^m = W(N) {}_5P_{N.5}^f + [1 - W(N)] {}_5P_N^f \text{ con } k = 22.5 \text{ o } 27.5$$

⁵¹ Las mujeres divorciadas o separadas no saben necesariamente si su primer marido vive. Parece preferible excluirlas de la observación.

⁵² Para las nupcialidades: masculina, $g(a) = \sqrt{a(30-a)^3}$ y femenina, $g(a) = \sqrt[3]{a(30-a)^4}$.

Los factores $W(N)$ dados en el anexo X se tomaron de un artículo de K. Hill (1977). Sacamos igualmente una relación simétrica a partir de las proporciones ${}^5P^m$ de no viudas:

$$1_{N-5}^f / 1_j^f = W(N) {}_5P_{N-5}^m + [1 - W(N)] {}_5P_N^m$$

con $j = 17.5$ o 22.5 , dependiendo si la edad masculina en el primer matrimonio es inferior o superior a 25 años.

Ejemplo:

Disponemos de los siguientes datos para Bangladesh relativos al año 1974 (K. Hill, 1977):

<i>Grupo de edad</i>	<i>Proporción de no viudas de un primer marido</i>	<i>Población masculina (miles)</i>	<i>Proporción de hombres solteros</i>
10-14	—	5 348	0.987
15-19	—	3 328	0.945
20-24	0.958	2 648	0.656
25-29	0.941	2 576	0.240
30-34	0.895	2 101	0.060
35-39	0.839	2 073	0.020
40-44	0.751	1 724	0.010
45-49	0.677	1 368	0.008

Para encontrar los factores correctores $W(N)$ hay que conocer la edad media de las mujeres en el primer matrimonio y la distribución promedio de los matrimonios de los hombres según edad. El método de J. Hajnal (1953) (datos no retomados aquí) proporciona el primero: 16.4 años. Para la segunda referencia, utilizamos el método aproximativo siguiente: a partir de las proporciones de hombres solteros dadas arriba, calculamos los “primeros matrimonios reducidos” por interpolaciones sucesivas.⁵³ Obtenemos los siguientes valores estimados:

⁵³ Se trata de matrimonios de la tabla de nupcialidad divididos por el efectivo inicial de ésta. Ver a este respecto, por ejemplo, G. Wunsch y M. Termote (1978), capítulo 4.

<i>Grupo de edad</i>	<i>Matrimonios reducidos</i>	<i>Número de matrimonios masculinos (miles)</i>
10-14	0.034	182
15-19	0.166	552
20-24	0.352	942
25-29	0.298	768
30-34	0.110	231
35-39	0.025	52
40-44	0.006	10
45-49	0.001	1

Aplicando estos matrimonios reducidos masculinos a los efectivos masculinos por edad, obtenemos números hipotéticos de primeros matrimonios por grupos de edades. Ponderando las edades centrales de los grupos por estos números, obtenemos la edad promedio de la distribución de los primeros matrimonios masculinos: 23.4 años.⁵⁴ Suponemos entonces que la estructura masculina y las proporciones de solteros son constantes en el tiempo. Gracias a los dos factores así calculados, es fácil entonces encontrar los factores correctores por interpolación en los cuadros anexos X a y b. Éstos se elaboraron a partir de valores específicos de la edad promedio en el matrimonio (18 y 22 años para las mujeres y 23 y 27 años para los hombres), por lo que queda hacer una corrección suplementaria a los factores correctores a fin de tener en cuenta el verdadero valor de la edad promedio en el matrimonio. Para ello hay que agregar una corrección (cuadros dados en anexos X a bis y X b bis) al valor encontrado del factor.

Por ejemplo, para los grupos 20-24 y 25-29 años, sacamos los valores siguientes:

—Proporciones de no viudas: 0.958 y 0.941.

—Factor corrector⁵⁵ (edad promedio a la nupcialidad femenina: 16.4 años y edad promedio de los primeros matrimonios masculinos: 23.4 años):

⁵⁴ K. Hill (1977) procede de otra manera y obtiene 23.8 años.

⁵⁵ Como $16.4 < 20$, recurrimos al cuadro basado en una edad estándar igual a 18 años.

$W(25) = 0.420$, para una edad media estándar de nupcialidad femenina igual a 18 años.

Al ser la edad promedio real de 16.4 años, hay que agregar a 0.420 el valor⁵⁶ 0.320, donde el factor corrector 0.740. Finalmente,

$$\frac{1_{25+5}^m}{1_{22.5}^m} = (0.740) (0.958) + (0.260) (0.941) = 0.954$$

El cálculo es más fácil cuando disponemos además de probabilidades de supervivencia $1_2/1_0$ (masculina y femenina). En efecto, gracias a una simulación K. Hill y J. Trussell (1977) obtuvieron las ecuaciones de regresión siguientes:⁵⁷

$$\frac{1_N^m}{1_0^m} = a + b S_f + c S_m + d {}_5P_N^f + e \frac{1_2^m}{1_0^m}$$

donde S_f y S_m son, respectivamente, las edades promedio femenina y masculina en el primer matrimonio (obtenidos a través del método de Hajnal).

${}_5P_N^f$ es la proporción de no viudas del grupo de edad N a $N + 5$.

$1_2^m/1_0^m$ es la probabilidad masculina de sobrevivir de 0 a 2 años

$$\frac{1_N^f}{1_0^f} = a + b S_f + c S_m + d {}_5P_N^m + e \frac{1_2^f}{1_0^f}$$

en donde S_f y S_m tienen el mismo significado que antes, y

$${}_5P_N^m$$

⁵⁶ Obtenida por la interpolación a partir del cuadro X a bis.

⁵⁷ En el artículo de K. Hill y J. Trussell encontramos también regresiones basadas en las proporciones de no viudos (no viudas) por *duración del matrimonio*.

representa esta vez la proporción de los no viudos. Por otro lado

$$1_2^f / 1_0^f$$

es la probabilidad femenina de sobrevivir entre 0 y 2 años.

Los coeficientes de regresión a , b , c y d están dados en el anexo XI.

Ejemplo:

Retomemos el ejemplo de Bangladesh usado antes. Sabemos por otro lado que

$$1_2^m / 1_0^m = 0.801.$$

Además, el método de Hajnal proporciona 16.4 y 24.4 años como edades medias femenina y masculina en el primer matrimonio. Por lo tanto, se recurre a la ecuación dando la estimación de la probabilidad de supervivencia masculina (para el grupo de mujeres en edad de 25 a 30 años)

$$\begin{aligned} \frac{1_{25}^m}{1_0^m} &= 0.8686 + (-0.00986) 16.4 + (0.00243) 24.4 \\ &+ (0.9671) 0.941 + (0.9869) 0.801 = 0.730 \end{aligned}$$

$$\text{lo mismo, } 1_{30}^m / 1_0^m = 0.700$$

Recurriendo al método anterior, encontramos el valor

$$1_7^m / 1_0^m = 0.674$$

o sea una diferencia de alrededor 4% entre las dos aproximaciones.

Recordemos que la presente aproximación supone que se han verificado diversas condiciones, especialmente:

- La ausencia de mortalidad diferencial según el estado civil.
- La hipótesis de que todas las mujeres (u hombres) interrogados se casan en la edad promedio en el primer matrimonio.⁵⁸
- La ausencia de nexos entre los sesgos de mortalidad del esposo y de la esposa.

El problema más importante es, quizá, delimitar el concepto de “matrimonio”. El método es difícilmente aplicable en ciertas culturas en que el concepto de primer matrimonio es impreciso. Recordemos también que para los divorciados y separados se corre el riesgo de subestimar la mortalidad del cónyuge en la medida en que no siempre sabe, en este caso, si éste está todavía con vida.

Por otro lado, contrariamente al método basado en las proporciones de huérfanos, la presente técnica parece arrojar mejores resultados para el sexo masculino cuando las respuestas provienen de las viudas. (K. Hill, H. Zlotnik, J. Trussell, por aparecer).

Para finalizar, se mide de nuevo la mortalidad de una época anterior, aunque la diferencia temporal sea menor en este caso que cuando recurrimos a las proporciones de huérfanos.

En este caso también podemos preocuparnos por situar la época de referencia o determinar la mortalidad del momento según las indicaciones proporcionadas al final de §2.3.2.2.

Para terminar señalemos que el método no proporciona resultados muy satisfactorios en la práctica (K. Hill, 1981, J.L. Somoza, 1981). Aparentemente ello se debe a la mala calidad de las respuestas más que a un defecto del método en sí.

Referencias y bibliografía

- Clairin, R. (1973), *Ajustement de données imparfaites*, 2a. parte, INED-INSEE-ORSTOM-SEAE, París.
- Hajnal, J. (1953), “Age at marriage and proportions marrying”, *Population Studies*, 7(2), pp. 111-136.
- Hill, K. (1977), “Estimating adult mortality levels from information on widowhood”, *Population Studies*, 31(1), pp. 75-84.

⁵⁸ K. Hill (1977) mostró, sin embargo, que esta hipótesis sesga los resultados sólo en las edades jóvenes. A partir de los 25 años, el sesgo parece ser mínimo.

- y J. Trussell (1977), "Further developments in indirect mortality estimation", *Population Studies*, 31(2), pp. 313-334.
- H. Zlotnik y J. Trussell (en prensa), *Indirect Techniques for Demographic Estimation*, National Research Council, Washington.
- (1981), "An evaluation of indirect methods for estimating mortality", *UIESP Congrès de Dakar*, 34 pp.
- Somoza, J.L. (1981), "An evaluation of the performance of indirect estimation techniques in the analysis of defective data", *UIESP Congrès International de la population*, vol. 3, Manila, pp. 375-396.
- Wunsch G. y M. Termote (1978), *Introduction to Demographic Analysis*, Plenum, Nueva York.

2.4. EVALUACIÓN DE LA TABLA DE MORTALIDAD A PARTIR DE DATOS SOBRE LA MORTALIDAD DE LOS JÓVENES Y LOS ADULTOS

2.4.1. Mortalidad de los niños y tasas de sobrevivencia intercensal

El método de las tasas de sobrevivencia intercensales (§2.2.2.) proporciona, bajo ciertas condiciones, una buena estimación de la mortalidad de los adultos pero no de la de los niños. Los métodos basados en las proporciones de niños sobrevivientes (§2.3.1.) permiten evaluar la mortalidad juvenil pero proporciona datos defectuosos sobre la mortalidad adulta. Si los datos lo permiten, la mortalidad del conjunto estará, pues, evaluada a partir de dos aproximaciones utilizadas conjuntamente. Calcularemos primero los índices de mortalidad de los niños. Disponiendo, por ejemplo, de la probabilidad de sobrevivencia ${}_2/1_0$ obtenida con un método basado en la sobrevivencia de los niños, buscaremos en la tabla tipo de mortalidad los valores asociados de los sobrevivientes ${}_5L_0$ y 1_5 , y de la tasa de mortalidad quinquenal ${}_5m_0$ entre 0 y 5 años. Esas estimaciones se harán por sexo cuando el método de la sobrevivencia de los niños permite distinguir los sobrevivientes 1_2 femeninos y masculinos; si los datos no lo permiten, tomaremos los valores para los dos sexos, con vistas a llegar a una estimación de la vida media e_0 o de la tasa bruta de mortalidad sin distinción de sexo. Estimaremos luego la función de sobrevivencia para las otras edades por medio de la aproximación de las tasas intercensales. Finalmente la estimación de la vida

media se hará combinando los sobrevivientes en las edades jóvenes y adultas.

El método de las tasas de sobrevivencia intercensales nos proporciona, por ejemplo, las esperanzas de vida a 5 años e_5 masculina y femenina. Disponemos también de los efectivos ${}_5L_0$ evaluados como se señaló antes, entre 0 y 5 años exactos, por sexo. Por lo tanto para cada sexo podemos escribir:

$$e_0 = \frac{1}{1_0} \left(\sum_0^w L_x \right) = \frac{1}{1_0} \left({}_5L_0 + \sum_5^w L_x \right) = \frac{1}{1_0} ({}_5L_0 + T_5)$$

en donde T_5 es el número total de años vividos después de cinco años.

Como $T_5 = (e_5)(1_5)$, deducimos la vida media:

$$e_0 = \frac{1}{1_0} [{}_5L_0 + (e_5) 1_5]$$

donde 1_5 (es el número de sobrevivientes a 5 años) se extrajo con el método basado en la sobrevivencia de los niños.

Si los datos no nos permiten obtener los sobrevivientes en las edades jóvenes por sexo, estimaremos primero estos efectivos por sexo⁵⁹ luego procederemos como antes. La vida media e_0 será obtenida ponderando $e_0(f)$ y $e_0(m)$ (las vidas medias de ambos sexos) por la relación de la masculinidad en el nacimiento, si tenemos 1.05 niños por niña:

$$e_0 = [e_0(f) + 1.05 e_0(m)] \frac{1}{2.05}$$

ya que $e_0 = \frac{T_0(f) + T_0(m)}{1_0(f) + 1_0(m)}$ y $1_0(m) = 1.051_0(f)$, con $T_0 = \sum_0^w n L_x$

⁵⁹ Podemos, por ejemplo, recurrir con esta meta a la tabla de S. Ledermann, con ${}_5q_0$ (sexos reunidos) como principio.

En cuanto al cálculo de la tasa bruta de mortalidad, éste se hará de la siguiente manera. Sea P_x la población censada en el tiempo t y P'_x la población censada en el tiempo $t + n$, en la edad x .

Disponemos, por otro lado, de las tasas de mortalidad ${}_5m_0$ y ${}_5m_x (x \geq 5)$, la primera proveniente del método basado en la sobrevivencia de los niños y las otras de la sobrevivencia intercensal, esto para los dos sexos. Entonces, la tasa bruta de mortalidad de éstos se obtiene por la expresión:

$$\frac{\sum_0^w \bar{P}_x(f) {}_5m_x(f) + \sum_0^w \bar{P}_x(m) {}_5m_x(m)}{\sum_0^w \bar{P}_x(f) + \bar{P}_x(m)}$$

donde

$\bar{P}_x = 0.5 (P_x + P'_x)$ para los sexos masculino y femenino.

Si los datos nos permiten distinguir las tasas ${}_5m_0$ por sexo, calcularemos la tasa bruta en forma conjunta para ambos sexos dividiendo la expresión siguiente:

$$({}_5\bar{P}_0(m) + {}_5\bar{P}_0(f)) {}_5m_0 + \sum_5^w \bar{P}_x(f) {}_5m_x(f) + \sum_5^w \bar{P}_x(m) {}_5m_x(m)$$

a través del efectivo de la población total:

$$\sum_5^w (\bar{P}_x(f) + \bar{P}_x(m))$$

Apreciación

La combinación de los métodos basados en la sobrevivencia de los niños y en las tasas de supervivencia intercensales da mu-

chos mejores resultados que si se utiliza cada aproximación por separado. La utilización aislada del método de las tasas de supervivencia, por ejemplo, puede conducir a estimar erróneamente la vida media y la tasa bruta de mortalidad, por la falta de datos sobre la mortalidad de los niños, como señalamos anteriormente. En el estudio de la población de Turquía, por ejemplo,⁶⁰ la combinación de las dos aproximaciones proporciona una vida media igual a 49.4 años (recurriendo, en el método de Brass, al promedio de los niveles vinculados a las edades 20-24 a 30-34). En cuanto a la tasa bruta, vale 0.0172; si sólo utilizamos el método de las tasas de supervivencia, obtenemos 58.0 años como vida media y 0.0113 como tasa bruta de mortalidad. Los esquemas de mortalidad de las tablas de Princeton representan entonces mal el esquema real de la mortalidad según la edad en la población turca, esquema caracterizado por una excesiva mortalidad de los niños.

2.4.2. Mortalidad de los niños y supervivencia de los adultos

Cuando disponemos de datos sobre la mortalidad de los niños así como de la de los padres o cónyuges, podemos de nuevo combinar estas dos fuentes para sacar una tabla completa de mortalidad por edad y sexo. Se ha visto que K. Hill y S. Trussell habían propuesto una regresión lineal combinando la mortalidad de las edades jóvenes (en la práctica, la supervivencia entre 0 y 2 años) con las proporciones de padres o cónyuges sobrevivientes. Conociendo así las probabilidades de sobrevivir en las edades jóvenes y en la adulta, podemos recurrir a una tabla tipo de mortalidad de doble acceso a fin de estimar la supervivencia en otras edades.

Si nos basamos en una tabla-tipo de mortalidad estándar, el procedimiento es inmediato; escribimos el sistema de ecuaciones (en logitos) con dos incógnitas y calculamos estos últimos por el procedimiento descrito en el §2.1.2.2. Si por el contrario deseamos utilizar, las tablas de la OCDE, escogeremos los dos accesos correspondientes a las probabilidades de decesos calculados, por ejemplo ${}_5q_0$ y ${}_{20}q_{25}$, esta última obtenida a partir de las

⁶⁰ Demeny y Shorter (1968), p. 28.

probabilidades de supervivencia $1_k/1_0$ deducidas de las proporciones de huérfanos o de viudos (viudas). El cociente ${}_{20}q_{25}$ también puede obtenerse directamente como probabilidad condicional, sin recurrir a la estimación por regresión de Hill y Trussell. En este caso, la utilización de las tablas de la OCDE no plantea ningún problema; si deseamos utilizar otras tablas-tipo, nos referiremos a los artículos de W. Brass y K. Hill (1973) y de H. Page y G. Wunsch (1976).

Apreciación:

Las aproximaciones descritas son muy criticables. En efecto, combinando de este modo la mortalidad de los jóvenes y de los adultos sobre la base de las preguntas sobre los familiares cercanos sobrevivientes, nos aproximamos en realidad a mortalidades situadas en épocas diferentes; reciente para los niños, más antigua para los cónyuges y más lejana todavía para los padres. La tabla resultante será una mezcla de mortalidades de periodos diferentes y por lo tanto, perfectamente híbrida. La combinación de los datos sobre la supervivencia de los allegados no es recomendable, excepto si conseguimos que las estimaciones se refieran al mismo periodo.

Referencias y bibliografía

- Brass, W. y K. Hill (1973), *Estimating adult mortality from orphanhood*, Congrès de l'UIESP, Lieja.
- Demeny, P. y F.C. Shorter (1968), *Estimating Turkish mortality, fertility and age structure*, University of Michigan (reimpresión).
- Hill, K. (1981), *An evaluation of indirect methods for estimating mortality*, UIESP, seminario de Dakar.
- Page, H. y G. Wunsch (1976), "Parental survival data: some results of the application of Ledermann's model life tables", *Population Studies*, 30(1), pp. 59-76.

3. MÉTODOS DE ANÁLISIS DE LA FECUNDIDAD

3.1. MÉTODOS CLÁSICOS

Cuando los nacimientos están registrados de manera casi exhaustiva y distribuidos según la edad de las madres y cuando se dispone de un censo poco afectado por la subenumeración y los errores de declaración de edad, se pueden calcular *las tasas (nacimientos reducidos) de fecundidad general por edad*. La suma de éstas (ponderada por el intervalo de clase), representará la descendencia media de las mujeres y la media ponderada de las edades, la edad media en la maternidad. Si la fecundidad es más o menos estable en el tiempo, estos índices transversales pueden considerarse como evaluaciones sensiblemente exactas del comportamiento real de las cohortes.

Desafortunadamente, en la mayoría de los países en desarrollo, el registro de la edad de la madre en el nacimiento es defectuoso. Si se conoce de manera suficientemente exacta el número total de nacimientos anuales y la población femenina por edad, podemos recurrir a un enfoque basado en la *estandarización indirecta*, con vistas a eliminar la influencia de las estructuras por edad en comparaciones espaciales o cronológicas.

Recordemos los principios del método. Se elige una serie arbitraria de tasas de fecundidad general como serie estándar, y se aplica a la población femenina censada. Se comparan en seguida los nacimientos registrados realmente con los nacimientos ficticios obtenidos por este producto. Eventualmente se multiplica la tasa bruta de natalidad de la población estándar por esta relación, con vistas a obtener una tasa bruta estandarizada. El valor obtenido depende, en parte, evidentemente de la elección del estándar. Así el método no proporciona más que un indicador comparativo de fecundidad, dependiendo escasamente de la

estructura por edad de la población; el indicador estandarizado no tiene ningún significado propio.

Ejemplo:

Consideremos, para el año 1950, los datos siguientes relativos a la población femenina de Chipre:

<i>Grupos de edades</i>	<i>Efectivos femeninos censados</i>	<i>Serie estándar de fecundidad¹</i>	<i>Nacimientos ficticios</i>
15-19	22 438	0.0609	1 366
20-24	21 465	0.2450	5 259
25-29	18 964	0.2958	5 609
30-34	16 896	0.2669	4 510
35-39	15 555	0.1915	2 979
40-44	14 286	0.1109	1 584
		Total	21 307

¹ Tasa de fecundidad general, Formosa, 1950, Naciones Unidas (1957), p. 44.
 Nacimientos registrados: 14 517
 Nacimientos efectivos: 21 307
 Índice estandarizado: $14\ 517 / 21\ 307 = 0.681$.

Podemos también recurrir a un método somero establecido por las Naciones Unidas (1957), que elimina en gran parte la influencia de la estructura por edad, se divide el número de nacimientos anuales por una suma ponderada de los efectivos femeninos en las edades de fecundidad (efectivos quinquenales de 15 a 45 años).

Los pesos se han escogido de tal manera que sean aproximadamente proporcionales a la tasa de fecundidad general por edad, y que la suma de los productos de los efectivos por los pesos sea del mismo orden de tamaño que el efectivo de la población, esto con vistas a obtener un *indicio comparativo* del mismo orden del tamaño que la tasa bruta de natalidad.

La serie tipo de coeficientes de ponderación que refleja la distribución de las tasas de fecundidad general según la edad se estableció a partir de las tasas de fecundidad relativas a 52 países retomados del *Anuario demográfico* de la ONU de 1954. Los pesos son los siguientes:

<i>Grupo de edad</i>	<i>Pesos</i>
15-19	1
20-24	7
25-29	7
30-34	6
35-39	4
40-44	1

A manera de ejemplo, consideremos de nuevo los datos de Chi-pre:

<i>Grupo de edad</i>	<i>Población femenina</i>	<i>Pesos</i>	<i>Producto</i>
15-19	22 438	1	22 438
20-24	21 465	7	150 255
25-29	18 964	7	132 748
30-34	16 896	6	101 376
35-39	15 555	4	62 220
40-44	14 286	1	14 286
		Total	483 323

Número de nacimientos registrados (1950): 14 517

Índice comparativo de natalidad: $14\ 517/483\ 323 = 30.04\%$ contra 29.95% para la tasa bruta real de natalidad.

El método es, evidentemente, muy somero, pero es de notar que corresponde en realidad a una estandarización indirecta: los efectivos censales se multiplican por un estándar y luego los nacimientos reales se dividen por este producto. Desde un punto de vista teórico, la estandarización indirecta y el indicador comparativo de natalidad son, entonces, muy parecidos.

3.2. UTILIZACIÓN DE LA RELACIÓN NIÑOS/MUJERES

Si sólo disponemos de la estructura por edad y sexo proporcionada por un censo o una encuesta, es posible obtener una medida burda de la fecundidad dividiendo el número de niños de 0

a 4 años cumplidos por el efectivo femenino de 15 a 49 años cumplidos. Esta relación también la utilizó Thompson en un índice de reproducción (A.J. Lotka [1939]).

Notemos que no se trata aquí de un indicio de fecundidad en estado puro, ya que se basa en el número de niños *sobrevivientes*; la diferencia entre dos relaciones puede provenir únicamente de las variaciones (en el tiempo o el espacio) de la mortalidad de los niños de menor edad. Por otro lado, recomendamos a veces escoger el grupo de 5 a 9 años y dividir este efectivo por el número de mujeres de 20 a 54 años. Puede ocurrir, sin embargo, que el grupo 5-9 sea también mal enumerado. Eliminar a las mujeres de 15-19 años, frecuentemente mal censadas, es también una ventaja.

En resumen, hay que ser muy prudentes cuando se utiliza la relación niños/mujeres debido a los sesgos que pueden derivarse de la mortalidad diferencial de los jóvenes y de los errores de enumeración de los niños.

3.3. USO DEL INVERSO DE LAS TASAS DE SOBREVIVENCIA

Este método recurre a los efectivos por edad (en un momento dado), así como a la tabla de mortalidad referida desde los 5 hasta los 10 años anteriores al instante considerado.¹

El método se basa en la relación siguiente: sea ${}_nS_x$ el efectivo censado en las edades x a $x + n$, y ${}_nN_{-x}$ el efectivo al nacimiento. Tenemos entonces:

$${}_nN_{-x} \frac{{}_nL_x}{{}_n1_0} = {}_nS_x \text{ entonces } {}_nN_{-x} = {}_nS_x \frac{{}_n1_0}{{}_nL_x}$$

en donde ${}_nL_x$ y 1_0 se obtienen de la tabla de mortalidad. Por ejemplo, para el grupo 0-4 años cumplidos;

$${}_5N_{-5} = \left(\frac{{}_51_0}{{}_5L_0} \right) {}_5S_0$$

¹ Cuando la tabla se basa en las proporciones de niños sobrevivientes, se tiene interés en utilizar el enfoque de W. Brass (1979).

y obtenemos así siempre y cuando la movilidad espacial sea nula² y que las enumeraciones sean exhaustivas los nacimientos que tuvieron lugar en el curso de los cinco años anteriores al censo. Podemos utilizar también la relación

$${}_5N_{-10} = {}_5S_5 \left(\frac{{}_5I_0}{{}_5L_5} \right)$$

En seguida podemos estimar la tasa bruta de natalidad; calculemos el efectivo cinco años antes para cada grupo de edad;

$$S_{-5} = S \left(\frac{{}_5L_x}{{}_5L_{x+5}} \right)$$

Se conoce así el efectivo en t (ΣS) y el efectivo total³ en $t-5$ (ΣS_{-5}). La tasa de natalidad anual media en el periodo de cinco años se obtiene aproximadamente por la expresión:

$$b = \frac{N_{-5}/5}{0.5 (\Sigma S_{-5} + \Sigma S)}$$

Si conocemos la tasa de crecimiento r de la población podemos igualmente estimar el denominador $S_{-2.5}$ de la tasa bruta de natalidad, por la relación $S_{-2.5} = S \exp(-2.5r)$, siendo S el efectivo total enumerado en el censo.

Apreciación:

El método proporciona resultados poco satisfactorios en la práctica, por la mala calidad de las tasas de supervivencia utilizadas, la influencia de la migración y los errores y omisiones en

² O que hayamos corregido los efectivos censados para eliminar la influencia de la movilidad espacial.

³ El último grupo de edad, no obstante, no puede evaluarse por este método.

la estructura por edad. Por ello, la estimación de ${}_5N_{.5}$ tiende con frecuencia a ser inferior a lo que debería, en vista de la subenumeración frecuente de los niños muy jóvenes. La estimación de ${}_5N_{.10}$ es entonces preferible siempre y cuando se conozca bien la tasa de supervivencia de los niños, lo cual es raro.

Si se dispone de dos o varios censos, es útil comparar las estimaciones del número de nacimientos de un mismo periodo, a partir de los efectivos enumerados en estos diversos censos, proyectando hacia atrás el *mismo* grupo de generaciones enumerado en censos sucesivos. Podemos también utilizar la técnica elaborada por S. Preston (1983), que requiere dos censos.

3.4. MÉTODOS DE LOS "NIÑOS PROPIOS"

La estadística de hogares,* elaborada a partir de los datos de un censo o de una encuesta, permite distribuir a las madres según su edad y la edad de sus niños que aún viven con ellas. Por ejemplo, tratándose de un número de niños de edad k viviendo todavía al lado de su madre de edad a . Supongamos que las condiciones de independencia y de continuidad (en el sentido de L. Henry) estén satisfechas: el efectivo de las mujeres censadas no constituye un conjunto seleccionado en cuanto a la fecundidad. Por el procedimiento de multiplicación de los efectivos por el inverso de las tasas de sobrevivencia, estimamos el número inicial de nacimientos, correspondientes a ese grupo de mujeres en el curso del año anterior al censo. (Cuando se parte del número de niños sobrevivientes con cero año de edad cumplida.)

Igualmente podemos estimar el número inicial correspondiente a los niños de un año de edad cumplido durante el censo, etc. Como se trata del número de niños que viven todavía con su madre, hay que corregir la cantidad de nacimientos obtenida de esta manera para tener en cuenta a los niños de edad k que ya no viven con su madre en el momento del censo y a los que ya no se les incluye en la estadística de los hogares. Se obtiene luego, sin mayor dificultad, las tasas de fecundidad correspondiente.

A manera de ejemplo, consideremos a las mujeres de 20 años cumplidos (F_{20}) censadas al 31 de diciembre de un año t . Ellas

* Del francés *ménages*.

tienen aún E_0 niños de menos de un año y E_1 con un año cumplido y que viven con ellas. Si conocemos la mortalidad en las edades jóvenes, podemos estimar el efectivo inicial de los nacimientos de esta generación femenina.

En el curso del año t habremos observado en este grupo de mujeres $E_0(1_0L_0)$ nacimientos. Igualmente en el curso del año $t-1$, esta generación femenina trajo al mundo $E_1(1_0/L_1)$ niños. Dividiendo estas dos evaluaciones por el efectivo F_{20} de mujeres enumeradas, obtenemos una estimación de las tasas de fecundidad a 18.5 años (para el año $t-1$) y a 19.5 años (para el año t). Se supone obviamente, que las mujeres sobrevivientes en el momento del censo o de la encuesta representan correctamente la fecundidad de la generación a la que corresponden. Encontraremos una exposición detallada del método en L.J. Cho y G. Feeney (1978). Notemos por último que generalmente se supone en la práctica que la mortalidad de los niños es independiente de la edad de la madre.

Apreciación:

El método supone evidentemente la integración de los datos de los miembros del hogar, ya que se reúnen los datos que se refieren a los niños y a las madres. Por otro lado, el método sólo se aplica a los niños jóvenes; los demás, en la mayoría de los casos, habrán dejado la casa. Además, el acoplamiento de los datos debe ligar a los niños con su madre biológica, excluyendo entonces los lazos de adopción.

Se debe cumplir además la condición que las edades de los niños, así como las de sus madres, hayan sido declaradas correctamente; por ello este método no se puede aplicar en las poblaciones que conocen mal su edad. Por otra parte el grupo de los niños jóvenes no debe estar subenumerado, condición que frecuentemente no se cumple en la práctica. Por último, la mortalidad infantil debe ser bien conocida: todo error en la estimación de las tasas de sobrevivencia, repercute de modo evidente en los resultados.

En conclusión, aunque el método haya dado excelentes resultados en poblaciones bien enumeradas (L.J. Cho, 1973), su aplicación permanece limitada a los países que disponen de una buena estadística de los efectivos y de la mortalidad según la edad.

3.5. UTILIZACIÓN DE LOS DATOS SOBRE LA PARIDAD DE LAS MADRES

Cuando un censo o una encuesta incluye una pregunta acerca del número total de niños nacidos vivos, se puede deducir la distribución de las mujeres según la edad y la paridad.⁴ Si las condiciones de independencia y de continuidad son satisfechas (en el sentido de Henry), estos datos representan las intensidades parciales de la fecundidad en las diversas edades, para las diversas cohortes presentes, es decir, la descendencia según la edad de las mujeres.⁵ Si disponemos de dos o más censos con la misma pregunta, en la época t y $t + n$, podemos comparar la paridad alcanzada por una generación en los instantes t y $t + n$. La diferencia entre estas dos paridades representará la fecundidad de esta cohorte en el curso de n años. C. Arretx (1973) estableció un método que permite evaluar las tasas de fecundidad general en el curso del periodo intercensal, a partir de las diferencias de paridades de una misma generación observadas en los instantes t y $t + n$.⁶ En la obra de K. Hill, H. Zlotnik y J. Trussell (por publicarse), se presenta esta aproximación. Podemos recurrir a un modelo de fecundidad y estimar eventualmente las paridades sobre la base del modelo. En el §3.7., señalaremos una aproximación basada en una fecundidad estándar que puede seguirse en ese sentido.

En numerosos países en desarrollo los datos sobre las paridades están influidos desafortunadamente por declaraciones erróneas sobre la edad de las madres, así como por las fallas de memoria que provocan muy frecuentemente que los partos declarados disminuyan a partir de cierta edad. Por otro lado, si reagrupamos los datos en rangos de edades de las madres, la com-

⁴ Entendemos por *paridad* la descendencia de una mujer de edad x , o sea el número de niños nacidos vivos que ha tenido en su vida.

⁵ No examinaremos en esta obra la utilización de las *historias genésicas* obtenidas preguntando la fecha de nacimiento de cada niño. Los métodos específicos de análisis de este tipo de datos se presentan en D.J. Bogue y E.J. Bogue (1970) así como en diversas publicaciones del *World Fertility Survey* (Londres). Nos referimos a los estudios de J. Potter (1977), W. Brass (1980) y V. Verma (1980) señalados en la bibliografía.

⁶ Un enfoque similar ha sido seguido por E.E. Arriaga, U.S. Bureau of the Census (1975 y 1981; inéditos).

paración de las mismas generaciones se revela imposible si el periodo intercensal no es un múltiple del rango de edad utilizado.

Cuando además de los datos sobre la paridad, disponemos de datos sobre la fecundidad en el curso de los últimos 12 meses, es posible utilizar la siguiente técnica que se debe a W. Brass, y que elimina en parte las dificultades, antes señaladas.

3.6. UTILIZACIÓN CONJUNTA DE LAS PARIDADES Y DE LOS NACIMIENTOS SEGÚN LA EDAD DE LAS MADRES

Supongamos que la fecundidad ha permanecido constante en los últimos años y que no existe relación entre la mortalidad y la migración de las mujeres y su fecundidad. Si estas condiciones se cumplen, podemos utilizar la distribución de las mujeres según su paridad para obtener el número promedio de niños por mujer. Esta distribución de las mujeres según su paridad es, no obstante, frecuentemente inexacta, por las fallas de memoria que se agravan conforme la edad de la mujer aumenta. Resulta que aún cuando la fecundidad permanece constante, la curva de las paridades medias tiende a decrecer a partir de cierta edad.

Se puede suponer, no obstante, que las paridades declaradas por las mujeres jóvenes en el momento de la encuesta están menos afectadas por las deficiencias de memoria. Si conocemos el *calendario* de la fecundidad, se podrían utilizar los datos sobre la paridad de las mujeres jóvenes y construir una distribución corregida de las tasas de fecundidad general por edad. En efecto, entre estas dos distribuciones, se presenta una relación simple. Si la fecundidad es invariable, el número promedio de niños nacidos antes de la edad x es igual a la suma de las tasas de fecundidad hasta esta edad.

Fijemos, por ejemplo, el inicio del periodo de reproducción a los 15 años cumplidos; la paridad P_{19} hasta 19 años cumplidos será igual a la suma de las tasas de fecundidad general f_i centradas en 16, 17, 18 y 19 años exactos:

$$P_{19} = \sum_{16}^{19} f_r$$

En forma similar en clases quinquenales, la paridad de 30-34 años cumplidos (P_{30-34}) será igual a cinco veces la suma de las tasas de fecundidad quinquenales centradas respectivamente en 20, 25 y 30 años exactos.

$$P_{30-34} = 5 \sum_{20}^{30} {}_5f_i$$

Podremos entonces comparar⁷ la paridad P_x real, supuestamente exacta para las mujeres jóvenes con la paridad calculada P_x y usar la relación de los dos resultados para corregir la serie de las tasas de fecundidad. Esta serie estaría reflejando adecuadamente (por hipótesis) el calendario de la fecundidad.

¿Cuál sería ahora la paridad en la edad central exacta de un grupo de edad? Consideremos, por ejemplo, la descendencia promedio $P_{32.5}$ a 32.5 años, edad promedio del grupo de 30 a 34 años cumplidos. Donde por ${}_5f_x$ y la tasa de fecundidad general entre las edades exactas x y $x + 5$, podemos escribir:

$$P_{32.5} = 5 \sum_{\alpha}^{25} {}_5f_x + 2.5 {}_5f_{30} \text{ (ver figura 6)}$$

siempre y cuando la fecundidad varíe *linealmente* entre 30 y 35 años, siendo α la edad límite inferior de fecundidad.

Para determinar el *calendario* de la fecundidad, se usarán las respuestas relativas a los nacimientos según la edad de las mujeres y que tuvieron lugar en el curso de los 12 meses (o cualquier otro periodo) anteriores a la encuesta o al censo. Esta serie se ve afectada, no obstante, por el mencionado efecto "telescópico", o sea la estimación deficiente del periodo de referencia. Supongamos que este sesgo es independiente de la edad. A continuación se utiliza la distribución de las mujeres jóvenes según

⁷ La comparación es inmediata cuando se utilizan los nacimientos de los cinco últimos años y las paridades por grupo quinquenal de edad. Los nacimientos reducidos (del momento) acumulados, se refieren en este caso, a los mismos grupos de edad de las paridades. No obstante, se corre el riesgo de que el efecto "telescópico" sea importante.

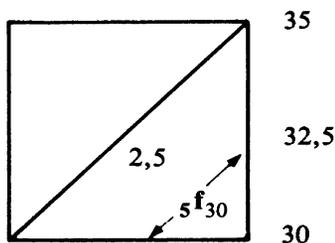


FIGURA 6: Fecundidad en la edad exacta

la paridad para definir la *intensidad* de la fecundidad y la distribución de los nacimientos en el curso de los últimos doce meses para determinar el *calendario* de la fecundidad.

Antes de aplicar las relaciones anteriores que ligan las paridades con las tasas de fecundidad general, hay que tomar en cuenta otros tres factores. Primero, cuando se consideran los nacimientos declarados en la encuesta ocurridos en el curso de los 12 meses anteriores a ésta, no debe olvidarse que las mujeres interrogadas tenían una edad promedio seis meses menor que en el momento de la encuesta. Seguido, difícilmente puede la fecundidad ser considerada como lineal dentro de los grupos de edad quinquenales considerados. Por último, los datos sobre las paridades declaradas se refieren a los grupos de edades cumplidas, en tanto que las calculadas a partir de las tasas se refieren a edades exactas.⁸

En consecuencia, si se quiere estimar las paridades a partir de las tasas de fecundidad y compararlas con las paridades reales de las mujeres jóvenes para rectificar el nivel de las tasas de fecundidad, habrá que tomar en cuenta las tres observaciones anteriores. Ése es el objetivo de los párrafos siguientes.

3.6.1. Nacimientos de todos los rangos

Sea f_i las tasas de fecundidad calculadas al relacionar los nacimientos ocurridos en los 12 meses anteriores a la encuesta con el número de mujeres de 15 a 20 años, 20-25 años, ... años exactos al realizarse la misma. Como se señaló, estas tasas se refie-

⁸ Como señalamos en la nota 7, esas dificultades no existen cuando los nacimientos se refieren a 5 años.

ren en realidad a los grupos de edades exactas 14.5 a 19.5, 19.5 a 24.5, etc. Las paridades calculadas a partir de estas tasas se referirán entonces a 19.5 años exactos, 24.5 años exactos, etcétera.

Si la fecundidad evolucionara linealmente entre 30 y 35 años, por ejemplo, obtendríamos la paridad promedio de 32.5 años exactos por la expresión'' $P_{32.5} = 5(f_{14.5} + f_{19.5} + f_{24.5}) + 3f_{29.5}$ el primer término del miembro de la derecha representa la descendencia a 29.5 años exactos y el segundo la fecundidad entre 29.5 y 32.5 años exactos.

Recurriendo una vez más a una función de fecundidad teórica,⁹ W. Brass (1968) obtuvo coeficientes correctores que permiten comparar directamente las paridades calculadas con las realmente declaradas, teniendo en cuenta los tres problemas señalados en la última parte del párrafo anterior. Llamemos W_i a estos factores correctores. Podemos entonces escribir inmediatamente:

$$P_i = 5 \sum f_j + W_i f_i \text{ (para } j < i \text{)}$$

en donde P_i corresponde a los grupos de edades de 15-20 y 20-25,... en años exactos y f_j a las tasas de fecundidad con intervalos de seis meses: 14.5 a 19.5, 19.5 a 24.5... en años exactos.

Los coeficientes correctores W_i se proporcionan en el Anexo XIII(a). Para un grupo de edades dado, el corrector se encuentra gracias a los parámetros de precocidad de la fecundidad, sea la edad promedio en la maternidad, sea la relación de las dos primeros *tasas* de fecundidad.

Ejemplo:

El cuadro 10, presenta información obtenida del censo de Tanganica en 1957. Se trata de las tasas de fecundidad de los últimos 12 meses y de las paridades promedio en el momento del levantamiento.

⁹ Se trata nuevamente de representar la fecundidad por edad mediante un polinomio de tercer grado. Sin embargo, el ajuste no parece muy conveniente para el primer grupo de edad de 15-20.

CUADRO 10
Fecundidades y paridades

<i>1</i> <i>Edad de las mujeres</i> <i>al momento de la</i> <i>encuesta (años</i> <i>cumplidos)</i>	<i>2</i> <i>Tasas de fecundidad</i> <i>calculadas a partir de los</i> <i>nacimientos en el curso de</i> <i>los últimos 12 meses*</i>	<i>3</i> <i>Paridades medias</i> <i>en el momento de</i> <i>la encuesta</i>
15-19	0.0427	0.096
20-24	0.2271	0.982
25-29	0.2715	2.406
30-34	0.2163	3.749
35-39	0.1604	4.734
40-44	0.0644	5.286
45-49	0.0116	5.313

*Mujeres seis meses más jóvenes que en la columna anterior.

Acumulando las tasas de fecundidad (columna 2) y multiplicándolas por 5 obtenemos las siguientes paridades calculadas por edades siguientes, las cuales se retoman en la columna 4 del cuadro 11.

<i>Años exactos</i>	<i>Paridades calculadas</i>
14.5	0
19.5	0.214
24.5	1.349
29.5	2.707
34.5	3.788
39.5	4.590
44.5	4.912

Para elegir la serie de coeficientes de corrección que permita adecuar la serie anterior a los rangos de edades de la columna 1, se saca la relación entre las dos primeras tasas: $0.0427/0.2271 = 0.188$. Este valor se sitúa entre los valores tipo 0.113 y 0.213 del Anexo XII(a). Por interpolación lineal se obtiene la serie de correctores requeridos (columna 5). La paridad calculada para los grupos de edades de la columna 1 se obtiene, por lo tanto, mediante la expresión $5 \sum f_i + Wf_i$ (columna 6).

CUADRO 11
Estimación de las paridades promedio

<i>Grupos de edades (años cumplidos)</i>	(4) $5 \Sigma f_j$	(2) f_i	(5) W_i	(6) P_i	(7) F_i/P_i
15-19	0	0.043	1.539	0.066	1.45
20-24	0.214	0.227	2.758	0.841	1.17
25-29	1.349	0.272	2.970	2.159	1.11
30-34	2.707	0.216	3.090	3.374	1.11
35-39	3.788	0.160	3.309	4.301	1.10
40-44	4.590	0.064	3.420	4.809	1.10
45-49	4.912	0.012	4.086	4.961	1.07

Para el grupo 20-24 años, se compara la paridad declarada (F_i) con la calculada (P_i); obtenemos la relación $0.982/0.841 = 1.168$, que aplicado a la columna 2 servirá para rectificar las tasas de fecundidad general por edad.

Tasa de fecundidad \times 1.168

<i>Edades cumplidas</i>	<i>Tasas corregidas</i>
14.5-18.5	0.0499
19.5-23.5	0.2653
24.5-28.5	0.3171
29.5-33.5	0.2526
34.5-38.5	0.1873
39.5-43.5	0.0752
44.5-48.5	0.0135

El producto por 5 de la suma de las tasas corregidas proporciona la descendencia media: 5.805 por mujer. La elección del grupo de 20-24 años se debió a que es necesario usar un grupo joven (aún poco propenso a los "olvidos") dejando completamente de lado al grupo de 15-19 años por sus datos bastante erráticos. Notemos, no obstante, que a pesar de todo se revela útil calcular las relaciones de las paridades declaradas y calculadas para todos los grupos de edad. El aumento de esas relaciones con la edad refleja muy probablemente una reducción de la fecundidad en el curso del tiempo. No es el caso en el ejemplo anterior (columna 7).

Si se desea, podemos transformar en seguida las tasas corregidas f_i , desfasadas de seis meses, en los intervalos quinquenales clásicos, para ello se agrega un correctivo Δf_i de la siguiente manera:¹⁰

<i>Núm. del grupo de edad</i>	Δf_i
1	$(f_1 + f_2) 20$
2	$(f_3 + f_1) 20$
3	$(f_4 + f_2) 20$
4	$(f_5 + f_3) 20$
5	$(f_6 + f_4) 20$
6	$(f_7 + f_5) 20$
7	$(-f_6 + f_7) 20$

El número 1 representa el grupo de edades de 14.5-18.5 años cumplidos, el número 2 las edades 19.5-23.5, etc. Con los datos anteriores obtenemos las tasas corregidas en los grupos de edades clásicas.

<i>Años cumplidos</i>	<i>Tasas corregidas</i>
15-19	0.0657
20-24	0.2787
25-29	0.3165
30-34	0.2461
35-39	0.1784
40-44	0.0665
45-49	0.0091

Si la fecundidad ilegítima es baja, podemos a continuación estimar las tasas de fecundidad *legítima* por edad dividiendo las tasas de fecundidad general por la proporción de las mujeres casadas en cada grupo de edad.

Notemos por último que si existe un sistema de Registro Civil, aunque no sea exhaustivo, podemos utilizarlo como paliati-

¹⁰ W. Brass (1968), p. 99. Sin embargo, el procedimiento no proporciona resultados satisfactorios en todos los casos.

vo, siempre y cuando no exista sesgo sistemático en el hecho de declarar nacimientos al registro civil según la edad de la madre. Puede suceder sin embargo, que las mujeres jóvenes declaren mejor sus hijos que las de mayor edad, generalmente menos instruidas.

En ausencia de sesgo, se calculan entonces las tasas de fecundidad por edad de la manera clásica. Estas tasas —aún subestimadas— reflejan el calendario de la fecundidad. Para el cálculo de los correctores, deben apuntarse, sin embargo que las tasas obtenidas a partir del registro civil se refieren ahora a los grupos de edad clásicos; de 15 a 19, 20 a 24, 25 a 29 años cumplidos, etc., y ya no a los grupos de edad 14.5 a 18.5, 19.5 a 23.5, etc. En este caso se usa la tabla tipo de los correctores del anexo XII. El resto del cálculo no cambia.

Apreciación:

Pueden formularse diversas observaciones. En primer lugar en lo que concierne a los datos mismos. Primero, los nacimientos declarados pueden estar sobrestimados por la inclusión de niños nacidos muertos. En seguida, no es seguro que el efecto “telescópico” sea el mismo en todas las edades;¹¹ en este caso una rectificación idéntica de las tasas en cada edad sería incorrecta. Por otro lado, las declaraciones de la edad de las mujeres pueden ser erróneas. Una subestimación de la edad va a llevar, entre otras cosas a sobrevaluar las paridades declaradas, y viceversa. En consecuencia es arriesgado recurrir a esta técnica cuando las edades están muy mal declaradas.

En lo que respecta a la calidad de los datos, en los nacimientos del año, hay que incluir los alumbramientos múltiples así como los nacimientos sucesivos que ocurrieran eventualmente en el curso del mismo año. La omisión por descuido de estos nacimientos llevará a subestimar levemente la fecundidad del momento. En cuanto al método en sí, éste supone que la fecundidad permanece estable en el curso de los años recientes. Si disminuye, los re-

¹¹ Para reducir la influencia del efecto telescópico es preferible plantear una pregunta acerca de la *fecha* de los nacimientos, o también preguntar el número de nacimientos ocurridos desde una *fecha* precisa, en vez de referir la pregunta a los últimos meses.

sultados estarán sesgados; sin embargo, reteniendo el factor de corrección del grupo de 20 a 24 años cumplidos, se compara la fecundidad actual de los últimos 12 meses con la fecundidad acumulada de las mujeres jóvenes. En este caso, el sesgo, será mínimo.¹²

Por último, W. Brass estableció los factores correctores W_i por medio del modelo simple de fecundidad; existe una forma de afinar aún más el modelo, pero este exceso de precisión es superfluo frente a la inexactitud de los datos. Sin embargo, un ensayo de este tipo, se encuentra en la obra de K. Hill, T.J. Trussell y H. Zlotnik (por publicarse). Cuando se dispone además de las historias genésicas provenientes de una encuesta, es posible sacarles provecho para convertir las tasas de fecundidad en paridades declaradas (J.N. Hobcraft, N. Goldman, V.C. Chidambaram, 1982).

3.6.2. Nacimientos de primer rango

Como el *primer nacimiento* es un suceso importante que las mujeres recuerdan con seguridad, y que estos nacimientos sobrevienen sobre todo entre las mujeres relativamente jóvenes, es posible evaluar el factor corrector a partir únicamente de estos primeros nacimientos, y aplicarlo luego a las tasas de fecundidad general de todos los rangos, suponiendo que el efecto telescópico es independiente del rango de nacimiento.

Con un método similar al de W. Brass, K. Hill (1977) determinó una serie de "multiplicadores", que permiten traducir nuevamente las tasas acumuladas de fecundidad de primer rango a los mismos grupos de edades que las proporciones de mujeres que tuvieron por lo menos un hijo, o sea las *proporciones de madres*. La relación es nuevamente del tipo $F(a) = \Phi(a) + k(a)f(a)$, en donde $\Phi(a)$ representa la acumulación de las tasas de fecundidad de primer rango hasta el límite inferior del grupo de edad a ; $f(a)$ es la tasa de fecundidad de primer rango para este grupo de edad, y $k(a)$ es un multiplicador (proporcionado en el Anexo XIII) que representa el intervalo entre el límite inferior del gru-

¹² Por simulación, A. Chahnazarian pudo demostrar que el sesgo permanece netamente inferior a 10% en las edades jóvenes, cuando la fecundidad varía (trabajo inédito de maestría, Departamento de Demografía, UCL).

po de edad y el centro de este grupo. El resultado calculado $F(a)$ de nuevo puede compararse al resultado real $P(a)$; la relación $P(a)/F(a)$ se aplica en seguida no solamente a las tasas de fecundidad de primer rango sino también a la distribución de las tasas de cualquier rango.

La elección de los multiplicadores depende nuevamente de la forma de la curva de fecundidad; por ello K. Hill previó utilizar la relación de las tasas de fecundidad $f_{(1)}(15-19)/f_{(1)}(20-24)$ así como $f_{(1)}(10-19)/f_{(1)}(20-29)$ (tasas limitadas a los nacimientos de primer rango), así como la edad promedio en el nacimiento del primer niño \bar{m} (1).

K. Hill recomienda utilizar como referencia sobre todo, la relación $f_{(1)}(15-19)/f_{(1)}(20-24)$. Cuando se considera aparte la fecundidad del grupo 10-14 de la del de 15-19, el cuadro XIII(b) del anexo debe aplicarse; si los nacimientos que provienen de madres con menos de 15 años de edad se incluyen entre aquellos del grupo 15-19, se puede utilizar el cuadro XIII(a).

Ejemplo:

He aquí un ejemplo basado en los datos de Uganda (K. Hill y J. Blacker, 1971).

<i>Edades</i>	<i>tasas de fecundidad de primer rango $f_1(a)$</i>	<i>Tasas acumuladas $\Phi(a)$</i>	<i>$k(a)$</i>	<i>$F(a)$</i>
12-14	0.0025	0	—	—
15-19	0.0857	0	3.076	0.264
20-24	0.0482	0.4285	3.385	0.592
25-29	0.0137	0.6695	4.052	0.725
30-34	0.0050	0.7380	5.000	0.763

Como se manejan por separado los nacimientos por abajo y por arriba de los 15 años, se utilizará el anexo XIII(b), descuidando la tasa en las edades 12-14. La relación $f_{(1)}(15-19)/f_{(1)}(20-24)$ vale 1.778. Los multiplicadores $K(a)$ se obtienen por interpolación en el cuadro XIII(b).

Disponemos por otro lado de la proporción de madres $P(a)$:

<i>Edades</i>	$P(a)$	$P(a) / F(a)$
15-19	0.317	1.201
20-24	0.772	1.304
25-29	0.848	1.170
30-34	0.842	1.104

Las relaciones $P(a)/F(a)$ proporcionan un factor de corrección para el grupo de edad (a). Retengamos el del grupo 20-24 (1.304), menos influido por los números bajos que el del grupo 15-19. Podemos entonces incrementar un 30% las tasas de fecundidad del primer orden o cualquier orden, para eliminar el efecto telescópico.

Apreciación:

En el ejemplo se puede ver que las relaciones $P(a)/F(a)$ disminuyen con la edad a partir de 20-24 años; por ello podría haber omisiones incluso en el caso de los nacimientos, de orden 1, los cuales pueden ser crecientes conforme aumenta la edad de la madre. Por otro lado, el método padece las mismas limitaciones que el que se basa en los nacimientos de cualquier rango.¹³

Además, debemos evaluar si se justifica aplicar al conjunto de los órdenes, una corrección basada en el primogénito. A pesar de estas limitaciones, los resultados obtenidos pueden servir de puntos de comparación para aquellos deducidos por el método de W. Brass aplicado al conjunto de los nacimientos.

3.7. USO DE UNA SERIE ESTÁNDAR DE FECUNDIDAD POR EDAD

Se puede tener la intención de suavizar las tasas de fecundidad general calculadas en los últimos 12 meses o extrapolar las paridades declaradas en las edades jóvenes. Supongamos que se confía

¹³ Se requiere especialmente que el *calendario* de la fecundidad de primer orden no haya variado a través del tiempo.

en la descendencia total F calculada a partir de la suma de las tasas de fecundidad corregidas.

Si se acumulan las tasas $f(x)$ según la edad x , y esta acumulación $F(x)$ en cada edad se divide entre la suma de las tasas F , la función $F(x)/F$ toma la forma de una S estirada contenida entre dos asíntotas.

Se ha demostrado (véase por ejemplo, G. Wunsch, 1966) que esta fecundidad acumulada podía estar representada aproximadamente por una ley de Gompertz:

$$F(x)/F = A^{(B^x)}$$

en la cual A y B son constantes que se determinan experimentalmente. Podemos linearizar esta expresión por una doble transformación logarítmica:

$$\ln (-\ln F(x)/F) = x \ln B + \ln (-\ln A).$$

Utilizando el símbolo $Y(x)$ para representar el miembro de la izquierda se llega a una forma lineal en x :

$$Y(x) = x b + a.$$

W. Brass (1981) propone por lo tanto, que se opte por un estándar $Y_s(x)$ de fecundidad y que después se relacione de nuevo la fecundidad acumulada $Y(x)$ con el estándar $Y_s(x)$ por la expresión lineal:

$$Y(x) = \alpha + \beta Y_s(x).$$

El parámetro α refleja la edad promedio en la maternidad y el parámetro β la dispersión alrededor de esta edad promedio.

Aunque se ajusta relativamente bien a la fecundidad acumulada, la ley de Gompertz no es perfecta. Por ello Brass recurrió a una transformación de la escala de las x para mejorar el ajuste; la serie estándar $Y_s(x)$ calculada por año de edad así obtenida, se encuentra en el anexo del artículo citado. Si se parte de las tasas calculadas en el curso de los últimos 12 meses, la serie

estándar que deberá utilizarse se proporciona en el cuadro 12.¹⁴

CUADRO 12. Serie estándar $Y_s(x)$ para las tasas de fecundidad de los últimos doce meses.

<i>Edad exacta x</i>	$F_s(x) / F_s$	$Y_s(x) E$
14.5	0.0018	1.8437
19.5	0.1151	0.7710
24.5	0.3528	0.0410
29.5	0.5869	-0.6294
34.4	0.7795	-1.3899
39.5	0.9192	-2.4739
44.5	0.9889	-4.4952
49.5	0.9999	-9.2103

Fuente: W. Brass (1981).

El método puede también aplicarse a las paridades ${}_5P_x$ por grupos de edades de las mujeres, divididas por la descendencia total F . El cuadro 13 proporciona los valores del estándar en este caso.

CUADRO 13. Serie estándar $Y_s(x)$ para las paridades por grupos de edades de las mujeres.

<i>Grupos de edades cumplidas</i>	${}_5P_x^s / F_s$	${}_5Y_x^s$
10-14	0.0004	2.0572
15-19	0.0528	1.0788
20-24	0.2551	0.3119
25-29	0.4956	-0.3538
30-34	0.7064	-1.0568
35-39	0.8678	-1.9534
40-44	0.9676	-3.4132
45-49	0.9977	-6.0737

Fuente: W. Brass (1981).

¹⁴ Los números de los cuadros 12 y 13 difieren muy levemente de los proporcionados por Brass; varios trabajos empíricos demuestran que este estándar no parece ser siempre muy conveniente.

Estimaremos los coeficientes a y b de la regresión por “mínimos cuadrados” o por el método de los puntos medios o medianos presentado en el §2.2.1. Habiendo calculado los valores teóricos $Y(x)$, es fácil encontrar la expresión $F(x)/F$ a partir de la relación: $Y(x) = 1n (-1n F(x)/F)$, tomando $\exp(-\exp Y(x)) = F(x)/F$.

Ejemplo:

Tomemos de nuevo las tasas de fecundidad corregidas del ejemplo del §3.6.1.

<i>Edades cumplidas</i>	<i>Tasas corregidas</i>
14.5-18.5	0.0499
19.5-23.5	0.2653
24.5-28.5	0.3171
29.5-33.5	0.2526
34.5-38.5	0.1873
39.5-43.5	0.0752
44.5-48.5	0.0135

Multiplicando esas tasas por 5 y acumulando, obtenemos las siguientes descendencias:

<i>Edad exacta</i>	<i>Descendencia</i>	<i>F(x)/F</i>
19.5	0.2495	0.04298
24.5	1.5760	0.27151
29.5	3.1615	0.54466
34.5	4.4225	0.76225
39.5	5.3610	0.92259
44.5	5.7370	0.98837
49.5	5.8045	1

Sacamos en seguida la serie $Y(x) = 1n (-1n F(x)/F)$, notando que $Y(49.5) = -\infty$

<i>Edad exacta</i>	<i>Y(x)</i>
19.5	1.14646
24.5	0.26525
29.5	-0.49825
34.5	-1.30386
39.5	-2.53216
44.5	-4.44832

El ajuste lineal es excelente en este caso ($R = 0.9989$). De la regresión de la derecha $Y(x) = 0.21911 + 1.06227 Y_s(x)$ se sacan por último las estimaciones siguientes:

$\hat{Y}(x)$	$\hat{F}(x) / \hat{F}$	$\hat{f}(x)$
1.03812	0.05937	0.0689
0.26266	0.27243	0.2473
-0.44948	0.52837	0.2971
-1.25734	0.75246	0.2601
-2.40884	0.91400	0.1875
-4.55601	0.98955	0.0877
$-\infty$	1	0.0121

$\hat{f}(x)$ son resultados que representan una versión ajustada de las tasas $f(x)$ calculadas anteriormente. El método, sin embargo, no siempre proporciona resultados muy satisfactorios.

Apreciación:

El modelo de fecundidad presentado aquí no es más que un modelo entre varios (J.M. Hoem *et al.* 1981). Si se busca ajustar la función de fecundidad, parece preferible recurrir a un ajuste de tipo polinomial¹⁵ (*spline*). En cambio, se puede preferir el uso de un modelo para estimar datos faltantes o simular la fecundidad recurriendo a un bajo número de parámetros.

¹⁵ Véase el último capítulo de la presente obra.

En este caso, el modelo de W. Brass es de utilización sencilla; la experiencia demostrará si es preferible al modelo más complicado de A.J. Coale y J. Trussell (1974) por ejemplo o a las funciones clásicas de Pearson (J. Duchêne y S. Gillet de Stefano, 1974). A este respecto, con frecuencia conviene un ajuste por la función beta, recurriendo solamente a tres parámetros.¹⁶

Por último, el ajuste presentado aquí se basa en un conocimiento previo de F , la descendencia final. B. Zaba estableció un método que permite evaluar directamente F a partir de los datos, suponiendo siempre que la fecundidad sigue una ley de Gompertz; encontramos la exposición en el artículo de W. Brass (1981). Esta aproximación puede ser útil en caso de que sólo se dispone de paridades declaradas según la edad de las mujeres.

3.8. UTILIZACIÓN DE LOS DATOS SOBRE LA PARIDAD SEGÚN LA DURACIÓN DEL MATRIMONIO

Sobre la base de censos y encuestas que incluyen una pregunta sobre la fecha del primer matrimonio o sobre la duración del mismo al momento del levantamiento, es posible calcular la descendencia media (o paridad) de las mujeres para una duración determinada del matrimonio. Cuando la condición de independencia (en el sentido de Henry) se cumple, la paridad observada debe ser igual a la que se tendría en ausencia de perturbaciones, pero con una reserva: en vista de que los riesgos de mortalidad aumentan con la edad, las mujeres casadas jóvenes estarán sobrerrepresentadas en la población realmente observada para cierta duración del matrimonio; esto lleva a sobrestimar la descendencia media para dicha duración.

Como se puede suponer que las mujeres conocen mejor la duración de su matrimonio que su edad, sobre todo si ésta es relativamente corta, A.J. Coale, A.G. Hill y T.J. Trussell (1975) elaboraron un modelo que permite pasar de las paridades por duración del matrimonio a las tasas de fecundidad legítima según la edad de las mujeres. El modelo se basa en un *calendario tipo* de la fecundidad legítima por edad ($r(a)$) supuestamente independiente de la duración del matrimonio. El método solamente

¹⁶ Descendencia, edad promedio a la maternidad y varianza.

se aplicaría a las poblaciones con *fecundidad natural*.¹⁷ Por lo tanto, para un conjunto de mujeres casadas a la edad x , la paridad media $P(x, y)$ a la duración del matrimonio será igual a

$$P(x, y) = \int_x^{x+y} r(a) da,$$

expresión que al multiplicarse por una constante de escala, indica el nivel de la fecundidad legítima.

La expresión anterior puede generalizarse para tomar en cuenta la paridad en el seno de un grupo de duraciones del matrimonio: si $P_1(x)$ representa la descendencia media de las mujeres casadas a la edad x con una duración de matrimonio entre 0 y 5 años, podemos escribir.

$$P_1(x) = \int_0^5 \int_x^{x+y} r(a) da dy.$$

Finalmente, la descendencia media P_1 en este grupo, cualquiera que sea la edad en el matrimonio, se escribirá:

$$P_1 = \int_0^w g(a)P_1(a) da,$$

en donde la función $g(a)$ representa el calendario del primer matrimonio según la edad.¹⁸ También se obtiene P_2 y P_3 , que representan, respectivamente, la descendencia media de los matrimonios con duración de 5 a 9 y 10 a 14 años. Gracias a su modelo, Coale *et al.*, establecen la correspondencia entre las paridades por duración del matrimonio y las tasas de fecundidad legítima por edad, a condición de que también se conozca la edad media al matrimonio y la mínima a partir de la cual se realizan los casamientos.¹⁹

En efecto, para la serie estándar de la tasa de fecundidad legítima

¹⁷ O sea, sin recurrir a la limitación voluntaria de los nacimientos.

¹⁸ P_1 es en realidad un promedio ponderado de $P_1(a)$, los pesos que representan la proporción de matrimonios concluidos a la edad a .

¹⁹ En lo siguiente, esta edad es igual a 14 años; el modelo original prevé valores que van de 12 a 15 años. Ver Coale *et al.*, *op. cit.*

tima por edad utilizada, se dispone de la tabla de correspondencia incluida en el cuadro 14.

CUADRO 14

Descendencia media \hat{P}_i según la duración del matrimonio para diversos valores de la edad media en el primer matrimonio*

<i>Edad en el matrimonio</i>	\hat{P}_1	\hat{P}_2	\hat{P}_3
18	1.120	3.424	5.601
19	1.135	3.417	5.548
20	1.138	3.392	5.467
21	1.134	3.351	5.362
22	1.125	3.298	5.237
23	1.111	3.234	5.097
24	1.093	3.163	4.944
25	1.074	3.085	4.784
26	1.052	3.004	4.621
27	1.029	2.920	4.456

*Edad mínima en el matrimonio tomada igual a 14 años.

La comparación entre paridad observada P_i y la paridad calculada \hat{P}_i proporciona un factor de escala que sirve para “corregir” la serie tipo de tasas de fecundidad legítima para llevarla al nivel real de la intensidad. La serie tipo utilizada por Coale *et al.*, se retoma en el cuadro 15.

Una vez evaluadas las tasas de fecundidad legítima por edad

CUADRO 15

Serie tipo de fecundidad legítima según la edad de las mujeres

<i>Grupo de edad</i>	<i>Tasa de fecundidad</i>
10-14	0.1350
15-19	0.4112
20-24	0.4694
25-29	0.4418
30-34	0.3988
35-39	0.3226
40-44	0.1668
45-49	0.0252

de las mujeres, los nacimientos legítimos por edad se obtienen multiplicando el número de mujeres casadas por grupo de edad por las tasas obtenidas. Si la fecundidad *legítima* es irrelevante, las tasas de fecundidad general por edad se obtienen multiplicando cada tasa de fecundidad legítima por grupo de edad por la proporción de mujeres en ese grupo. Se plantea la hipótesis de que las tasas de fecundidad de las mujeres en su primer matrimonio se aplican al conjunto de las mujeres casadas, cualquiera que sea el orden del matrimonio.

Ejemplo:

Se tienen los datos siguientes relativos a las descendencias medias por duración del matrimonio, obtenidos del censo irlandés de 1911.

<i>Duración del matrimonio</i>	<i>Descendencia media (P_i)</i>
0-4	0.980
5-9	2.805
10-14	4.167

Fuente: A.J. Coale *et al.*, *op. cit.*, p. 201.

La edad promedio femenina al primer matrimonio en esta época, tenía un valor de 25.2 años, sacamos los valores tipo de \hat{P}_i a partir del cuadro de correspondencia anteriormente retomado:

<i>Duración del matrimonio</i>	<i>Descendencia evaluada (\hat{P}_i)</i>
0-4	1.070
5-9	3.069
10-14	4.751

Sacamos respectivamente los factores de corrección siguientes:

$$\begin{aligned}
 P_1/\hat{P}_1 &= 0.916 \\
 P_2/\hat{P}_2 &= 0.914 \\
 P_3/\hat{P}_3 &= 0.877
 \end{aligned}$$

El promedio de los tres factores²⁰ es 0.902; valor que aplicado a la serie estándar de la tasa de fecundidad legítima, proporciona la siguiente estimación de la misma tasa por edad de las mujeres:

<i>Grupo de edad</i>	<i>Tasas de fecundidad legítima</i>
15-19	0.3709
20-24	0.4234
25-29	0.3985
30-34	0.3597
35-39	0.2910
40-44	0.1505
45-49	0.0227

Se multiplican estas tasas por el número de mujeres casadas en cada grupo de edad obtenemos el total de nacimientos legítimos; como en Irlanda la ilegitimidad es baja, dividiendo este número por la población total obtenemos una estimación de la tasa bruta de natalidad, 23.7‰ en el presente caso (contra 23.3‰ observado realmente).

Apreciación:

Este modelo se aplica únicamente al primer matrimonio; por ello se necesita distinguir la descendencia de los primeros matrimonios de la de los demás. Por otro lado, la proporción de nacimientos ilegítimos debe ser baja; pues de lo contrario el método no puede utilizarse tal cual.

Además, las duraciones de los matrimonios deben estar correctamente declaradas y el plazo entre el casamiento y la cohabitación efectiva debe ser mínimo; Coale *et al.* concibieron un procedimiento que permite tomar en cuenta estas dos fuentes de sesgos.²¹ Por último es necesario estimar con bastante exactitud la edad promedio en el primer matrimonio.

²⁰ Coale *et al.* llegaron a factores correctores ligeramente diferentes porque parten de una edad mínima en el matrimonio igual a 15 años; descuidan igualmente P_3/\bar{P}_3 , cuyo valor no concuerda con los de P_1/\bar{P}_1 y de P_2/\bar{P}_2 .

²¹ Los dos procedimientos previstos conducen a correcciones de igual va-

Con respecto al modelo en sí, existen dos fuentes posibles de error. Primero, contrariamente a la hipótesis de los autores del modelo, la fecundidad legítima por edad, aún en régimen de fecundidad natural, no es independiente de la duración del matrimonio, como diversos estudios de demografía histórica lo han demostrado: no se puede entonces, aplicar la misma tasa por edad a individuos con distintas duraciones de matrimonio. Por otra parte, el cálculo de las paridades del modelo se basa en el promedio ponderado de las descendencias $P_i(a)$ por la proporción de matrimonios $g(a)$ en la edad a . Los pesos representan en realidad las proporciones de casadas *sobrevivientes*. En vista del mencionado problema de la selección por la mortalidad, las paridades observadas y calculadas no se comparan, por lo menos en el plano teórico; para mayor exactitud, el modelo debería tomar en cuenta la mortalidad diferencial según la edad en el matrimonio de los grupos que constituyen el conjunto de mujeres observadas en una cierta duración del matrimonio. Globalmente, en sus diversos ensayos los autores del modelo llegan a resultados bastante satisfactorios, sobre todo si se introduce el procedimiento de corrección tomando en cuenta los errores al declarar la duración del matrimonio, y el plazo eventual entre éste y la cohabitación.

El método sin embargo, pierde su utilidad cuando la fecundidad ya no es natural.

3.9. UTILIZACIÓN SIMULTÁNEA DE DOS ENUMERACIONES

En el §3.6.1. señalamos que la comparación entre las paridades por edad de las madres y las tasas de fecundidad por edad en los últimos 12 meses no era plenamente satisfactoria si la fecundidad variaba en el curso del tiempo. Supongamos que se disponen de dos encuestas con diferencia de cinco años, las cuales proporcionan las paridades en el grupo de edad a hasta $a + 5$, $P_i(a)$ y $P_{i+5}(a)$.

Se pueden comparar, por lo tanto, para el *mismo grupo* de cohortes, las paridades en los instantes t y $t + 5$: la diferencia

lor, por lo cual es inútil distinguir el origen del sesgo, por declaraciones erróneas o plazo entre matrimonio y cohabitación (T.J. Trussell, 1976).

$P_{t+5}(a + 5) - P_t(a)$ proporcionará, el crecimiento de paridad observado por este grupo, en el transcurso del periodo intercensal. Llamemos $\Delta(a)$ a este crecimiento. Los aumentos de paridad se calculan así:

$$\Delta(15) = P_{t+5}(20) - P_t(20)$$

$$\Delta(20) = P_{t+5}(25) - P_t(20)$$

$$\Delta(45) = P_{t+5}(50) - P_t(45)$$

Recurriendo al artificio de la *cohorte ficticia* establecer las paridades que corresponden a la fecundidad del periodo intercensal. Llamemos $P(a)$, a las paridades de esta cohorte ficticia. Se obtendrán fácilmente

$$P(15) = P_{t+5}(15)$$

$$P(20) = P(15) + \Delta(15)$$

$$P(25) = P(20) + \Delta(20)$$

y así consecutivamente.

Por otro lado, si se dispone de las tasas de fecundidad general por edad en los últimos 12 meses en los instantes t y $t + 5$, o sea $f_t(a)$ y $f_{t+5}(a)$, para los grupos de edad²² $a-0.5$ hasta $a + 4.5$, se calcula una serie media en el periodo intercensal:

$$f(a) = 1/2 [f_t(a) + f_{t+5}(a)]$$

Recurriendo en seguida a las paridades de cohorte ficticia, se corrigen las tasas medias obtenidas por el procedimiento descrito en el §3.6.1.

Es posible recurrir a otra aproximación si se cuenta con el registro de los nacimientos por edad de las madres, en el curso del periodo intercensal. Consideremos en efecto, en la figura 7, las paridades declaradas en las enumeraciones de los instantes t y $t + 5$. Si se conocen las tasas de fecundidad general por edad

²² Recordemos que las tasas se refieren a las edades 14.5 a 19.5, 19.5 a 24.5, etcétera.

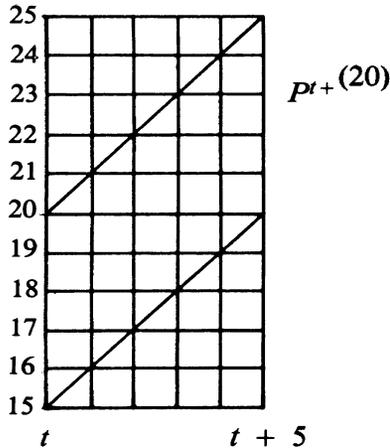


FIGURA 7: Paridades declaradas calculadas

en el periodo intercensal, podemos estimar $P_{t+5}(20)$ agregando a $P_t(15)$ la suma de las tasas de fecundidad en el intervalo cuando las tasas están dadas según la edad de la mujer, en años cumplidos tenemos

$$\hat{P}_{t+5}(20) = P_t(20) + 0.5 [f(15) + f(24)] + 1.5 [f(16) + f(23)] + 2.5 [f(17) + f(22)] + 3.5 [f(18) + f(21)] + 4.5 [f(19) + f(20)].$$

La comparación de $\hat{P}_{t+5}(20)$ y $P_{t+5}(20)$ proporcionará una medida de la validez de las tasas de fecundidad calculadas en el periodo intercensal.

Al disponer solamente de tasas de fecundidad por clases quinquenales de edad, una medida más somera de $\hat{P}_{t+5}(20)$ se obtiene por la suma

$$P_t(15) + 2.5(s f_{15} + s f_{20})$$

en donde $s f_{15}$ y $s f_{20}$ son las tasas medias²³ de fecundidad general calculadas en el periodo intercensal, en los grupos de edad de 15 a 20 y 20 a 25 años exactos.

²³ La media de las tasas anuales de fecundidad por grupos quinquenales de edad.

Apreciación:

Estos métodos pueden ser útiles en caso de una fuerte variación de la fecundidad, ya que en esta situación las paridades declaradas y calculadas para los últimos 12 meses ya no son comparables. Sin embargo, como la técnica de W. Brass, vista en el §3.6.1., corrige las tasas acumuladas comparándolas con la paridad de las mujeres de 20 a 24 años de edad cumplidos, o sea con la descendencia de generaciones recientes, la variación de la fecundidad no sesga demasiado los resultados. El primer método presentado aquí no mejorará pues, de modo muy sensible la evaluación del factor de corrección. Además puede proporcionar resultados dudosos si las encuestas utilizadas no son de la misma calidad; en este caso, la comparación de las paridades no reflejará solamente la fecundidad intercensal, sino también la calidad diferencial de las respuestas.

El interés central del segundo enfoque es que proporciona una medida del subregistro de los nacimientos por *clases de edad*. Para esto es necesario que las paridades se hayan declarado bien, pues de lo contrario sólo el subregistro entre las generaciones jóvenes estará estimado en forma aceptable.

Por otro lado, la existencia de errores importantes en la declaración de la edad pueden volver caduco el proceso; pues el cálculo de las tasas por edad estará evidentemente muy influenciado por dichos errores. Por último también en este caso, la calidad de las dos enumeraciones debe ser semejante para que el proceso proporcione resultados satisfactorios.

Señalemos para terminar que el enfoque presentado en este párrafo se basa en las paridades y las tasas según la edad. Cuando disponemos, en dos enumeraciones, de las paridades y de las tasas de fecundidad por *duración del matrimonio*, los procedimientos de análisis vistos en el presente párrafo se pueden adaptar con facilidad a este tipo de datos.

Referencias y bibliografía

- Arretx, C. (1973), *Fertility estimates derived from information on children everborn using data from sucesive censuses*, UIESP, Congrès de Lièja, vol. 2, pp. 247-261.

- Bogue, D.J. y E.J. Bogue (1970), *Techniques of pregnancy history analysis*, University of Chicago, Community and Family Study Center, 156 pp.
- Boute, J. (1965), *La démographie de la branche Indo-Pakistanaise d'Afrique*, Lovaina.
- Brass, W. et al. (1968), *The demography of Tropical Africa*, Princeton.
- (1979), "Evaluation of birth and death registration using age distribution and child survivorship data", *Asian and Pacific Census Forum*, 5(3), pp. 9-11.
- (1980), "Birth history analysis", comunicación presentada al *World Fertility Survey Conference*, Londres.
- (1981), "The use of the Gompertz relational model to estimate fertility", UIESP, *Congrès international de la population*, vol. 3, Manila, pp. 345-362.
- Cho, L.J. (1973), *The own-children approach to fertility estimation: an elaboration*, UIESP, Congrès de Liège, vol. 2, pp. 263-279.
- y G. Feeney (1978), *Fertility estimation by the own-children method: a methodological elaboration*, Laboratories for Population Statistics, Chapel Hill, 31 pp.
- Coale, A.J. y T.J. Trussell (1974), "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations", *Population Index*, 40, pp. 185-258.
- A.G. Hill y T.J. Trussell (1975), "A new method of estimating standard fertility measures from incomplete datas", *Population Index*, 41(2), pp. 182-210.
- Duchene, J. y S. Guillet-De Stefano (1974), "Ajustement analytique des courbes de fécondité générale", *Population et Famille*, 32, pp. 53-93.
- Hill, K. (1977), "The analysis of Retro-Edenh, in *EDENH, Methodology, Results. Indirect estimates*, CELADE, Series A, núm. 156.
- Hill, K. y J. Blacker (1971), *Some problems of African demographic analysis* (mimeo.).
- Hill, K., T.J. Trussell y H. Zlotnik (en prensa), *Indirect Techniques for Demographic Estimation*, National Academy of Sciences y Naciones Unidas, Nueva York.
- Hobcraft, J.N., N. Goldman y V.C. Chidambaram (1982), "Advances in the P/F ratio method for the analysis of birth histories", *Population Studies*, 36(2), pp. 291-316.
- Hoem, J.M. et al. (1981), "Experiments in modelling recent Danish fertility curves", *Demography*, 18(2), pp. 231-244.
- Lotka, A.J. (1939), *Théorie analytique des associations biologiques*, 2da. Parte, Hermann, París.

- Naciones Unidas (1957), *Méthodes de projections démographiques par sexe et âge*, ST/SOA/Ser. A, núm. 25, Nueva York.
- Potter, J. (1977), "Problems in using birth history analysis to estimate trends in fertility", *Population Studies*, 31(2), pp. 335-364.
- Preston, S. (1983), "An integrated system for demographic estimation from two age distributions", *Demography*, 20(2), pp. 213-226.
- Romaniuk, A. (1967), *La fécondité des populations congolaises*, París.
- Tabutin, D. (1977), "Apport des enquêtes à passages répétés au Maghreb pour les mesures de la fécondité et de la mortalité", *Chaire Quetelet 1976*, Université de Louvain, Éditions Ordina, Lieja.
- Trussell, T.J. (1976), "Model fertility schedules and their use in estimating measures of fertility", *Population Bulletin*, ECWA, núms. 10-11, pp. 100-124, Ammán.
- Verma, V. (1980), "Basic fertility measures from retrospective birth histories", World Fertility Survey; *Technical Bulletin*, núm. 4, Londres.
- Wunsch, G. (1966), "Courbes de Gompertz et perspectives de fécondité", *Recherches Economiques de Louvain*, 32(6), pp. 457-468.

4. UTILIZACIÓN DE LOS MODELOS DE POBLACIÓN

4.1. LOS MODELOS DEMOGRÁFICOS

Contrariamente al enfoque adoptado en los capítulos anteriores, donde cada componente del movimiento natural se evaluó por separado, en éste estimaremos la mortalidad y la natalidad de una población refiriéndonos a modelos de población, considerada ésta como un conjunto renovado. Con este fin recurriremos a los modelos de poblaciones estables o cuasi estables, que relacionan la estructura por edad de una población con su crecimiento natural. En el primer caso, supondremos que éste es constante. Esta última hipótesis será abandonada en el momento en que se opte por un modelo de población cuasi estable.

El ahora clásico modelo de la *población estable* fue elaborado por A. J. Lotka en el curso de la década 1930-1940.¹ Éste mostró que una población sin migración, que conserva indefinidamente tasas de fecundidad general y de mortalidad por edad constantes, tiende necesariamente hacia un estado estable, en donde la estructura relativa por edades permanece invariable, lo mismo que las tasas brutas de natalidad, de mortalidad y de crecimiento natural (conocidas como tasas “intrínsecas”). Estas propiedades son válidas para una población femenina o masculina; la construcción de la población estable para ambos sexos implica hipótesis de “dominación” que no serán consideradas aquí.²

¹ Una exposición completa se presenta en A.J. Lotka (1939) segunda parte. Una versión más moderna puede encontrarse, por ejemplo, en N. Keyfitz (1968).

² Ver a este respecto N. Keyfitz (1968), capítulo 13.

Las relaciones fundamentales en el estado estable, son las siguientes:³

$$b = 1 / \int_0^w e^{-ra} p(a) da$$

$$K(a) = b e^{-ra} p(a)$$

$$1 = \int_0^w e^{-ra} p(a) f(a) da$$

en donde:

b es la tasa bruta de natalidad intrínseca,

r es la tasa de crecimiento natural intrínseca,

$p(a)$ es la probabilidad de supervivencia del nacimiento a la edad exacta a .

$f(a)$ es el número de hijos por mujer de edad a (tasa de fecundidad general)

$k(a)$ es la proporción de la población femenina de edad a .

El cálculo práctico de los diversos parámetros puede hacerse como sigue.

Desarrollando en serie e^{-ra} en la ecuación $\int_0^w e^{-ra} p(a) f(a) da = 1$, y dejando de lado los términos de orden superior a uno, se llega a la relación aproximativa:⁴

$$R_0 \cong \exp (R_1 / R_0 r)$$

donde R_0 es la tasa neta de reproducción femenina, y

$$\frac{R_1}{R_0} = \frac{\int_0^w a p(a) f(a) da}{\int_0^w p(a) f(a) da}$$

sea, una edad promedio a la maternidad obtenida ponderando las edades por los productos $p(a) f(a)$ (llamadas a veces función

³ Se supone que se trata de una población femenina; las relaciones serían similares para una población masculina.

⁴ Existen mejores aproximaciones, pero en vista de la mala calidad de los datos, una precisión superior es superflua.

de fecundidad “neta”. Denominemos como G esta relación R_1/R_0 . Obtenemos inmediatamente de este resultado el valor de la *tasa de crecimiento intrínseco*: $r \ln R_0/G$

La *tasa bruta de natalidad intrínseca* puede escribirse:

$$e \ g \quad b = \frac{\int_0^w e^{-ra} p(a) f(a) da}{\int_0^w e^{-ra} p(a) da}$$

Desarrollando de nuevo e^{-ra} en serie, y descuidando una vez más los términos de orden superior a uno, obtenemos la relación aproximada:

$$b \cong R_0/e_0$$

donde R_0 es la tasa neta de reproducción femenina y e_0 es la esperanza de vida de las mujeres al nacimiento. Como $r = b-d$, donde d es la *tasa bruta de mortalidad intrínseca*, obtenemos inmediatamente que: $d = b - r$.

Por último, la *estructura relativa por edad*, se obtiene directamente a la edad exacta a por la relación $K(a) = be^{ra} p(a)$, con $\Sigma K(a) = 1$.

Cuando se considera un grupo de edad a_1 a a_2 , se hace uso de la expresión aproximativa:

$$K(a_1, a_2) = b \int_{a_1}^{a_2} e^{-ra} p(a) da \cong e^{-ra} b \int_{a_1}^{a_2} p(a) da$$

donde

$a = (a_1 + a_2)/2$. Advirtiéndose que $\int_{a_1}^{a_2} p(a) da$ corresponde de

hecho a la columna ${}_nL_x$ de una tabla de mortalidad, efectivo de la población estacionaria asociada a la tabla.⁵

⁵ Siendo b un escalar, podemos obtener la estructura relativa calculando $e^{-ra} \int_{a_1}^{a_2} p(a) da$, sumando los resultados y estableciendo la parte de cada efectivo calculado sobre este total. En este caso no se requiere por lo tanto, el conocimiento de la tasa bruta b .

Cuando en una población real cerrada a la migración, la fecundidad y la mortalidad casi no han variado durante varios años, la estructura por edad se acercará al estado estable correspondiente a las funciones de fecundidad y mortalidad por edad.⁶ Se podrá entonces recurrir a las relaciones anteriores para estimar las características de la población estable, que serán asimiladas posteriormente a las características de la población real.

Consideremos ahora una población cuya fecundidad permanece constante, pero cuya mortalidad está en descenso. En este caso la estructura por edad es determinada esencialmente por la fecundidad, de modo que permanecerá próxima a la estructura estable que se obtendría a partir de las funciones de fecundidad y mortalidad actuales. Se puede afirmar por lo tanto que esta población es *cuasi-estable*.

Si la baja de la mortalidad no tiene un efecto determinante sobre la estructura, su incidencia no es por ello despreciable. Una baja de la mortalidad tiene por efecto rejuvenecer la población, al igual que lo haría un aumento de la fecundidad.

Podríamos establecer modelos analíticos que permitan entrelazar de nuevo las diversas características de una población cuasi estable, como lo hizo A.J. Lotka en el caso de la población estable. Existen intentos en ese sentido,⁷ pero los modelos se vuelven rápidamente complejos cuando se desea aproximarse a las condiciones reales. Por ello la mayoría de los modelos de población cuasi estables recurren fundamentalmente a técnicas de simulación.

Éstos, sin embargo, tienen la desventaja de proporcionar resultados que dependen de las hipótesis de evolución de la mortalidad elegida para efectuar la simulación. Posteriormente volveremos a este problema. Como en el caso estable, se buscará establecer las características de la población cuasi estable, las cuales se aplicarán en seguida a la población real.

Se podría seguir el mismo enfoque cuando la fecundidad disminuye también. De nuevo los modelos matemáticos alcanzan una complejidad exagerada⁸ y se debe echar mano de la simula-

⁶ En la práctica se verificará la falta de modificación de la tasa de crecimiento y de la estructura relativa por edad en el curso del tiempo para determinar la estabilidad de la población.

⁷ Véase especialmente, A.J. Coale (1972), cap. 5.

⁸ Para un caso simple, A.J. Coale (1973), cap 4.

ción. Aún en este caso nos enfrentamos a un importante número de evoluciones que es necesario simular y al problema de los indicadores que hay que utilizar si se quiere relacionar las evoluciones reales y las simuladas. Hasta hoy, los modelos de simulación demográfica con fecundidad variable se han utilizado poco con esta finalidad.⁹

4.2. REDES DE POBLACIONES ESTABLES

El cálculo de las características de una población estable, tarea relativamente laboriosa, se simplifica bastante si el esquema de la mortalidad por edad de la población se aproxima al esquema de una tabla tipo de mortalidad. En realidad se pueden simular redes de poblaciones estables a partir de diversas familias de tablas-tipo de mortalidad asociadas a diferentes distribuciones o tasas de fecundidad general según la edad. Bastará, entonces por interpolación en la red creada, leer las características de la población estable asociada a la real.

Entre otras, la población estable adecuada podrá ser identificada en el seno de una familia de mortalidad determinada por el nivel de ésta, vida media, por ejemplo, así como por la intensidad y el calendario de la fecundidad (tasa bruta de reproducción y edad media en la maternidad) o a través de la estructura relativa por edad de la población asociada a la tasa de crecimiento natural o al nivel de la mortalidad.

Para crear estas redes, los demógrafos han utilizado las tablas-tipo de mortalidad existentes: tablas-tipo de Princeton y de Brass, así como las de Burgeois-Pichat y de las Naciones Unidas. A cada tabla-tipo se asocia una distribución de tasas de fecundidad general o una tasa de crecimiento y se calculan las características de la población estable correspondiente. A continuación se detallan rápidamente las diversas grandes redes de poblaciones estables disponibles actualmente.

⁹ Sin embargo varios modelos se elaboraron para conocer mejor las propiedades de una población que evoluciona en el tiempo. Véase, por ejemplo, G. Wunsch (1971).

4.2.1. Redes de Coale y Demeny

La obra de A.J. Coale y P. Demeny (1966) presenta cerca de 5 000 poblaciones estables asociadas a las 192 tablas-tipo de mortalidad de las cuatro familias de tablas de Princeton. Se pueden encontrar dos redes de poblaciones estables, para cada familia de mortalidad, una basada en las tablas-tipo asociadas a la tasa de crecimiento intrínseco, la otra construida a partir de las tablas-tipo y de la tasa de reproducción, de esta manera una vez calculadas se pueden encontrar sus diferentes características: estructura por edad, tasas brutas de mortalidad y natalidad, distribución de las defunciones según edad, tasa bruta de reproducción correspondiente a una edad media dada a la maternidad, etcétera.

Las redes de poblaciones estables de A.J. Coale y P. Demeny son sin duda las más completas que existen actualmente, en lo que se refiere a la cantidad de información sobre las diversas poblaciones estables que se calcularon. Para utilizarlas, se necesita, obviamente, que el esquema de mortalidad de la población para la cual buscamos determinar las características demográficas se adecue a una de las cuatro familias de las tablas-tipo de mortalidad. A pesar de esta desventaja, que afecta más la calidad de ciertas estimaciones que otras, se hará un uso intensivo de esta red en los párrafos siguientes, por su facilidad de manejo y por la cantidad de datos proporcionados sobre las características de las diversas poblaciones estables calculadas.

4.2.2. Redes de Carrier y Hobcraft

En su obra, N. Carrier y J. Hobcraft (1971) presentan una doble red de poblaciones estables basada en el estándar africano de mortalidad de W. Brass. Partiendo del método de los logitos de W. Brass, se construyó una familia de tablas-tipo de mortalidad basada en un parámetro β fijado como la unidad y un parámetro α variable. Los niveles de mortalidad van de $e_0 = 20$ (nivel 0) a $e_0 = 73.90$ (nivel 115).

Tomando como base estas tablas-tipo de un parámetro, se estableció una red de poblaciones estables, haciendo variar la tasa bruta de reproducción de 1.0 a 4.0 con una edad media en la maternidad fijada en 28.73 años. La red obtenida denominada 2PS "2 Parameter Stable population model system", se presenta en el

Anexo B de la obra citada anteriormente. Los autores han demostrado que si la edad media a la maternidad M difiere de la edad media estándar de 28.73, la tasa bruta de reproducción puede estimarse por la expresión:

$$R + 0.006(M-28.73) R^2 [\exp(-30r)(1 + 100r)]$$

donde R es la tasa bruta de reproducción estándar de la red, r es la tasa de crecimiento natural, M es la edad media en la maternidad.

Este modelo, basado en una sola familia de mortalidad (derivada del estándar africano de W. Brass), N. Carrier y J. Hobcraft establecieron una red de poblaciones estables con tres parámetros (3 P.S.), basada en la misma ley de fecundidad estándar, pero incluyendo esta vez la variabilidad de α y β , los dos parámetros de la relación logito de Brass.

La ubicación de la población estable se basa en este caso en:

P : proporción de la población estable que tiene entre 0 y 14 años cumplidos.

Q : La proporción de población de 45 años o más.

r : la tasa de crecimiento natural.

Los resultados se presentan en el Anexo C de la obra de Carrier y Hobcraft.

Dado que el uso de estas tablas no es muy cómodo y que las tablas presentadas en la obra no están muy bien detalladas (no incluyen por ejemplo, las tasas brutas), no las utilizaremos posteriormente. No obstante, podemos remitirnos a la obra de estos autores o a la de R. Clairin (1973), si se quiere hacer uso de una red de poblaciones estables basada en el esquema "africano" de mortalidad elaborado por W. Brass.

4.2.3. Redes de Bourgeois-Pichat

J. Bourgeois-Pichat (1967) estableció una red de poblaciones estables basada en tres esquemas de mortalidad por edad y sexo, el de las tablas-tipo de las Naciones Unidas, llamado "intermedio", y dos esquemas sesgados provenientes de un análisis de componentes de la mortalidad basado en los trabajos de S. Leder-

mann y J. Bréas), así como en la tasa bruta de reproducción y en la de crecimiento intrínseca.

El uso de las tablas de J. Bourgeois-Pichat es menos sencillo que el de las basadas en las redes de Princeton; por tanto no lo consideraremos aquí. Notemos, por otra parte, que la red establecida por J. Bourgeois-Pichat (así como la de A.J. Coale y P. Demeny) permite utilizar también la distribución de las defunciones por edad y sexo cuando ésta se conoce de manera adecuada, aunque en los países en desarrollo generalmente la información es muy deficiente.

4.2.4. Redes de las Naciones Unidas

Las redes de las Naciones Unidas (1982) se basan en las familias de tablas-tipo para los países en desarrollo presentadas en el capítulo II (§2.1.2.3.). Cuatro familias de tablas-tipo más la familia "general" se asociaron a una tasa de crecimiento de la población que variaba entre 0 y 4% anual.

Las poblaciones estables así construidas, se presentan en la obra citada de las Naciones Unidas. En correspondencia con cada tabla-tipo¹⁰ se puede encontrar la estructura relativa y acumulada de la población estable, para una tasa de crecimiento que varía, por saltos de 5%, de 0 a 40%. También se presentan las tasas intrínsecas de natalidad y mortalidad.

La elección de la familia depende de las características de la mortalidad: sobremortalidad juvenil relativa para el caso latinoamericano, infantil para el esquema chileno, juvenil y de personas de edad avanzada para el esquema de Asia meridional y, por último, de personas mayores de edad en el Extremo Oriente. El esquema "general" se aproxima mucho a la familia Oeste de las tablas de Princeton.

La ventaja de estas redes reside en que se basan en los datos de mortalidad de los países en desarrollo. En contrapartida, estos datos son poco confiables; además, como señalamos en el capítulo II, la cobertura geográfica no es muy satisfactoria; pues no pudo constituirse ninguna familia para África. Con tales reservas, estas tablas representan un complemento útil a las redes de Coale y Demeny. Como su uso es similar, en sus grandes lí-

¹⁰ La vida media varía de 35 a 75 años.

neas, a estas últimas, posteriormente sólo mencionaremos las redes de poblaciones estables de Princeton.

4.3. DETERMINACIÓN DE LAS CARACTERÍSTICAS DE UNA POBLACIÓN ESTABLE

4.3.1. A partir de la fecundidad y de la mortalidad por edad

Si para una población femenina se cuenta, por ejemplo, con la distribución de las tasas de fecundidad general y de mortalidad por edad, pueden utilizarse directamente las relaciones presentadas al principio de este capítulo. Las dos series de tasas permiten calcular la tasa neta de reproducción R_0 y la edad media en la maternidad G . Se obtiene luego una aproximación de la tasa de crecimiento intrínseca. Por otra parte, la relación entre la tasa neta de reproducción y la vida media, proporciona una evaluación de la tasa bruta de natalidad intrínseca. Finalmente, se dispone de todos los datos que permiten calcular la estructura relativa por edad.

Ejemplo:

Se dispone de la siguiente tabla de mortalidad femenina, que corresponde a una vida media de 28.8 años. El cuadro proporciona la columna de los sobrevivientes l_x en las edades exactas.

<i>Edad exacta x</i>	l_x
0	10 000
1	7 675
5	5 831
10	5 510
15	5 290
20	5 022
25	4 714
30	4 382
—	—

Se conoce, por otro lado, la descendencia media por mujer (5.2 niños) y la edad media en la maternidad (28.3).¹¹

En consecuencia, para una relación de masculinidad en el nacimiento de 105 niños por 100 niñas obtenemos la tasa bruta de reproducción R a través del producto de la relación $100/105$ y de la descendencia $0.488(5.2) = 2.54$ niñas por mujer.

En lo que respecta a la tasa neta de reproducción R_0 podemos utilizar la relación aproximativa

$$R_0 \cong R \frac{1_{\bar{m}}}{1_0},$$

o sea, el producto de la tasa bruta de reproducción por la probabilidad de sobrevivir¹² hasta la edad media en la maternidad \bar{m} .

Obtenemos en este caso $R_0 \cong 2.54(0.4495) = 1.14$ niñas por mujer. Por lo tanto la tasa de crecimiento se obtiene por la relación:¹³

$$r \cong 1n R_0 / \bar{m}$$

Sea aquí:

$$r \cong \frac{1n 1.14}{28.3} = 0.0046$$

En cuanto a la tasa bruta de natalidad b , equivale aproximadamente a la relación R_0/e_0 ; $b \cong 1.14/28.87 = 0.0396$. La tasa bruta de mortalidad d será entonces igual a la diferencia $0.0396 - 0.0046 = 0.0350$.

Por último, la estructura relativa por edad será la siguiente, siendo n el intervalo de clase, i el grupo de edades cumplidas:

¹¹Se trata de la edad media $\bar{m} = \frac{\sum a f(a)}{\sum f(a)}$ donde $f(a)$ representa la tasa de

fecundidad a la edad a , sin tomar en cuenta la mortalidad (por el contrario en la edad media G). Si la media se desconoce podemos utilizar el valor tipo de 28 años.

¹² $1_{28.3}/1_0$ obtenido por interpolación lineal en la tabla de mortalidad.

¹³ Estrictamente, habría que utilizar aquí la edad media G de la ley de fecundidad neta (tomando en cuenta la mortalidad; aquí no lo hicimos, la diferencia entre las dos edades medias G y \bar{m} es por lo general relativamente mínima.

<i>Grupo de edades cumplidas</i>	<i>Edad exacta central x</i>	$K(i) = b e^{rx} p(x) n$
0	0.5	0.0349
1-4	3.0	0.1056
5-9	7.5	0.1085
10-14	12.5	0.1010
15-19	17.5	0.0940
20-24	22.5	0.0870
25-29	27.5	0.0795
—	—	—

Se tendrá así que $K(0) = 0.0396 \exp[-0.0046(0.5)]0.8837$, donde $p(0.5)$ se toma igual a la media aritmética de l_0 y l_1 .

Asimismo para $K(1-4) = 0.0396 \exp[-0.0046(3.0)] (0.6753)(4)$ donde $p(3)$ se toma como igual, la media aritmética de l_1 y l_5 , y así sucesivamente. Notemos que $p(x)n$ vale ${}_nL_{x-n/2} \cong (l_{xn/2} + l_{x+n/2})n/2$.

En consecuencia, la estructura relativa $k(i)$ se establece según la expresión

$$b e^{rx} {}_nL_x \frac{n}{2}$$

Se elige a continuación la red de poblaciones estables de Princeton (Coale y Demeny) y se retoma el ejemplo anterior. Se utilizará la sección de la red Oeste construida a partir de la tasa de crecimiento intrínseca. (0.0046, redondeando a 5‰) y de la esperanza de vida¹⁴ al nacimiento (28.8 años).

En este caso para $r = 0.005$ obtenemos las características siguientes:

Tasa de natalidad $b = 41.65‰$

Tasa de mortalidad $d = 36.65‰$

En cuanto a la estructura relativa $K(i)$, ésta es igual a:

¹⁴ En la red de Coale y Demeny, e_0 se encuentra en la columna POP SIZE, $B(0) = 1$ para $r = 0$, ya que en una población estable ($r = 0$) se tiene que $e_0 = T_0/l_0$ donde T_0 es el efectivo de la población estacionaria. La vida media, por tanto, vale T_0 si $l_0 = B(0) = 1$.

<i>Edades i</i>	<i>K(i)</i>
0-1	0.0340
1-5	0.1030
5-10	0.1131
10-15	0.1048
15-20	0.0972
20-25	0.0888
25-30	0.0802

En la misma red, damos las tasas brutas de reproducción (anotadas GRR) correspondiendo a una edad media \bar{m} en la maternidad que vale respectivamente 27, 29, 31 y 33 años. Como en el ejemplo, esta edad media vale 28.3 años, se obtiene por interpolación entre $GRR(27) = 2.566$ y $GRR(29) = 2.676$ el valor de 2.64. En el nivel 5, se obtienen asimismo las características siguientes:

Tasa de natalidad $b = 38.2\%$

Tasa de mortalidad $d = 33.32\%$

Tasa bruta de reproducción $R = 2.44$

<i>Edades</i>	<i>K(i)</i>
0-1	0.0319
1-5	0.0992
5-10	0.1101
10-15	0.1026
15-20	0.0956
20-25	0.0878
25-30	0.0799
—	—

Ya que la esperanza de vida es, como en el ejemplo, de 28.8 años, las características de la población estable se obtienen por interpolación lineal entre los niveles 4 y 5:

Tasa de natalidad $b = 39.92\%$

Tasa de mortalidad $d = 34.92\%$, o sea $b-r$

Tasa bruta de reproducción $R = 2.54$, $\bar{m} = 28.3$ años.

<i>Edades</i>	<i>K(i)*</i>
0-1	0.0330
1-5	0.1012
5-10	0.1112
10-15	0.1037
15-20	0.0964
20-25	0.0884
25-30	0.0801
—	—

*Cuando la suma de los $K(i)$ interpolados no es igual a la unidad, distribuimos proporcionalmente la diferencia entre los grupos de edades.

Como se aprecia al comparar los resultados del cálculo directo con los obtenidos por la red Oeste,¹⁵ en el presente caso existe poca diferencia entre las dos aproximaciones. En otros términos, para el caso actual, el esquema de mortalidad Oeste representa bastante bien el esquema x de la tabla de mortalidad. En la práctica, no será siempre el caso: una mala estimación del esquema de mortalidad (y en consecuencia de la red de las poblaciones estables) podrá sesgar los resultados. Este punto se examinará posteriormente.

En cuanto a la población estable masculina correspondiente, se calcula planteando la hipótesis de dominio femenino. En la red de poblaciones estables de Princeton se podrán buscar las características de la población estable masculina, correspondiendo esta vez a la tabla de mortalidad masculina y a la tasa intrínseca de crecimiento calculada para la población *femenina*. Bajo esta hipótesis, el cálculo es completamente similar al caso anterior.

4.3.2. A partir de la estructura por edad y de la tasa de crecimiento natural

En este caso, el cálculo directo es posible cuando conocemos además la tabla de mortalidad. Para toda edad a , la tasa bruta de natalidad vale:

¹⁵ Habríamos podido también utilizar la red basada en la tasa bruta de reproducción y la esperanza de vida.

$$b = \frac{K(a)}{e^{-ra} p(a)}$$

De esta expresión se obtiene la tasa bruta de mortalidad $d = b - r$ y la tasa neta de reproducción

$$R_0 \cong be_0.$$

Retomando el ejemplo anterior, se supone que se conoce la estructura relativa de la población $K(a)$, proveniente de un censo, la tasa r de crecimiento intercensal anual medio¹⁶ y las probabilidades de sobrevivencia $p(a)$. Se sabe, por ejemplo, que $K(20-24)$ vale 0.0870. Por otra parte, el efectivo de la población estable de la tabla de mortalidad ${}_5L_{20}$ alcanza 2.434 con una raíz l_0 igual a la unidad. En consecuencia, si $r = 0.0046$, se obtiene:

$$b = \frac{0.0870}{\exp [-0.0046 (22.5)] 2.434} = 0.03964$$

Por lo tanto, $d = 0.03504$ y $R_0 = 0.03964(28.8) = 1.14$ ya que $b \cong R_0/e_0$.

Para que esta aproximación sea válida, se requiere sobre todo haber determinado de manera exacta la tasa de crecimiento sin migración y disponer de una estructura por edad adecuadamente censada. Esta última hipótesis será parcialmente suprimida más adelante.

Si no se dispone de la tabla de mortalidad, pero se conoce la "familia" de tablas-tipo a la cual pertenece, se puede proceder como sigue: consideremos dos edades a_1 y a_2 . Entonces se puede escribir:

$$K(a_1) = b p(a_1) \exp (-ra_1)$$

$$K(a_2) = b p(a_2) \exp (-ra_2)$$

¹⁶ Se supone, recordémoslo, una ausencia de migraciones.

De ahí:

$$\frac{K(a_1)}{K(a_2)} = \frac{p(a_1)}{p(a_2)} \exp [-r(a_1 - a_2)]$$

y

$$\frac{p(a_2)}{p(a_1)} = \frac{K(a_1)}{K(a_2)} \exp [r(a_1 - a_2)]$$

Conociendo así la probabilidad condicional de sobrevivencia $p(a_1)/p(a_2)$ entre las edades a_1 y a_2 , se elige en el seno de las familias de tablas-tipo, la que corresponde a esa relación. Cada pareja (a_1, a_2) determina una tabla de mortalidad; se selecciona la mediana¹⁷ como mejor estimación del conjunto. Evidentemente conviene elegir los valores $K(a_1)$ y $K(a_2)$, mejor enumerados.

Se examinará nuevamente el ejemplo anterior. Se conocen los efectivos relativos $K(22.5)$ y $K(17.5) = 0.0940$. La tasa de crecimiento r vale 0.0046 y la tabla de mortalidad desconocida pertenece a la familia Oeste de las tablas-tipo de Princeton. Se saca entonces la probabilidad condicional de sobrevivencia.

$$\frac{p(22.5)}{p(17.5)} = \frac{0.0870}{0.0940} \exp [r(0.0046(22.5 - 17.5))] = 0.94707$$

Por interpolación lineal entre los niveles 5 y 6 de las tablas de Princeton (sexo femenino) o 4 y 5 (sexo masculino) de la familia Oeste, se encuentra una esperanza de vida respectiva de 31 y 29 años aproximadamente, estando el verdadero valor —recordémoslo— próximo a los 29 años. Se procede en forma similar con otras parejas de edades y se selecciona la mediana de las esperanzas de vida (y de la tabla de mortalidad correspondiente) encontradas de esta forma. Cuando no se conoce la tabla de mortalidad pero sí la “familia” a la que pertenece, se puede también recurrir a una red de poblaciones estables, como por ejemplo la de Princeton.

Supóngase de nuevo que se conoce la estructura por edad de la población (proveniente normalmente de un censo) así como la tasa anual de crecimiento en ausencia de migración, siendo esta

¹⁷ La que corresponde a la mediana de las vidas medias.

tasa determinada frecuentemente a partir de los efectivos de la población enumerados en dos censos. Se trata ahora de elegir el modelo estable en las redes de Coale y Demeny; para simplificar se supone la hipótesis de que la mortalidad se adecua a la familia Oeste. En la realidad la estructura censada está afectada por errores y omisiones, principalmente en las declaraciones de edad. Con vistas a minimizarlos, Coale y Demeny recomiendan¹⁸ utilizar la estructura *acumulada* hasta una edad dada (llamada "ojiva") que escribiremos $C(x)$; de hecho, la ojiva no está afectada más que por los errores de edad en torno a la edad x . Se usará, por tanto, la ojiva $C(x)$ y la tasa de crecimiento r para determinar el modelo de población estable.¹⁹ El análisis empírico de los errores de edad muestra que para África y Asia, resulta más conveniente basarse en las ojivas $C(x)$ femeninas; para América Latina, se utilizarán de preferencia las ojivas $C(x)$ masculinas, por la diferente incidencia de las declaraciones erróneas de edad según sexo en estas regiones.²⁰ Entonces para África y Asia se partirá generalmente de las ojivas $C(x)$ femeninas. El modelo estable se obtendrá de preferencia a partir de $C(10)$ y r , excepto si las edades de los adolescentes están subestimadas, lo que llevaría a inflar indebidamente $C(10)$. En este caso podemos utilizar $C(35)$ y r , salvo que exista un descenso importante de la fecundidad y de la mortalidad en un periodo reciente.

Las ojivas $C(15)$, $C(20)$, $C(25)$ y $C(30)$ se utilizan poco debido a la sobrestimación de las edades de las mujeres adultas estos $C(x)$ estarán entonces generalmente subestimados. Para determinar la población estable en América Latina se usarán de preferencia las ojivas $C(x)$ masculinas, por ejemplo $C(15)$, o la mediana de los resultados asociados a los diversos $C(x)$.

Como el efectivo de mujeres de menos de 15 años con frecuencia está subenumerado al contrario que el de los hombres en las mismas edades, que se sobreenumera, A.J. Coale (1981) recomienda utilizar $C(15)$ para ambos sexos reunidos, tanto para la población femenina como para la masculina.

¹⁸ Al parecer este procedimiento no es siempre suficiente. Véase K.J. Krotki (1969).

¹⁹ Con respecto a la influencia de los errores de declaración de edad sobre la estructura, véase Coale y Demeny (1967) pp. 17-22. Los métodos siguientes se inspiran ampliamente en esta obra, a la cual remitimos para más detalles.

²⁰ Ver Coale y Demeny (1967) pp. 21-22.

Obviamente, aquí se dan reglas muy generales. En la práctica se buscará detectar cuál de las dos estructuras, masculina o femenina es la menos afectada por los errores de edad (y eventualmente por la migración); en consecuencia, se utilizará ésta para estimar las características de la población estable asociada. La población estable de otro sexo se deducirá fácilmente como sigue.

Si se parte de la población femenina, la *tasa bruta de natalidad* b_f femenina se obtendrá de la población estable, que tenga la misma tasa de crecimiento r y la misma ojiva $C(10)$ o las mismas tasas r y ojiva $C(35)$ que la población real. Se puede fácilmente encontrar la tasa bruta de natalidad masculina correspondiente b_m . En realidad, la relación de masculinidad al nacimiento es del orden de 105 niños x 100 niñas, o un poco menos (103 o 104) en el África tropical. La tasa masculina de natalidad vale entonces:

$$b_m = \frac{1.05 N_f}{P_m}$$

donde P_m es el efectivo total de la población masculina y N_f el correspondiente a los nacimientos femeninos; designado P_f los efectivos totales de la población femenina, se tiene que:

$$b_m = 1.05 b_f \left(\frac{P_f}{P_m} \right) \text{ ya que } \frac{N_f}{P_f} = b_f$$

se puede estimar en seguida la tasa bruta de natalidad b_T de la población total a través del promedio ponderando de las tasas femenina y masculina:²¹

$$b_T = b_f \left(\frac{P_f}{P_f + P_m} \right) + b_m \left(\frac{P_m}{P_f + P_m} \right)$$

Si por el contrario se parte de la población de hombres, se to-

²¹ Nótese también que $b_T = 2.05 b_f (P_f/P_m + P_f)$, optando por una relación de masculinidad igual a 1.05.

mará la tasa de natalidad mediana²² b_m de las estimaciones sacadas de $C(5)$, $C(10)$... $C(45)$ y r . La tasa femenina b_f se obtiene entonces por la expresión:

$$b_f = 1/1.05 b_m (P_m/P_f)$$

Por su parte, la tasa de natalidad de la población total, se obtiene a través de la relación:

$$b_T = \frac{2.05}{1.05} b_m \left(\frac{P_m}{P_m + P_f} \right)$$

suponiendo, una vez más, una relación de masculinidad de 1.05 al nacimiento.

La tasa bruta de mortalidad d_T para la población total se obtiene por la expresión $d_T = b_T - r_T$, o sea la distancia entre las tasas de natalidad y de crecimiento. Si determinamos las tasas de crecimiento masculino y femenino, r_m y r_f , se podrán igualmente obtener las de mortalidad de los dos sexos:

$$d_m = b_m - r_m$$

$$d_f = b_f - r_f$$

En cuanto a la *estructura por edad* de la población, se reemplazará la estructura realmente enumerada por la estructura de la población estable asociada, con vistas a eliminar los errores en las declaraciones de edad. Sin duda la estructura que en realidad se observaría (sin errores ni omisiones) sería levemente diferente, aun suponiendo la estabilidad de las leyes de fecundidad y mortalidad debido a las fluctuaciones "aleatorias" anuales de los nacimientos y defunciones. Debe recordarse, sin embargo, que el método no se aplica a las poblaciones afectadas por fuertes migraciones.

La *tabla de mortalidad* se calculará preferentemente con los métodos repasados en el capítulo 2. También puede utilizarse la tabla-tipo de mortalidad correspondiente a la población estable

²² O eventualmente la tasa correspondiente a $C(15)$ y r , que con frecuencia parece más conveniente.

determinada por la ojiva $C(x)$ y la tasa de crecimiento r , siempre y cuando se sepa en el seno de cuál familia de tablas-tipo nos situamos; si se carece de información adicional, se elegirá la familia Oeste.

La *tasa de reproducción* no puede sacarse directamente del modelo estable porque diferentes leyes de fecundidad pueden dar la misma población estable; en efecto hay que tener también en cuenta aquí la edad media en la maternidad \bar{m} , o sea el calendario de la fecundidad.

Podemos entonces determinar la tasa bruta de reproducción, que en función de la edad media en la maternidad \bar{m} dada, corresponde a la población estable elegida. El cálculo de la edad media \bar{m} puede hacerse de diferentes maneras:

a) A partir de las tasas de fecundidad por edad, obtenidas, por ejemplo, gracias a una pregunta sobre los nacimientos ocurridos en el curso de los 12 meses anteriores.

b) A partir de la proporción de mujeres por edad, recurriendo a un esquema-tipo de fecundidad legítima (ver cuadro anexo XIV), si no hay nacimientos ilegítimos.

c) A partir de las respuestas sobre la paridad por edad de la mujer (si la pregunta sobre la descendencia total se planteó en el censo). Observamos, en efecto, la relación empírica siguiente [A.J. Coale y P. Demeny (1967) p. 24]:

$$\bar{m} = 2.25 \left(\frac{\text{Paridad 25-29 años}}{\text{Paridad 20-24 años}} \right) + 23.95$$

d) Utilizando las características de fecundidad de una población vecina, con similares condiciones demográficas, si no se dispone de información suplementaria.

e) En ausencia de cualquier dato, recurriendo a un valor-tipo igual a 28 años.

El único enfoque que necesita comentarios es el segundo. El concepto es el siguiente: si todos los nacimientos fueran legítimos, la tasa de fecundidad general para cada grupo de edades podría escribirse así:

nacimientos/mujeres = (nacimientos/mujeres casadas) (mujeres casadas/mujeres)

La relación de mujeres casadas/mujeres, frecuentemente puede sacarse del censo. Si se desconocen las tasas de fecundidad nacimientos/mujeres casadas, se puede recurrir a una distribución-tipo de éstos; las tasas hipotéticas de fecundidad general (de la cual sólo nos interesa el calendario y no el nivel, que es ficticio), se obtienen por tanto, por el producto: (mujeres casadas/mujeres) (valores-tipo). Una vez determinadas las tasas de fecundidad general t_x ficticias, obtenemos la edad media en la maternidad \bar{m} por la relación acostumbrada:

$$\bar{m} = \frac{\sum x t_x}{\sum t_x}$$

donde x es la edad media exacta del grupo de edad considerada. Para que este método tenga validez, se necesita, recordémoslo, que la natalidad ilegítima sea casi inexistente.

Ejemplo:

Se dispone de las estructuras provenientes del censo brasileño de 1950, así como de la tasa de crecimiento intercensal en el periodo 1940-1950.²³

Se supone que las condiciones de estabilidad se cumplen. El ejemplo se sacó de la obra de A.J. Coale y P. Demeny (1967).

Considerando la tasa de crecimiento ($r = 0.0232$) y las ojivas masculinas es posible calcular, con los métodos descritos, las propiedades de la población estable asociada. La estructura por edad acumulada (ojiva) es la del cuadro siguiente.

Se buscarán las características de la población estable masculina²⁴ para cada ojiva $C(x)$ y tasa de crecimiento r , la me-

²³Sean P_t y P_{t+n} para las poblaciones enumeradas en los instantes t y $t+n$; en ausencia de migración, la tasa de crecimiento anual, estará dada por la expresión $r = 1/n \ln P_{t+n}/P_t$. Un valor aproximado es proporcionado por la expresión $r = \frac{2(P_{t+n} - P_t)}{n(P_{t+n} + P_t)}$

²⁴ No se tomarán en cuenta las ojivas $C(x)$ en las edades elevadas, frecuentemente mal declaradas.

<i>Edad x</i>	<i>C(x)</i>
5	0.164
10	0.302
15	0.424
20	0.527
25	0.619
30	0.608
35	0.760
40	0.819
45	0.867
—	—

diana de estas características será retenida; en seguida podrá establecerse la población estable femenina.

Como ejemplo de cálculo se consideran las características de la población estable masculina asociada a la ojiva $C(15)$ y la tasa de crecimiento r , habiéndose escogido la red "Oeste" de poblaciones estables.²⁵

Las características de partida para la población masculina son $C(15) = 0.424$ y $r = 0.0232$, las cuales se encuentran en el nivel 11.3 de la red "oeste" de las poblaciones estables de Princeton.²⁶ A este nivel corresponden una tasa bruta de natalidad masculina (b_m) de 0.0439 y una esperanza de vida masculina de 42.84 años.

La tasa bruta de mortalidad masculina se obtiene por diferencia: $0.0439 - 0.0232 = 0.0207$ y la tasa bruta de natalidad (b_f) femenina por la relación:

$$b_f = b_m / 1.05 (P_m / P_f)$$

donde P_m / P_f representa la relación de masculinidad en la población total en 1950, en este caso 0.9933. En consecuencia, $b_f = 0.0415$. Conociendo, por otro lado, la tasa de crecimiento

²⁵ La elección de la red de poblaciones estables es determinada por la elección de la familia de tablas-tipo de mortalidad.

²⁶ Empleamos aquí las tablas abreviadas de A.J. Coale y P. Demeny (1967). La utilización de las tablas completas de A.J. Coale y P. Demeny (1966) conduciría al nivel 10.4.

intercensal anual media de la población femenina ($r_f = 0.2385$), obtenemos la tasa bruta de mortalidad femenina $d_f = 0.0415 - 0.0238$, o sea 0.0177.

Como la fecundidad ilegítima es importante se utilizará para evaluar la edad media en \bar{m} en la maternidad de regresión la \bar{m} sobre la relación de las paridades en las edades 25-29 a 20-24 años. En el ejemplo la relación de las paridades alcanza, un valor de 2.289; se obtiene:

$$\bar{m} = 2.25 (2.289) + 23.95, \text{ o sea } 29.1 \text{ años}$$

Conociendo las tasas de natalidad b_f , la tasa de crecimiento r y la edad media \bar{m} , encontramos por interpolaciones sucesivas la red femenina Oeste de poblaciones estables, la tasa bruta de reproducción: 2.832 niños por mujer.

La descendencia total por mujer se obtiene, por lo tanto, por el producto $2.832(2.05) = 5.805$, donde la constante 2.05 refleja una relación de masculinidad en el nacimiento de 105 niños por 100 niñas. Se saca también una evaluación de la vida media femenina, si se opta siempre por la familia Oeste determinando el nivel de mortalidad en la red Oeste de poblaciones estables femeninas correspondientes a las características $b_f = 0.0415$ y $r_f = 0.0238$. Así se obtiene el nivel 12, al cual corresponde una vida media femenina de 47.5 años.

4.3.3. A partir de la estructura por edad y de las probabilidades de sobrevivencia

Si conocemos la estructura relativa $K(a)$ de la población por edad, así como las probabilidades $p(a)$ de sobrevivencia del nacimiento a la edad a , podemos e nuevo partir de la relación

$$K(a) = be^{-ra}p(a).$$

Como anteriormente, se obtiene, para las edades a_1 y a_2 :

$$\frac{K(a_1)}{K(a_2)} = \frac{p(a_1)}{p(a_2)} \exp [-r(a_1 - a_2)]$$

Pasando a logaritmos se tiene que:

$$r = \frac{\ln K(a_1)/K(a_2) - \ln p(a_1)/p(a_2)}{a_2 - a_1}$$

Para cada pareja de edades (a_1 y a_2) encontramos una estimación de la tasa de crecimiento r de la población. Retenemos la estimación mediana. A partir de r , $K(a)$ y $p(a)$ es posible determinar los otros parámetros de la población estable por los métodos acostumbrados.

Se retomará ahora el ejemplo del §4.3.1. Se considerarán por ejemplo los grupos de edad 10-14 y 15-19. Se obtiene $k(10-14) = 0.1010$ y $K(15-19) = 0.0940$. Por otro lado, $p(12.5) = 0.5400$ y $p(17.5) = 0.5156$, por interpolación en la tabla de mortalidad. Por lo tanto,

$$r = 1/5 [1 \ln 0.1010/0.0940 - 1 \ln 0.5400/0.5156] = 0.005$$

Como en el caso anterior, las redes de poblaciones estables son de suma utilidad si la mortalidad se conforma a una familia de tablas-tipo de mortalidad. Se verá primero el caso de *un solo censo*.

Los métodos descritos, basados en la proporción de hijos sobrevivientes en relación a los nacidos vivos, permiten obtener una medida de la probabilidad de sobrevivencia de los niños, del tipo l_i/l_0 . Se puede, por tanto, buscar en las tablas, la población estable asociada a las ojivas $C(x)$ enumeradas realmente y a la probabilidad l_i/l_0 de sobrevivir en las edades jóvenes. Para una probabilidad l_i/l_0 dada ($i = 2, 3, \text{ o } 5$), se determina el nivel de mortalidad en el seno de una familia de tablas tipo de mortalidad. Luego, en este nivel de mortalidad, se busca en la red de poblaciones estables la que presenta la misma ojiva $C(x)$ en cada edad x . Por tanto, la determinación de las características es similar en todos sus aspectos al método descrito en el §4.3.2.

Como lo mostraron A.J. Coale y P. Demeny (1967), este enfoque demuestra tener una propiedad importante: las estimaciones de la tasa bruta de natalidad sacadas de la probabilidad de sobrevivencia l_i/l_0 y de la ojiva $C(x)$ están mínimamente influidas

CUADRO 16
Características de las poblaciones estables

	<i>Características calculadas a partir de $C(x)$ y r</i>				
	<i>W</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>S</i>	<i>Duración</i>
Esperanza de vida e_0	100	98	89	90	11
Esperanza de vida e_5	100	98	100	100	2
Sobrevivencia a los 2 años l_2	100	102	90	93	12
Sobrevivencia a los 5 años l_5	100	99	89	89	11
Tasa de mortalidad d	100	104	123	123	23
Tasa de natalidad b	100	102	112	112	12
Tasa bruta de reproducción ($\bar{m}=29$)	100	104	112	114	14
Tasa de mortalidad de los menores de 5 años	100	101	143	138	43
Tasa de mortalidad de los mayores de 5 años	100	105	99	101	6
	<i>Características calculadas a partir de $C(x)$ y l_2/l_0</i>				
	<i>W</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>S</i>	<i>Duración</i>
Esperanza de vida e_0	100	93	110	107	17
Esperanza de vida e_5	100	96	109	109	13
Supervivencia a los 5 años l_5	100	96	102	99	6
Tasa de mortalidad d	100	113	88	94	25
Tasa de natalidad b	100	104	101	104	4
Tasa bruta de reproducción ($\bar{m}=29$)	100	106	102	106	6
Tasa de mortalidad de los menores de 5 años	100	111	97	101	14
Tasa de mortalidad de los mayores de 5 años	100	112	80	82	32

por diferencias en el calendario de la mortalidad. Esto no es el caso de las estimaciones sacadas de la ojiva $C(x)$ y de la tasa de crecimiento r , que dependen bastante de la elección de la familia de mortalidad. Por otra parte, el método basado en $C(x)$ y $1_i/1_0$ proporciona medidas de mortalidad variables arriba de los cinco años, según la familia elegida, ya que $1_i/1_0$ sólo se refiere a la mortalidad de los niños. El cuadro 16, adaptado de la obra de Coale y Demeny (1967), muestra estas propiedades. Se trata de la estimación de las diversas características de una población estable a partir, por un lado, de $C(x)$ y r , y por otro de $C(x)$ y $1_2/1_0$ cuando se eligen las cuatro familias de mortalidad, una por una; los resultados para la familia Oeste sirven de base igual a 100.

Del cuadro sobresale que la utilización de la ojiva $C(x)$ y de la tasa r llevan a una variabilidad menor de los resultados (según el esquema de mortalidad que se elija) para las esperanzas de vida en 0 y 5 años (e_0 y e_5), para la tasa bruta de mortalidad (d) y para la mortalidad por encima de los cinco años. La variabilidad es sobre todo baja para la esperanza de vida a 5 años e_5 y la mortalidad por encima de dicha edad. En cambio, la utilización de la ojiva $C(x)$ y de la probabilidad de supervivencia $1_2/1_0$ conduce a una baja variabilidad de la probabilidad de supervivencia hasta los cinco años (1_5), de la tasa bruta de natalidad (b) y de la tasa bruta de reproducción. En otros términos cualquier error en la elección del esquema de mortalidad por edad, afecta menos a ciertas medidas que otras y depende de los parámetros utilizados, $C(x)$ y r o $C(x)$ y $1_2/1_0$. Se puede apreciar que los dos métodos llevan a una gran variabilidad de los resultados para la vida media e_0 y, sobre todo, para la tasa bruta de mortalidad.

Cuando las declaraciones de las edades no son adecuadas, A.J. Coale (1981) recomienda que se determine tanto la población estable masculina como femenina a partir de la ojiva $C(15)$ para la población total y la probabilidad masculina o femenina de supervivencia $1_i/1_0$. En efecto, la ojiva $C(15)$ de la población total parece soportar bastante los errores de edad. Notemos que en esta aproximación, los datos se refieren a las edades jóvenes, tanto para la estructura por edad como para la mortalidad. Obtenemos así una estimación de la tasa bruta media de natalidad en el curso de los últimos 15 años; por otra parte, esta estima-

ción estará muy poco influida por una eventual modificación de la fecundidad.

Ejemplo:

Retomemos el ejemplo de Brasil en 1950. Gracias a los datos sobre las proporciones de niños sobrevivientes, recurrimos al método de Brass para calcular la probabilidad de supervivencia l_2/l_0 . Con la uniformación del censo, se obtiene $l_2/l_0 = 0.781$ (población total). En el caso que se opte por el modelo Oeste como familia de mortalidad; esta probabilidad l_2/l_0 corresponde al nivel 10.1 de mortalidad de las tablas-tipo de Princeton.²⁷

Una vez conocido el nivel de mortalidad (10.1) y las ojivas $C(x)$ de la población femenina deducida del censo de 1950, se buscan las características de las poblaciones estables masculinas correspondientes a las diversas ojivas $C(x)$ y al nivel 10.1 de mortalidad.

Si se utiliza por ejemplo, la ojiva $C(15)$ masculina (0.424), se calculará la tasa bruta masculina de natalidad b . Por interpolaciones sucesivas en la red Oeste de las poblaciones masculinas estables de Princeton, se determina que para el valor $C(15) = 0.424$ y el nivel 10.1 de mortalidad, corresponde una tasa bruta de natalidad b de 0.0453. Por interpolaciones similares, se encuentra una tasa bruta de mortalidad d de 0.0232. Para la población masculina la tasa de crecimiento r vale $0.0453 - 0.0232 = 0.0221$. Las características de las poblaciones femenina y total se obtienen por las relaciones ya vistas, basadas en relación de masculinidad al nacimiento y la de masculinidad de la población total.²⁸ En forma similar, el cálculo de la tasa bruta de reproducción es, en todos sus aspectos, semejante al que se vio anteriormente; lo mismo puede afirmarse para el cálculo de la descendencia media por mujer.

Resulta interesante comparar estos resultados, obtenidos con la ojiva $C(x)$ y la probabilidad l_2/l_0 , con los obtenidos con la

²⁷ Se utilizará el cuadro XV, pp. 42 y 43 de la obra de A.J. Coale y P. Demeny (1966); valores de l_x por año de edad, de 0 a 5 años, para las cuatro familias de tablas-tipo.

²⁸ La tasa de natalidad femenina y el nivel de mortalidad determinan una población estable si se conoce la familia de mortalidad; lo mismo sucede para la población total.

ojiva $c(x)$ y la tasa de crecimiento r . Con base en lo que se afirmó, las evaluaciones de la fecundidad obtenidas a partir de $C(x)$ y $1_2/1_0$ son mejores que las sacadas de $C(x)$ y r , porque las primeras están poco influidas por divergencias entre los esquemas de mortalidad según la edad. En cambio las estimaciones de la mortalidad (tasa bruta y vida media) son mejores cuando se sacan de $C(x)$ y r , porque la probabilidad $1_2/1_0$ no despeja el esquema (o familia) de mortalidad por edad. Si el esquema no corresponde al modelo Oeste, las estimaciones de la tasa de mortalidad y de la vida media pueden estar sensiblemente sesgadas, más todavía que si se usa $C(x)$ y r ; *a fortiori*, los índices de mortalidad que se refieren a las edades adultas resultarían menos confiables que los obtenidos con la ojiva $C(x)$ y la tasa r .

Consideremos ahora el caso de varios censos sucesivos. El planteamiento es utilizar de la mejor forma posible, las estimaciones sacadas de la ojiva $C(x)$ y de la probabilidad de sobrevivencia $1_i/1_0$ ($i = 2, 3, \text{ o } 5$) por un lado, y de $C(x)$ y de la tasa de crecimiento r , por otro:

La ojiva $C(x)$ y $1_i/1_0$ servirán para estimar los índices de fecundidad y de mortalidad de los niños; la pareja $C(x)$ y r se utilizará para deducir la mortalidad general y la de los adultos.

Retomemos el ejemplo de Brasil:

La tasa bruta de natalidad se deducirá con el método descrito, partiendo de $C(x)$ y $1_2/1_0$. Encontramos:

0.0453 para la población masculina.

0.0428 para la población femenina.

0.0441 para la población total.

La comparación de los censos de Brasil de 1940 y 1950 proporciona las siguientes tasas anuales de crecimiento:

0.0232 para la población masculina.

0.0238 para la población femenina.

0.0235 para la población total.

Las tasas brutas de mortalidad se obtienen entonces inmediatamente en este caso por sustracción:

0.0453-0.0232 = 0.0221 para la población masculina.

0.0428-0.0238 = 0.0190 para la población femenina

0.0441-0.0235 = 0.0206 para la población total.

Se calculan los índices de mortalidad por edad. Para los niños nos basamos en $C(x)$ y l_2/l_0 . Como se trata del nivel 10.1 de mortalidad, ya obtenido, de la tabla-tipo de mortalidad (familia Oeste) se extraen las características siguientes:²⁹

Edad	Sobrevivientes	Hombres	Mujeres
0	l_0	100 000	100 000
2	l_2	76 831	79 487
5	l_5	72 708	75 202
0 a 5	${}_5L_0$	389 772	402 313

Para la mortalidad general y adulta, se usarán $C(x)$ y r . Este método proporcionó anteriormente los niveles de mortalidad 11.3 para los hombres y 12.0 para las mujeres. Por tanto, se obtiene:

Edad	Esperanza de vida	Hombres (nivel 11.3)	Mujeres (nivel 12.0)
5	e_5	51.25	54.35
10	e_{10}	47.52	50.64

y así consecutivamente.

En cuanto a la esperanza de vida al nacimiento (e_0), se trata de combinar los datos anteriores referidos a la mortalidad de los niños y de los adultos. Para ello, se recordarán las relaciones siguientes:

$$e_0 = \frac{\sum_0^{\omega} {}_nL_x}{l_0} = \frac{{}_5L_0 + \sum_5^{\omega} {}_nL_x}{l_0}$$

donde ω es la edad límite de la vida y ${}_nL_x$ es el efectivo de la población estacionaria de x a $x + n$ años de edad.

²⁹ En este caso se supone que la estructura de la mortalidad *por sexo* se adecuó a las tablas de Princeton, pues se partió de proporciones de niños sobrevivientes para ambos sexos. Cuando es posible, es mejor partir de proporciones por sexo, y obtener los niveles de mortalidad por cada sexo.

Como

$$\sum_5^{\omega} nL_x = e_5 l_5$$

se obtiene $e_0 = \frac{{}_5L_0 + l_5 e_5}{l_0}$

donde ${}_5L_0$ y l_5 se obtienen a través de los indicadores $C(x)$ y l_2/l_0 y e_0 se evalúa a partir de $C(x)$ y r .

En el ejemplo de Brasil, obtenemos:

para los hombres: $e_0 = \frac{389\,772 + (72\,708)(51.25)}{100\,000}$
 $= 41.16$ años

para las mujeres: $e_0 = \frac{402\,313 + (75\,202)(54.35)}{100\,000}$
 $= 44.90$ años

Apreciación:

Recurrir a una población estable sólo se justifica cuando la población estudiada se cierra a la migración y las leyes de fecundidad y mortalidad según la edad permanecen más o menos estables en el curso del tiempo. El método difícilmente puede aplicarse a datos regionales de un país, con frecuencia demasiado influido por la migración interna. Además, la mayoría de los países han logrado disminuir la mortalidad y en varios casos también la fecundidad. Si la desestabilización que resulta no es muy importante, se puede recurrir al enfoque que se presenta en la sección siguiente.

4.4. DETERMINACIÓN DE LAS CARACTERÍSTICAS DE UNA POBLACIÓN CUASI-ESTABLE

Cuando la fecundidad y la mortalidad varían, las condiciones de estabilidad de la población ya no se respetan. No obstante, si la

fecundidad no se modifica, suponiendo nula la migración, el descenso de la mortalidad hará aumentar la tasa de crecimiento y rejuvenecer la estructura por edad. Diversos autores han elaborado métodos que permiten corregir las estimaciones hechas en las hipótesis de estabilidad, con miras a tener en cuenta la desestabilización acarreada por la baja de la mortalidad. Tales métodos se basan en el tiempo transcurrido desde el inicio de la baja de la mortalidad y en la importancia de ésta (Coale y Demeny, 1967); habiéndose constatado que a cierta edad la corrección que tome en cuenta la cuasi-estabilidad es nula (Zachariah, 1969); sobre la regresión de las divergencias entre las características estables y casi estables y la variación de la tasa de crecimiento de la población (Abou Gamrah, 1973, 1976). Aquí nos limitaremos a los métodos propuestos por Coale y Demeny; para una presentación de los demás enfoques se puede consultar, entre otros, a G. Wunsch (1978).

Se supone que únicamente la baja de la mortalidad perturba los resultados sacados de los modelos de poblaciones estables, suponiéndose que el saldo migratorio es despreciable y la fecundidad constante. Las relaciones teóricas fueron desarrolladas por A.J. Coale (1972) y la aplicación práctica se presenta en A.J. Coale y P. Demeny (1967). La corrección que se debe introducir en la estimación de las características de la población estable se basa en que un descenso de la mortalidad influye en la estructura por edad de la población de manera muy semejante a un aumento de la fecundidad. Si el descenso es más rápido, más importante será la corrección que deberá introducirse en las estimaciones.

El cuadro Anexo XV, tomado de Coale y Demeny, presenta los factores de corrección y permite tomar en cuenta la casi estabilidad de la población. El parámetro t expresa el tiempo transcurrido desde el inicio de la baja de la mortalidad y toma en cuenta la rapidez de ésta. El parámetro k traduce la influencia del descenso de la mortalidad como crecimiento (ficticio) de la fecundidad. Un valor de k igual a 0.01 significa que la baja de la mortalidad tiene una influencia en la estructura similar a un crecimiento anual de 1% de la fecundidad.³⁰

³⁰ Más adelante se presenta una crítica a este enfoque. Sin embargo, notemos que con frecuencia es difícil evaluar correctamente el parámetro por falta de datos adecuados.

Supongamos, por ejemplo, que la estimación de la tasa bruta de natalidad b de la población *estable* se obtiene a partir de la ojiva femenina $C(35)$ y de la tasa de crecimiento r obtenida de un periodo intercensal decenal. Si la mortalidad desciende desde hace diez años y si su efecto equivale a un crecimiento de la fecundidad de 1%, hay que corregir la tasa b para tener en cuenta esta *cuasi-estabilidad*; en el cuadro Anexo XV, el coeficiente corrector que corresponde a $C(35)$ y $t = 10$ (para una tasa de crecimiento r intercensal decenal) es de 0.044. Más que agregar a la tasa de natalidad b calculada el producto $0.044b$. La tasa b (corregida por la cuasi-estabilidad) equivaldrá a la suma de la tasa b estable y del factor de corrección $0.44b$ (estable) en este caso $(1 + 0.044) b$ (estable).

Para un valor de k diferente de 0.01, basta recurrir a la relación:

$$\frac{\text{coeficiente corrector por evaluar}}{\text{coeficiente corrector de la tabla}} = \frac{k}{0.01}$$

Por ejemplo, para un valor de k igual a 0.012, el coeficiente corrector vale:

$$\frac{0.044 \times 0.012}{0.01} = 0.0528$$

De modo que, la tasa de natalidad cuasi estable se obtiene por la expresión b (cuasi-estable) = $(1 + 0.0528) b$ (estable).

El principio consiste en corregir las estimaciones sacadas de la población *estable* mediante coeficientes correctores que toman en cuenta la importancia y la rapidez de la baja de la mortalidad reflejados por los parámetros k y t . Estos parámetros pueden estimarse a partir de la estructura por edad de la población y de la tasa de crecimiento. En efecto, con base en proyecciones demográficas, Coale y Demeny sacaron la siguiente relación empírica x para el *cálculo de k*:

$$k = 17.8 (\Delta r / \Delta t)$$

donde Δr es el incremento absoluto de la tasa de crecimiento r en relación con la tasa anterior a la baja de la mortalidad, y Δt

es el tiempo transcurrido desde entonces. Por ejemplo, si de 1940 a 1960, la tasa de crecimiento natural pasó de 0.020 a 0.030, tendremos $\Delta r = 0.010$ y $\Delta t = 20$.

De ahí se obtiene que:

$$k = 17.8 (0.010/20) = 0.0089.$$

Ejemplo:

De 1881 a 1921 la tasa de crecimiento r de India permaneció alrededor de 0.0043.³¹ La tasa de r calculada en el periodo 1931-1961 (lapso intercensal decenal centrado en 1956) fue de 0.0189. Este crecimiento se debe al descenso de la mortalidad en India de 1921 a 1956. Se calculan las características demográficas *estables* relacionadas con la estructura femenina de 1961 y con la tasa $r = 0.0189$.

A través del procedimiento ya descrito, se encuentra asociado a la ojiva $C(35)$ y a la tasa de crecimiento r , el valor de la tasa de natalidad b_f (0.0425) y de la tasa bruta de reproducción ($\bar{m} = 28.8$), o sea 283 niñas por mujer.

El objetivo es corregir estas estimaciones *estables* para tomar en cuenta la *cuasi-estabilidad* de la población de India. Para ello se calcula la variación de la tasa de crecimiento de 1921 a 1956:

$$\Delta r = 0.0189 - 0.0043 = 0.0416$$

Por otro lado

$$\Delta t = 1956 - 1921 = 35$$

Por lo tanto

$$k = 17.8 (0.0146/35) = 0.0074$$

La tabla que debe utilizarse es la del Anexo XV(a) (periodo

³¹ Los datos proceden de A.J. Coale y P. Demeny (1967), pp. 68-70.

intercensal decenal). Se entra en la tabla con el parámetro $t = 1961-1921 = 40$ años, ya que se utiliza la estructura $C(x)$ de 1961, y $x = 35$ años. Para $k = 0.0074$, los correctores son para la tasa de natalidad: $0.092 (0.74) = 0.068$. Para la tasa de reproducción: $0.130 (0.74) = 0.096$. Finalmente, las características corregidas para la cuasi-estabilidad valen, para la natalidad, $b = 0.0425 (1 + 0.0068) = 0.0454$ y para la reproducción, $2.83 (1 + 0.0096) = 3.10$ niñas por mujer.

Sin la corrección debida a la cuasi-estabilidad, la tasa de natalidad estable subestimaría la tasa real en 6% y la de reproducción estable subestimaría la tasa real en 9%, ambas no despreciables.

Para calcular la tasa bruta de mortalidad cuasi-estable hay que tomar en cuenta que la tasa de crecimiento r se incrementó entre 1956 y 1961 debido al descenso en la mortalidad. Si en 1956 $r = 0.0189$ y $\Delta r/\Delta t = 0.0146/35 = 0.000417$ por año, al cabo de cinco años (en 1961), la tasa r valdrá $0.0189 + 5(0.000417) = 0.0210$.

En consecuencia la tasa de mortalidad en 1961 valdrá $b-r = 0.0454 - 0.0210 = 0.0244$.

Se puede obtener una estimación aproximada de los índices de mortalidad en 1961 considerando el nivel de mortalidad de una población estable correspondiente a las características r , b y d (*cuasi-estables*). Para la población femenina, encontramos, por interpolación, que una tasa de natalidad b de 0.0454 asociada a la tasa de crecimiento r de 0.0210 o a la tasa de mortalidad d de 0.0244, corresponde al nivel 8.56 de mortalidad de las tablas de Princeton, es decir una esperanza de vida e_0 de 38.9 años. Las características de las poblaciones masculina y total se obtienen a partir de los índices femeninos *cuasi-estables* partiendo, como anteriormente, de la relación de masculinidad al nacimiento y en la población total.

A.J. Coale (1971) también estableció factores de corrección, que permiten convertir una estructura estable en una cuasi-estable, tomando en cuenta la baja de la mortalidad. Dichos factores se obtuvieron al proyectar una población inicialmente estable de la red Oeste (con una tasa de reproducción de tres niñas por mujer y una edad media en la maternidad de 29 años); la mortalidad bajando a una tasa equivalente a un alza de la fecundidad igual a 1% al año. El método no obstante es complicado

y poco satisfactorio³² (G. Wunsch, 1978); por ello no se considerará aquí.

Ya señalamos que cuando las características de la población estable se determinan a partir de la ojiva $C(15)$ (población total o por sexo si los datos son de buena calidad), y de la probabilidad $1_1/1_0$ de sobrevivencia en las edades jóvenes (i vale 5, por ejemplo), el crecimiento demográfico afecta poco, la tasa bruta de natalidad obtenida. Podemos mejorar esta estimación (A.J. Coale, 1981) si multiplicamos la tasa b obtenida por la expresión $\exp(7.5 r')$, donde r' representa la diferencia entre la tasa observada de crecimiento de la población y la tasa de crecimiento de la población estable.

H. Abou Gamrah (1973, 1976) efectuó una comprobación similar a la de A.J. Coale. En efecto, mostró que podía obtenerse una buena estimación de la tasa bruta b de natalidad cuasi-estable con la media:

$$b = 1/5 (b_5 + b_{10} + b_{15} + b_{20} + b_{25})$$

donde b_i ($i = 5$ a 25) representa la tasa de natalidad estable obtenida al asociar la ojiva $C(i)$ con la tasa de crecimiento decenal observada en el periodo precedente al censo. Cuando la tasa se refiere a un periodo de cinco años, la tasa bruta de natalidad corregida se obtiene por la media:

$$b = 1/3 (b_5 + b_{10} + b_{15})$$

donde b_i ($i = 5$ a 15) se obtiene de la misma manera.

En cuanto a la *tasa bruta de reproducción* R , se obtendría una buena evaluación mediante el promedio:

$$R = 1/3 (R_5 + R_{10} + R_{15})$$

cuando la tasa de crecimiento media se refiere a los diez años que preceden al momento de la observación, R_i ($i = 5$ a 15), siendo nuevamente la estimación estable de la reproducción obtenida al asociar la ojiva $C(i)$ con la tasa de crecimiento.

³² El procedimiento propuesto por P.N. Mari Bhat (1977) es un poco mejor.

A.J. Coale y P. Demeny (1967) también establecieron métodos para tomar en cuenta la cuasi-estabilidad originada solamente en el descenso de la mortalidad, basándose en un conocimiento parcial de ésta: vida media, distribución de las defunciones según la edad, probabilidades de sobrevivencia en las edades jóvenes. Estos métodos tienen por objeto evaluar los parámetros k y t . En realidad, la mayoría de las veces estas aproximaciones no permiten determinar el tiempo transcurrido desde que se inició la baja de la mortalidad: los resultados estarán, entonces, sesgados. Si a pesar de todo se desea recurrir a estas aproximaciones, conviene remitirse a la obra citada de A.J. Coale y P. Demeny (1967) o a la de G. Wunsch (1978).

Apreciación:

En su método de corrección de las estimaciones estables para tomar en cuenta una desestabilización por descenso de la mortalidad, A.J. Coale y P. Demeny consideran bajas de mortalidad importantes y duraciones variables, pero que corresponden, todas, a una tendencia única, cuyo efecto sobre la estructura por edad es equivalente a un crecimiento constante de la fecundidad. Se trata del parámetro k en la notación de Coale y Demeny.

Cuando se intenta traducir esta hipótesis de la constancia de k en términos de mortalidad, se observa que corresponde a una evolución muy particular de ésta. Se trata de una situación en la que la baja de la mortalidad se inicia lentamente y luego se acelera.³³

Cuando la baja no sigue este esquema-tipo (por ejemplo, cuando la mortalidad baja rápidamente al principio y disminuye en seguida), se puede prever que los factores correctores calculados por Coale y Demeny corrigen mal las estimaciones estables para tomar en cuenta la cuasi-estabilidad de la población. Es lo que se observa en realidad: partiendo de un modelo de simulación en el cual la baja de mortalidad es rápida al principio y luego se frena, H. Abou Gamrah mostró que los factores correctores calculados con el método de Coale y Demeny corregían mal las características estables para tomar en cuenta la desestabilización. Cuando el tiempo transcurrido desde el comienzo de la baja es

³³ H. Abou Gamrah (1973).

largo, la corrección obtenida por esta vía provoca en ciertas edades un sesgo mayor que si la estimación estable se utiliza sin corrección. Por tanto, se puede concluir que el método elaborado por los autores citados sólo tiene validez para una tendencia muy particular de la baja de mortalidad y se adapta mal a otras tendencias de baja.

Es entonces recomendable usar más bien los procedimientos sugeridos por A.J. Coale y H. Abou Gamrah basados en las ojivas $C(x)$ relativas a las edades jóvenes, con vistas a determinar la tasa bruta de natalidad. Suprimiendo de esta última la tasa de crecimiento (si ésta es conocida) se encontrará en seguida la evaluación de la tasa bruta de mortalidad. Por último, es útil recordar que ésta aproximación supone una población cerrada a la migración. Si esta última es importante, el método ya no proporcionará los datos adecuados.

Referencias y bibliografía

- Abou Gamrah, H. (1973), "Estimations des paramètres d'une population quasi-stable. Facteurs correctifs tenant compte de la baisse de la mortalité. *Population et Famille* (2), pp. 37-50.
- (1976), "Methods of adjusting the stable estimates of fertility for the effects of mortality decline", *Population Studies*, 30 (1) pp. 165-177.
- Bourgeois-Pichat J. (1967), *Le concept de la population stable. Application à l'étude des populations des pays ne disposant pas de bonnes statistiques démographiques*, Naciones Unidas ST/SOA/Series A/39, Nueva York.
- Carrier, N. y J. Hobcraft (1971), *Demographic estimation for developing societies*, Population Investigation Committee, Londres.
- Clairin, R. (1973), *Ajustement de données imparfaites*, INED-INSEEO-RSTOM-SEAE, París.
- Coale, A.J. (1971), "Constructing the age distribution of a population recently subject to declining mortality, *Population Index*, 37(2), pp. 75-82.
- (1972), *The growth and structure of human populations. A mathematical investigation*, Princeton University Press, Princeton.
- (1981), "Robust estimation of fertility by the use of model stable populations", *Asian and Pacific Census Forum*, 8(2), pp. 5-7.
- y P. Demeny (1966), *Regional model life tables and stable populations*, Princeton University Press, Princeton.

- (1967), *Methods of estimating basic demographic measures from incomplete data*, Naciones Unidas, manual IV, Nueva York.
- Demeny, P. (1965), "Estimation of vital rates for populations in the process of destabilization", *Demography*, 2, pp. 516-530.
- (1971), *Methods of demographic estimation for statistically under-developed areas*, paper núm. 10, East-West Center, Hawai.
- Keyfitz, N. (1968), *Introduction to the mathematics of population*, Addison Wesley, Reading.
- Krotki, K.J. (1969), *The treatment of age error in population data in the United Nations proposed application of stable population methods*, Population Association of America, Atlantic City.
- Lotka, A.J. (1939), *Théorie analytique des associations biologiques*, 2a. parte, Hermann et Cie., Paris.
- Mari Bhat, P.N. (1977), "Estimation of vital rates and age distribution under quasi-stability: case of India, 1961, reexamined", *Population Index*, 43(2), pp. 187-205.
- Naciones Unidas (1982), *Stable populations corresponding to the new United Nations model life tables for developing countries*, ST/ESA/Ser. R/44, Nueva York, 420 pp.
- Tabah, L. y A. Cataldi (1963), "Effets d'une immigration dans quelques populations modèles", *Population*, 18(4), pp. 683-696.
- Wunsch, G. (1971), "Un modèle élémentaire de simulation de transition démographique (TRANSIM)", *Recherches Economiques de Louvain*, 37(4), pp. 441-448.
- (1978), *Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement*, Ordina, Lieja.
- Zachariah, K.C. (1969), *An alternative approach to the problem of adjusting birth rates estimated by the stable population method for the effects of recent declines in mortality*, Cairo Demographic Centre (mimeo.).

5. CORRECCIÓN DE LA ESTRUCTURA POR EDAD DE LA POBLACIÓN

5.1. INTRODUCCIÓN

Se deben identificar dos tipos diferentes de errores: el primero concierne a las omisiones de enumeración (o más raramente a la doble enumeración); el segundo se refiere a los errores en la edad. En este último caso hay que notar el frecuente redondeo de las edades, por un lado, y el rejuvenecimiento o envejecimiento sistemático de ciertos grupos de edad, por otro.

Para detectar el primer tipo de error, el de cobertura, es necesario comparar los datos del censo con los obtenidos por otros medios: listas nominales, encuestas demográficas o censos anteriores, encuesta de verificación post censal. Esta última aproximación es preferible si la encuesta de verificación se concibió para detectar las omisiones o dobles conteos, pero se trata de una solución evidentemente costosa. El segundo tipo de error, el error relativo a la edad, se detecta más fácilmente que el de cobertura. La atracción de las edades redondeadas puede detectarse con frecuencia trazando la gráfica de las relaciones de masculinidad según la edad.¹ En este contexto también hay que señalar las distorsiones sistemáticas de ciertos grupos de edad: exageración de las de los niños muy pequeños; exageración de las edades de las niñas en la pubertad, sobre todo si están casadas y tienen uno o varios niños, exageración en las edades de los ancianos.

En la práctica los errores de enumeración y de edad pueden ir acompañados: por ejemplo, si las edades de los niños jóvenes están a veces sobrevaluadas, esta clase está también con frecuencia

¹ Sin embargo, la migración selectiva según el sexo puede influir fuertemente en estas relaciones.

subenumerada. De aquí que en ciertos casos, sea difícil separar el error de edad del de enumeración. Es entonces indispensable minimizar estas dos fuentes de error por medio de un adecuado levantamiento de los datos, principalmente usando encuestadores con buen nivel de instrucción, bien formados para encuestar y con una constante vigilancia.

Por otro lado, debe recordarse que los errores en la edad generalmente aumentan con la edad de las personas interrogadas: frecuentemente la aproximación de la edad de los jóvenes será mejor que la de los adultos y de las personas de edad (D.C. Ewbank, 1981).

5.2. ATRACCIÓN DE LAS EDADES E ÍNDICES DE PREFERENCIA DE DÍGITOS

Como señalamos, el redondeo de edades se detecta con la pirámide de edades. Cuando las comparaciones son numerosas, resulta útil disponer de índices resumidos, aunque se sostiene que la revisión visual de la pirámide de edades permite, mucho mejor que un índice resumido, detectar irregularidades de las estructuras por edad y localizar los rangos de las edades afectadas.

Tres índices resumidos se examinarán en el marco de este párrafo: los de Whipple y de Myers, basados en la distribución de los efectivos por clases anuales de edad y el de las Naciones Unidas que utiliza la clasificación quinquenal de los grupos de edades.

El *índice de Whipple* tiene por objeto medir las preferencias en las edades terminadas en 0 o 5. El método consiste en sumar los efectivos por año de edad y los de edades terminadas en 0 ó 5, y luego comparar esta última suma con el quinto de la primera.

Ejemplo:

A continuación se presentan los efectivos en las edades de 23 a 62 años cumplidos para Turquía en 1945. (Naciones Unidas, 1955.)

El efectivo total en las edades 23 a 62 años
cumplidos: 3 601 000 hombres 3 950 000 mujeres.

La suma de los efectivos en las edades 25, 30, 35,...60: 1 577 000
hombres 2 703 000 mujeres.

El índice de Whipple se obtiene comparando estas sumas:

$$\text{hombres: } 1\,577\,000 / \frac{3\,601\,000}{5} = 219.0\%$$

$$\text{mujeres: } 2\,703\,000 / \frac{3\,950\,000}{5} = 342.2\%$$

La preferencia para las cifras 0 y 5 aquí es claramente mayor entre las mujeres que entre los hombres.² Se puede demostrar que el índice vale 100% en ausencia de concentración y 500% cuando todos los efectivos están concentrados en las edades terminadas en 0 y 5. Puede ser inferior a 100% en caso de repulsión de las edades terminadas en estas cifras.

Este índice sólo mide las preferencias por las cifras 0 y 5, las más comunes, cuando se trata de atracción de edades. Otros índices, como los de Myers y de Bachi, miden las preferencias para todas las cifras y no solamente para 0 y 5; el de Myers es el más fácil de calcular.

Para calcular el *índice de Myers* acumulamos primero todos los efectivos de las edades que terminan respectivamente en 0, 1, 2...9 para los individuos de más de 10 años de edad, por un lado, y de más de 20 años, por otro. Estas dos series de sumas se ponderan y se agregan una a la otra para llegar a una "población ficticia", cuya distribución debe ser uniforme (diez veces 10%) en ausencia de preferencia. Las distancias entre las distribuciones obtenidas y la distribución uniforme se acumulan y esta suma constituye el índice resumido de Myers.³ Este índice varía

² A título de comparación el índice de Bélgica (1977) fue de 102% tanto para hombres como para mujeres.

³ A veces se divide esta suma por dos; el índice varía en este caso de 0 a 90.

CUADRO 17
Índice de Myers (Turquía, 1945)

<i>Grupo de edad 10-99</i>				<i>Grupo de edad 20-99</i>					
(1)	(2)	(3)	(4) = (2)x(3)	(5)	(6)	(7) = (5)x(6)	(8) = (4) + (7)	(9)	(10)
0	1.569	1	1.569	1.183	9	10.647	12.216	21.7	+ 11.7
1	.526	2	1.052	.393	8	3.129	5.493	9.8	-0.2
3	.583	4	2.332	.360	6	2.160	4.492	8.0	-2.0
4	.478	5	2.390	.277	5	1.385	3.775	6.7	-3.3
5	1.134	6	6.804	.836	4	3.344	10.148	18.0	+ 8.0
6	.493	7	3.451	.295	3	.885	4.336	7.7	-2.3
7	.392	8	3.136	.226	2	.452	3.588	6.4	-3.6
8	.535	9	4.815	.280	1	.280	5.095	9.0	-1.0
9	.297	10	2.970	.165	0	0	2.970	5.3	-4.7
Suma							56.309	100.1	39.3

(1) Edades terminadas por: (2) Suma de efectivos (miles) (3) Coeficiente ponderador (4) Producto (5) Suma de efectivos (miles) (6) Coeficiente ponderador (7) Producto (8) Población ficticia (9) Distribución proporcional (10) Diferencia con relación a 10%.

de 0 (ausencia de preferencia) a 180 (todas las edades declaradas terminan en la misma cifra).

El cuadro 17 proporciona un ejemplo relativo a la población masculina de Turquía en 1945, tomando de la obra de las Naciones Unidas (1955). A título de comparación, este índice era de 4.7 para Bélgica en 1977.

El método puede adaptarse fácilmente a otros grupos de edad. Podríamos considerar, por ejemplo, los grupos de edad 0+ y 10+ o 20+ y 30+. La ventaja de este método es que toma en cuenta que luego de la acción de mortalidad los efectivos de las edades que terminan en 0 generalmente son superiores a los de edades posteriores, vista la forma triangular de la estructura por edad.

Evidentemente, aun en ausencia de preferencia de dígitos la proporción teórica de 10% no será rigurosamente respetada; es muy probable que una diferencia importante reflejará, sin embargo, una atracción por una cifra en particular. En este caso, es útil localizar la cifra atractiva en la última columna del cuadro. Se observa en el cuadro 17 (columna 10) que las cifras 0 y 5 son las que están sobre declaradas en el ejemplo de Turquía. La columna de las distancias proporciona un complemento útil, pues el índice resumido da el grado de error total pero no las cifras que ejercen atracción.

El *índice de las Naciones Unidas* se basa en las relaciones de masculinidad por edad y en las relaciones entre los grupos de edad, o sea el efectivo de un grupo de edad dividido por la media aritmética de los dos grupos de edades adyacentes. La variabilidad de las relaciones de masculinidad por edad se resume en la distancia media entre las relaciones de masculinidad de los grupos de edad sucesivos, sin tomar en cuenta el signo de la diferencia (índice de regularidad de los sexos). La variabilidad de las relaciones entre los grupos de edad, será representada por la media de las diferencias absolutas entre las tasas de regularidad de las edades y el número 100 (índice de regularidad de las edades).

Por último, estos dos índices pueden combinarse en uno único. Las Naciones Unidas dan una mayor importancia al índice de lo sexos que al de las edades, ya que éste es más susceptible a las irregularidades del movimiento (evolución de la mortalidad, la natalidad y la movilidad espacial). Así, las Naciones Unidas atribuyen al índice de regularidad de los sexos un coeficiente tres;

el índice de regularidad para cada sexo y el ponderado de los sexos se agregan para proporcionar el índice combinado.

Se estima que un índice combinado que rebasa el valor 40 traduce la existencia de una estructura por edad y sexo muy defectuosa. En vista de la ponderación arbitraria introducida en el cálculo, no se recomienda recurrir a este índice combinado.

Ejemplo:

El cuadro 18 presenta el cálculo de los índices de las Naciones Unidas a partir de los datos de Turquía (Naciones Unidas, 1945). El organismo internacional aconseja no llevar los cálculos más allá de 70 años.

Cabe hacer algunas observaciones. Primero, este método no se limita a examinar el problema de la atracción de las edades, como los índices precedentes. Se aplica, al contrario de los anteriores, a los datos clasificados por rangos de edades; sin embargo, el método está influido por el agrupamiento.⁴

Por otra parte, las anomalías mostradas por el método pueden ser reales y deberse, por ejemplo, a los movimientos migratorios. Por último, el método se aplica mal a las poblaciones pequeñas, donde las medidas están influidas por fluctuaciones aleatorias de los eventos demográficos.

Es útil completar de nuevo el cálculo de los índices de regularidad de las edades y sexos, mediante el examen de las diferencias según la edad, para localizar las zonas de edades afectadas por los errores de declaración.

5.3. SUAVIZACIÓN DE LAS ESTRUCTURAS

Cuando las clases anuales son muy irregulares, puede recurrirse a una suavización de las estructuras. Una forma simple consiste en reagrupar los efectivos en rangos quinquenales o decenales. Si ciertas edades son atractivas, tenemos interés en utilizarlas como

⁴ En otros términos, los resultados para una misma población difieren si se utilizan rangos de edad quinquenales, decenales, etc. Los índices no pueden compararse si no se relacionan al mismo intervalo de clase.

Censo de Turquía en 1945

<i>Edades</i>	<i>Hombres</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Índice de masculinidad</i>	<i>Diferencias sucesivas</i>	<i>Relación de grupos de edad (hombres)</i>	<i>Diferencia a 100</i>	<i>Relación de grupos de edad (mujeres)</i>	<i>Diferencia con respecto a 100</i>
0-4	1 286 705	1 184 799	108.6	—	—	—	—	—
5-9	1 348 446	1 242 281	108.5	-0.1	104.9	+4.9	110.0	+10.0
10-14	1 284 952	1 074 080	119.6	+11.1	107.2	+7.2	98.8	-1.2
15-19	1 048 701	931 461	112.6	-7.0	101.1	+1.1	105.5	+5.5
20-24	789 205	691 680	114.1	+1.5	103.0	+3.0	89.2	-10.8
25-29	484 328	619 069	78.2	-35.9	63.7	-36.3	89.0	-11.0
30-34	731 283	699 657	104.5	+26.3	134.0	+34.0	116.9	+16.9
35-39	607 377	578 390	105.0	+0.5	95.4	4.6	92.0	-8.0
40-44	542 301	558 000	97.2	-7.8	107.5	+7.5	116.6	+16.6
45-49	401 379	378 499	106.0	+8.8	97.3	-2.7	76.3	-23.7
50-54	282 856	434 107	65.2	-40.8	98.8	-1.2	145.2	+45.2
55-59	171 162	219 398	78.0	+12.8	70.9	-29.1	56.0	-44.0
60-64	199 908	349 207	57.2	-20.8	148.2	+48.2	203.0	+103.0
65-69	98 664	124 606	79.2	+22.0	70.5	-29.5	51.7	-48,3
70-74	80 007	132 964	—	—	—	—	—	—
Total (sin distinción de signo)					195.4		209.3	
	344.2							
Media (total dividido por 13)					15.0		16.1	
	26.5							
Índice combinado							87.6	

centro de los rangos.⁵ Por tanto, la clasificación acostumbrada (por ejemplo en edades cumplidas 0-4, 5-9, etc.), no es siempre la más adecuada con respecto a los errores de edad.

Cuando las estructuras parecen demasiado inexactas, se pueden suavizar mediante un proceso gráfico o analítico. En el primer caso, se hace un trazo libre del primer contorno de la pirámide de edades; evidentemente el proceso es arbitrario, pero con la experiencia, no es necesariamente malo. En el segundo caso se ajustan los datos a una función matemática, generalmente polinomial. Frecuentemente, no se busca suavizar de un solo golpe el conjunto de la distribución de los efectivos según la edad, sino suavizar la pirámide por grandes grupos de edad.

El método más satisfactorio en este caso, consistirá probablemente, en ajustar polinomios sucesivos de bajo grado con restricciones sobre las derivadas,⁶ para asegurar uniones convenientes entre los polinomios sucesivos en los puntos juiciosamente elegidos. Una aproximación más simple sería proceder por "mínimos cuadrados" en ajustes polinomiales de grado más elevado sobre grandes grupos de edad. En este caso no hay un criterio muy preciso para elegir el grado del polinomio; la representación visual de los datos reales ajustados permite orientar esta elección.

También se puede proceder a través de "medias móviles" simples o ponderadas. Por lo que se refiere a estas últimas, no se toman en cuenta en primera instancia los grupos de edades extremos al comienzo y al final de la vida. En este caso, una fórmula simple de suavización es la siguiente (Naciones Unidas, 1957):

$$P = 1/16 (-S_2 + 8S_1 + 10S + 4S_1 - S_2)$$

donde

P es el efectivo ajustado del grupo de edad quinquenal considerado;

⁵ Este reagrupamiento plantea problemas cuando se utilizan las técnicas basadas en los grupos de edad clásicos. Para métodos de corrección ver K. Hill, H. Zlotnik, J. Durch (1982).

⁶ Esta aproximación, conocida como *spline interpolation*, puede encontrarse en D.R. McNeil, T.J. Trussell y J.C. Turner (1977), entre otros.

S es el efectivo realmente censado en ese grupo de edad.

$S_{.2}$ y $S_{.1}$ son los efectivos censados en los dos grupos quinquenales anteriores y

S_1 y S_2 son los efectivos censados en los dos grupos quinquenales siguientes.

Ejemplo:

Tomado de la obra de las Naciones Unidas los datos provenientes del censo de la República Dominicana en 1950.

<i>Grupo de Edad</i>	<i>Población femenina censada</i>
0-4	186.458
5-9	147.061
10-14	135.179
15-19	124.194
20-24	109.241
—	—

Busquemos el efectivo corregido para el grupo de edad de 10 a 14 años: $P_{10-14} = 1/16 (-186\ 458 + 4 \times 147\ 061 + 10 \times 135\ 179 + 4 \times 124\ 109\ 241) = 133\ 819$

Para el grupo 5-9 podemos utilizar la relación:⁷

$$P_{5-9} = 0.5 (S_5 + S_{10}) + \sum_6^9 S_i,$$

donde S_i representa los efectivos censados por año de edad.

Es frecuente que el primer grupo de edad (0-4 años cumplidos) esté mal enumerado y por ello no resulta muy fácil corregirlo. Si se determinan las tasas de fecundidad general en el momento del censo, se pueden aplicar a la población femenina proyectada "hacia atrás" por el método del inverso de la "tasa" de sobrevivencia o recurriendo a la tasa de crecimiento. A partir

⁷ Comúnmente el efectivo de este grupo está bastante bien enumerado; la suavización sólo se efectúa cuando hay atracción de las edades 5 y 10.

de los nacimientos así estimados, se deriva el efectivo subsistente a través de la aplicación directa de la tasa de sobrevivencia ${}_5L_0/{}_5l_0$. La población femenina con cinco años de anterioridad: P_{-5} se determina por retroproyección.

Si P es el efectivo en el momento del censo, se calcula la población media $P_{-5} + P/2$ para cada clase quinquenal en edades reproductivas: se le aplican las tasas de fecundidad general para encontrar el número medio anual de nacimientos, que se multiplica por 5. En consecuencia, se logra una estimación de los nacimientos que cubre el período quinquenal anterior a la encuesta (N_{-5}). Entonces puede obtenerse una estimación del efectivo S_{0-4} en el momento del censo, obtenida entonces por el producto:

$$N_{-5} \left(\frac{{}_5L_0}{{}_5l_0} \right) = S_{0-4}$$

El método supone claro está, que las tasas de fecundidad (obtenidas del censo o de la encuesta) se apliquen al período quinquenal o decenal anterior al censo, que se conozca bien la tabla de mortalidad en este período, que la movilidad espacial sea escasa o que se pueda tomar en cuenta. En conclusión el método raras veces es aplicable en la práctica.

En cuanto al último grupo de edad, está generalmente sobreenumerado debido a los ancianos que exageran su edad. Se puede estimar este efectivo reemplazando la proporción enumerada de ancianos en la población total por la proporción de ancianos en la población estable asociada a la población observada.

Cuando los efectivos están clasificados por año de edad, basta recurrir a una media móvil simple. Supongamos que se dispone de los efectivos siguientes:

<i>Edad</i>	<i>Efectivos</i>
$x-2$	S_{x-2}
$x-1$	S_{x-1}
x	S_x
$x+1$	S_{x+1}
$x+2$	S_{x+2}

La media móvil simple, refiriéndose a cinco años, se escribirá:

$$\bar{S}_x = \frac{1}{5} \sum_{x-2}^{x+2} S_i$$

para i aumentando por valores enteros.

Es posible también emplear las medianas móviles, según el procedimiento introducido por John W. Tukey. El uso de las medianas móviles (simples o ponderadas) puede permitir borrar irregularidades reales. En consecuencia, deben aplicarse con precaución.

Hasta ahora los ajustes se han realizado sobre los efectivos clasificados por edad o por grupos de edad. También se puede proceder al ajuste de efectivos acumulados, por ejemplo, de las "ojivas" descritas en el capítulo anterior. De nuevo se puede acudir a los ajustes gráficos o analíticos (*splines* cuadrados o cúbicos, polinomios sucesivos).⁸ Se recordará asimismo que si la población se acerca a la estabilidad se puede remplazar la estructura real por la estable, como se vio en el capítulo anterior.

Por último debemos señalar, que en ciertos casos se puede proceder al ajuste de datos anteriormente transformados. W. Brass (1971), por ejemplo, recomienda acumular a partir de 0 años los efectivos enumerados, luego calcular las proporciones con relación al total y transformar éstas en logitos. En seguida se elige una estructura de referencia; aquí también se calculan los logitos de las reacciones relativas a los efectivos acumulados. Luego se procede al cálculo de las diferencias entre los logitos de las proporciones reales y de referencia. Estas referencias están suavizadas (por ejemplo, por un ajuste polinomial) y sirven para corregir los efectivos iniciales. En este método, el problema consiste en elegir adecuadamente la población de referencia.

Si se opta por una población estable como referencia, es deseable que su nivel de mortalidad y su tasa de crecimiento sean semejantes a las de la población observada (D. Waltisperger, 1977). Si esta última se encuentra desestabilizada por una baja reciente de la fecundidad, el método proporciona una corrección

⁸ K. Hill, H. Zlotnik y J. Durch (1982) presentan una variante de ajustes polinomiales sucesivos que toman en cuenta las edades de atracción.

inadecuada. En tal caso conviene tomar en cuenta esta desestabilización al elegir la población de referencia, o para corregir solamente las zonas de edades que todavía no están influidas por esta desestabilización.

5.4. UTILIZACIÓN DE DOS CENSOS Y DE LA MORTALIDAD INTERCENSAL

Como se señaló en el §2.2.2. es posible determinar la tasa relativa de omisión en la enumeración por el método de S. Preston y K. Hill (1980) que utilizan, de manera conjunta, dos censos y los decesos intercensales. El método de corrección de los efectivos clasificados por edad y sexo que examinaremos ahora y que fue propuesto por P. Demeny y F.C. Shorter (1968), se basa en datos semejantes: dos censos, por un lado, y una tabla de mortalidad intercensal, por otro. Este método descansa en las hipótesis siguientes:

a) Los errores de edad son sistemáticos y se repiten de un censo a otro en la misma proporción.

b) La tabla de mortalidad por edad y sexo es conocida (tabla real o tabla-tipo).

c) El efectivo total en el censo más reciente está correctamente enumerado.⁹

Como se anotó antes, el método recurre a dos censos¹⁰ por grupos de edad y sexo, cubriendo el mismo territorio y corregidos para eliminar la influencia de la migración, así como una tabla de mortalidad intercensal (tabla real o tabla-tipo). El principio del método es el siguiente; se consideran las poblaciones censadas t y $t + n$:

⁹ Si se plantea, como Demeny y Shorter, la condición de enumeración correcta en *todos* los censos, las tres condiciones no pueden satisfacerse *al mismo tiempo* que en las hipótesis de constancia de las estructuras. Podemos, claro está, adoptar igualmente la condición de enumeración correcta únicamente en el censo anterior. Véase P. Das Gupta (1975).

¹⁰ Cuando disponemos de tres censos, se puede utilizar una variante del método, que se debe a Ntozi (1978); sin embargo, se necesita que los periodos intercensales sean los mismos.

<i>Edad cumplida</i>	<i>Población en t</i>	<i>Población en t + n</i>
i	$k_i P_i$	$k_i P'_i$
1	$k_1 P_1$	$k_1 P'_1$
0	$k_0 P_0$	$k_0 P'_0$

donde P_i y P'_i son los verdaderos efectivos desconocidos y k_i son los factores de error comunes (por hipótesis) en los dos censos.

Además, por hipótesis, suponemos que $\Sigma k_i P'_i = \Sigma P'_i$

Proyectemos¹¹ $k_0 P_0$ hasta $t + n$: $k_0 P_0 (P'_i/P_0) = k_0 P'_1$

Un factor corrector en la edad 1 vale $k_0 P'_1/k_1 P_1 = k_0/k_1$.

Los efectivos "corregidos" en la edad 1 serán así:

$$k_1 P_1 (k_0/k_1) = k_0 P_1 \text{ y } k_1 P'_1 (k_0/k_1) = k_0 P'_1.$$

Proyectemos ahora $k_0 P_1$; obtenemos de la misma manera un factor corrector en la edad 2: k_0/k_2 . Los efectivos corregidos en dicha edad serán, pues:

$$k_2 P_2 (k_0/k_2) = k_0 P_2 \text{ y } k_2 P'_2 (k_0/k_2) = k_0 P'_2.$$

Procediendo de la misma manera en todas las edades obtenemos todas las poblaciones "corregidas"

<i>Edad</i>	<i>En t</i>	<i>En t + n</i>
i	$k_0 P_i$	$k_0 P'_i$
1	$k_0 P_1$	$k_0 P'_1$
0	$k_0 P_0$	$k_0 P'_0$

¹¹ Mediante "tasas" de supervivencia L_{x+n}/L_x iguales por hipótesis, en P'_{x+n}/P_x . Suponemos que el intervalo intercensal corresponde a la amplitud de los grupos de edades utilizadas; si no ver R.D. Lee (1982).

Por hipótesis, $\Sigma k_i P'_i = \Sigma P'_i$.

Por tanto:

$$\frac{\Sigma k_i P'_i}{\Sigma k_0 P'_i} = \frac{\Sigma P'_i}{k_0 \Sigma P'_i} = \frac{1}{k_0}$$

En consecuencia, basta multiplicar los efectivos “corregidos” $k_0 P'_i$ y $k_0 P'_0$ por $1/k_0$ para obtener los verdaderos efectivos P'_i y P'_0 . Si se dispone de un buen registro de nacimientos, pueden multiplicarse éstos por la probabilidad de sobrevivencia para estimar P'_0 . La comparación entre P'_0 y $k_0 P'_0$ proporcionará el factor corrector $1/k_0$.

Ejemplo:

El cuadro siguiente proporciona los efectivos femeninos censados en Turquía en 1955 y 1960, corregidos del efecto de las migraciones y de los cambios territoriales (P. Demeny y F.C. Shorter, 1968, p. 54).

<i>Grupo de edad (años cumplidos)</i>	<i>1955 (miles)</i>	<i>1960 (miles)</i>
0-4	1 889	2 079
5-9	1 570	1 928
10-14	1 097	1 489
15-19	1 094	1 059
20-24	1 117	1 128
—	—	—
70-74	172.1	195.7
75 y +	159.3	182.1
Total	11 893	13 591

Disponemos también de las tasas de sobrevivencia ${}_5L_x + {}_5/5L_x$ sacadas de la tabla de mortalidad intercensal.¹²

¹² Por el método de las “tasas” de sobrevivencia intercensal corregidas descrito en el §2.2.2.

<i>Grupo de Edad</i>	${}_5P_x$
0-4	0.9599
5-9	0.9903
10-14	0.9907
15-19	0.9873
—	—
70-74	0.6936
75 + ¹³	0.4414

Partiendo del efectivo real para el grupo 0-4 en 1955 y proyectándolo hasta 1960: $1\ 889 \times 0.9599 = 1\ 813$. El efectivo realmente censado en 1960, para el grupo 5-9, es igual a 1 928. El factor de corrección para este grupo de edades es, entonces, $1\ 813/1\ 928 = 0.940$. En el grupo 5-9 en 1955 el efectivo realmente censado vale 1 570. El efectivo corregido será entonces: $1\ 570 \times 0.940 = 1\ 476$. El efectivo corregido (1 476) se proyecta hasta 1960: $1\ 476 \times 0.9903 = 1\ 462$.

El factor de corrección para el grupo de edad 10-14 es $1\ 462/1\ 489 = 0.982$. El efectivo corregido en 1955, para el grupo de edad 10-14 es entonces igual a $1\ 097 \times 0.982 = 1\ 077$ y así consecutivamente. De esta manera obtenemos los siguientes resultados:

<i>Grupo de edad (años cumplidos)</i>	<i>Factores correctores</i>	<i>Población "corregida" (miles)</i>	
		<i>1955</i>	<i>1960</i>
0-4	1(por hipótesis)	1 889	2 079
5-9	0.940	1 476	1 813
10-14	0.982	1 077	1 462
15-19	1.008	1 103	1 067
—	—	—	—
70-74	0.860	148.0	168.3
75 +	0.918	146.0	167.1
	Total	11 453	13 079

Para el último grupo de edad (75 +) se procede de la siguiente manera:

¹³ $P_{75+} = T_{80}/T_{75}$ en la notación de las tablas de mortalidad.

Sean K_{75+}^{55} y K_{75+}^{60} los efectivos no corregidos y sean S_{75+}^{55} y S_{75+}^{60} los efectivos corregidos. Como los errores son, por hipótesis, sistemáticos, se tiene que:

$$\frac{K_{75+}^{55}}{K_{75+}^{60}} = \frac{S_{75+}^{55}}{S_{75+}^{60}}$$

$$y \quad S_{75+}^{55} = \frac{K_{75+}^{55}}{K_{75+}^{60}} (S_{75+}^{60})$$

Con los datos anteriores, tenemos:

$$S_{75+}^{55} = \frac{159.3}{182.1} S_{75+}^{60} \quad (I)$$

Por otro lado, observamos la relación siguiente (ver figura 8):

S_{75+}^{60} = sobrevivientes del grupo corregido 70-74 (en 1955) + sobrevivientes del grupo corregido 75 + (en 1955).

$$o \quad S_{75+}^{60} = .148.0 (0.6936) + S_{75+}^{55} (0.4414) \quad (II)$$

La solución de las ecuaciones (I) y (II) nos da:

$$S_{75+}^{60} = 148.0 (0.6936) + \frac{159.3}{182.1} (S_{75+}^{60}) (0.4414)$$

de donde sacamos $S_{75+}^{60} = 167.1$.

El factor de corrección se obtiene por la relación $167.1 / 182.1 = 0.918$ y $S_{75+}^{55} = 159.3 (0.918)$ o sea 146.2.

Los totales de las poblaciones "corregidas" de 1955 y 1960 difieren de los totales realmente censados, ya que en una prime-

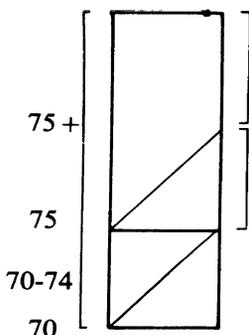


FIGURA 8: Cálculo de la clase abierta

ra etapa supusimos que los grupos 0-4 en 1955 y 1960 habían sido correctamente censados. Esta hipótesis de trabajo evidentemente no es correcta y puede abandonarse.

Para esto, basta hacer la relación del total observado con respecto al total "corregido", sea 1.0391 para el año 1960. Este factor de corrección se aplica entonces a las poblaciones "corregidas" para obtener la evaluación definitiva:¹⁴

<i>Grupo de edad</i>	<i>1955</i>	<i>1960</i>
0-4	$1.0391 \times 1\ 889 = 1\ 963$	$1.0391 \times 2\ 079 = 2\ 160$
5-9	$1.0391 \times 1\ 476 = 1\ 534$	$1.0391 \times 1\ 813 = 1\ 884$
10-14	$1.0391 \times 1\ 077 = 1\ 119$	$1.0391 \times 1\ 462 = 1\ 519$
Total	$1.0391 \times 11\ 453 = 11\ 901$	$1.0391 \times 13\ 079 = 13\ 590$

Es evidente que la exactitud de los resultados depende de aquella de las hipótesis iniciales. Los errores pueden provenir de una eliminación inadecuada de los efectos de las migraciones, de inexactitudes de la tabla de mortalidad empleada (sobre todo si se usa una tabla-tipo), de errores y omisiones en el efectivo total de las poblaciones y de la distribución no sistemática de los erro-

¹⁴ Si suponemos correcto el censo de 1955, el factor corrector sería $11\ 893/11\ 453$, o sea 1.0384.

res de declaración de la edad en los dos censos. Sin embargo, es muy probable que en la mayoría de los casos este método permita al menos evaluar el sentido de los factores de corrección por grupo de edad (superiores o inferiores a la unidad), de modo que el efectivo corregido sería preferible que el efectivo realmente censado.

Referencias y bibliografía

- Brass, W. (1971), "Disciplining demographic data", UIESP, *Congrès de Londres*, vol. 1, pp. 183-204.
- Carrier, N.H. y A.M. Farrag (1959), "The reduction of errors in census populations for statistically underdeveloped countries", *Population Studies*, 13(1), pp. 240-285.
- Coale, A.J. y P. Demeny (1967), *Methods of estimating basic demographic measures from incomplete data*, Naciones Unidas, Nueva York.
- Committee on Population and Demography (1981), *Collecting data for the estimation of fertility and mortality*, National Academy Press, Washington.
- Das Gupta, P. (1975), "A general method of correction for age misreporting in census populations", *Demography*, 12(2), pp. 303-312.
- Demeny, P. y F.C. Shorter (1968), *Estimating Turkish mortality, fertility and age structure*, University of Michigan.
- Ewbank, D.C. (1981), *Age misreporting and age-selective underenumeration: sources, patterns and consequences for demographic analysis*, National Academy Press, Washington.
- Feeny, G. (1979), "A technique for correcting age distributions for heaping on multiples of five", *Asian and Pacific Census Forum*, 6(3), pp. 12-14.
- Hill, K. (1980), "Appraisal and adjustment methods for demographic census data", *Population Bulletin of ECWA*, núm. 18, pp. 41-64.
- H. Zlotnik y J. Durch (1982), *Procedures for reducing the effects of age errors on indirect demographic estimation techniques*, Laboratories for Population Statistics, Scientific Report Series, núm. 35.
- Lee, R.D. (1982), "Correcting census age distributions. Program in Population Research", *Working Paper*, núm. 6, University of California, Berkeley.
- McNeil, D.R., T.J. Trussell y J.C. Turner (1977), "Spline interpolation of demographic data", *Demography*, 14(2), pp. 245-252.

- Myers, R.J. (1940), "Errors and bias in the reporting of ages in census data" (reproducido por A.J. Jaffe), *Handbook of statistical methods for demographers*, U.S. Bureau of the Census, Washington, 1960.
- Naciones Unidas (1952), "Méthodes permettant d'apprécier l'exactitude de la répartition par groupes d'âges quinquennaux et décennaux, établie à la suite des recensements", *Bulletin Démographique*, núm. 2, Nueva York.
- (1955), *Methods of appraisal of quality of basic data for population estimates*, Populations Studies núm. 23, ST/SOA/Series A/23, Nueva York.
- (1957), *Méthodes de projections démographiques par sexe et par âge*, ST/SOA/Ser. A/25, Nueva York.
- Manyenye Ntozi, J.P. (1978), "The Demeny-Shorter and three-census methods for correcting age data", *Demography*, 15(4), pp. 509-522.
- Pison, G. (1982), "Sous-enregistrement, sexe et âge: esemple d'une mesure directe dans une enquête africaine", *Population*, 37(3), pp. 648-654.
- Preston, S. y K. Hill (1980), "Estimating the completeness of death registration", *Population Studies*, 34(2), pp. 349-366.
- Raveh, A. (1981), "Measurement and correction of the tendency to round off age returns: a nonmetric technique", *Genus*, 37(1-2), pp. 99-110.
- Waltisperger, D. (1977), "Méthode d'ajustement d'une structure par âge par la méthode des logits", París, inédito.

ANEXOS

I. Cuadros-tipo estándar de mortalidad de W. Brass *Estándar africano*

<i>Edad exacta a</i>	$P_s(a)$	<i>Logit $P_s(a)$*</i>
1	0.8802	0.9972
2	0.8335	0.8053
3	0.8101	0.7253
4	0.7964	0.6820
5	0.7863	0.6514
10	0.7502	0.5498
15	0.7362	0.5132
20	0.7130	0.4550
25	0.6826	0.3829
30	0.6525	0.3150
35	0.6223	0.2497
40	0.5898	0.1816
45	0.5535	0.1074
50	0.5106	0.0212
55	0.4585	-0.0832
60	0.3965	-0.2100
65	0.3210	-0.3746
70	0.2380	-0.5818
75	0.1500	-0.8673
80	0.0760	-1.2490
85	0.0310	-1.7211

$$*\text{Logit } P_s(a) = 05. \ln \frac{P_s(a)}{1 - P_s(a)}$$

Estándar general

N.B. Después de diez años, se utilizan los valores del estándar africano

<i>Edad exacta a</i>	$P_s(a)$	<i>Logit $P_s(a)$</i>
1	0.8499	0.8669
2	0.8070	0.7153
3	0.7876	0.6553
4	0.7762	0.6218
5	0.7691	0.6016
10	0.7502	0.5498

Fuente: W. Brass *et al.*, *The Demography of Tropical Africa*, Princeton, 1968.

II. Cuadros-tipo de mortalidad de la OCDE. Coeficientes de regresión para el universo total (región E)*

Cuadros-tipo de mortalidad de una entrada

Entrada 1: ${}_1q_0$					
$\text{Log}(q(i)) = a(i) * \text{Log}({}_1q_0) + b(i)$					
<i>Hombres</i>					
<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	*****	*****	*****	*****	*****
1-4	1.16391	-0.34528	0.54236	1.72006	1.08472
0-4	1.00057	0.38372	0.17570	1.19208	0.35140
5-9	0.95011	-2.14144	0.55909	1.74908	1.11818
10-14	0.83065	-2.81002	0.49756	1.64470	0.99512
15-19	0.72097	-2.80523	0.45030	1.56879	0.90060
20-24	0.63666	-2.76903	0.55347	1.73928	1.10694
25-29	0.57261	-2.70131	0.46791	1.59666	0.93582
30-34	0.52371	-2.60196	0.51242	1.66932	1.02484
35-39	0.48483	-2.47088	0.43354	1.54271	0.86708
40-44	0.45087	-2.30795	0.38778	1.47370	0.77556
45-49	0.41671	-2.11307	0.38963	1.47644	0.77927
50-54	0.37724	-1.88613	0.35537	1.42670	0.71073
55-59	0.32734	-1.62701	0.37942	1.46143	0.75883
60-64	0.26191	-1.33561	0.36280	1.43735	0.72561
<i>Mujeres</i>					
<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	*****	*****	*****	*****	*****
1-4	1.17122	-0.15461	0.54332	1.72172	1.08665
0-4	1.01034	0.46201	0.18672	1.20529	0.37344
5-9	0.98432	-2.02510	0.57151	1.77094	1.14302
10-14	1.09626	-2.15468	0.54476	1.72420	1.08953
15-19	1.02722	-1.98911	0.53554	1.70838	1.07109
20-24	0.94680	-1.92437	0.52212	1.68559	1.04424
25-29	0.85936	-1.92836	0.45321	1.57336	0.90642
30-34	0.76926	-1.96893	0.46188	1.58706	0.92376
35-39	0.68084	-2.01398	0.39783	1.48859	0.79565
40-44	0.59847	-2.03138	0.38787	1.47384	0.77575
45-49	0.52649	-1.98902	0.41921	1.52075	0.83841
50-54	0.46927	-1.85475	0.38542	1.47023	0.77084
55-59	0.43116	-1.59647	0.37181	1.45036	0.74362
60-64	0.41651	-1.18206	0.38369	1.46770	0.76739

 Entrada 2: sq_0

$$\text{Log}(q(i)) = a(i) * \text{Log}(sq_0) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.92498	-0.54167	0.16892	1.18403	0.33785
1-4	1.29958	-0.50196	0.33666	1.40026	0.67332
0-4	*****	*****	*****	*****	*****
5-9	1.06929	-2.25141	0.42970	1.53680	0.85940
10-14	0.90300	-2.97386	0.40853	1.50460	0.81705
15-19	0.78474	-2.94535	0.39704	1.48741	0.79407
20-24	0.69166	-2.89557	0.51227	1.66908	1.02455
25-29	0.61863	-2.82243	0.43247	1.54105	0.86493
30-34	0.56056	-2.72386	0.48364	1.62196	0.96727
35-39	0.51232	-2.59780	0.40997	1.50677	0.81993
40-44	0.46882	-2.44217	0.36912	1.44647	0.73825
45-49	0.42494	-2.25489	0.38088	1.46357	0.76175
50-54	0.37557	-2.03390	0.35030	1.41950	0.70061
55-59	0.31560	-1.77711	0.38011	1.46244	0.76022
60-64	0.23992	-1.48245	0.36531	1.44105	0.73075

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.91557	-0.62172	0.17775	1.19453	0.35550
1-4	1.28509	-0.41125	0.32462	1.38351	0.64925
0-4	*****	*****	*****	*****	*****
5-9	1.07934	-2.24228	0.43958	1.55205	0.87915
10-14	1.13936	-2.53561	0.44826	1.56559	0.89652
15-19	1.06478	-2.35230	0.44743	1.56429	0.89487
20-24	0.97917	-2.26412	0.45008	1.56844	0.90017
25-29	0.88671	-2.24123	0.39818	1.48911	0.79636
30-34	0.79158	-2.25379	0.41839	1.51951	0.83677
35-39	0.69796	-2.27194	0.35075	1.42013	0.70149
40-44	0.61003	-2.26585	0.34735	1.41532	0.69470
45-49	0.53197	-2.20568	0.40768	1.50333	0.81536
50-54	0.46797	-2.06159	0.37244	1.45127	0.74488
55-59	0.42219	-1.80373	0.33837	1.44537	0.73674
60-64	0.39883	-1.40225	0.38097	1.46370	0.76193

*Después de los 64 años, se ajusta con una función exponencial; ver tablas en anexo $k(i) = \text{Antilog}(s(i))$.

 Entrada 3: ${}_{15}q_{15}$

$$\text{Log}(q(i)) = a(i) * \text{Log}({}_{15}q_{15}) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.72473	-0.13815	0.45893	1.58238	0.91786
1-4	1.22478	0.74012	0.57039	1.76896	1.14079
0-4	0.84984	0.65309	0.42235	1.52555	0.84470
5-9	1.16436	-0.71753	0.46575	1.59321	0.93150
10-14	1.05472	-1.44503	0.40041	1.49243	0.80082
15-19	1.05820	-1.15388	0.21630	1.24148	0.43260
20-24	1.03227	-0.99106	0.21014	1.23386	0.42029
25-29	0.98141	-0.92901	0.22478	1.25204	0.44955
30-34	0.91008	-0.94019	0.33432	1.39699	0.66864
35-39	0.82277	-0.99705	0.26214	1.29970	0.52427
40-44	0.72392	-1.07206	0.24009	1.27137	0.48019
45-49	0.61804	-1.13765	0.30764	1.36021	0.61528
50-54	0.50957	-1.16630	0.29352	1.34114	0.58704
55-59	0.40300	-1.13043	0.34404	1.41064	0.68809
60-64	0.30279	-1.00252	0.36679	1.44310	0.73359

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.68484	-0.35949	0.39634	1.48637	0.79267
1-4	1.07010	0.32107	0.48115	1.61794	0.96231
0-4	0.78043	0.39497	0.34979	1.41877	0.69958
5-9	1.00306	-1.27827	0.41228	1.51026	0.82457
10-14	1.12286	-1.30376	0.33371	1.39614	0.66743
15-19	1.09549	-1.04676	0.18296	1.20077	0.36592
20-24	1.03629	-0.96693	0.13882	1.14892	0.27764
25-29	0.95369	-1.01547	0.15929	1.17268	0.31858
30-34	0.85612	-1.14363	0.28889	1.25721	0.45778
35-39	0.75202	-1.30262	0.20693	1.22989	0.41385
40-44	0.64980	-1.44367	0.25704	1.29310	0.51408
45-49	0.55791	-1.51798	0.32487	1.38385	0.64974
50-54	0.48475	-1.47680	0.31996	1.37708	0.63993
55-59	0.43877	-1.27134	0.33239	1.39430	0.66479
60-64	0.42839	-0.85282	0.34124	1.40669	0.68248

 Entrada 4: $20q_{25}$

$$\text{Log}(q(i)) = a(i) * \text{Log}(20q_{25}) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.79435	-0.59082	0.48027	1.61651	0.96054
1-4	1.27754	-0.18143	0.64689	1.90958	1.29377
0-4	0.91034	0.07127	0.46225	1.58765	0.92450
5-9	1.18652	-1.66116	0.56331	1.75648	1.12662
10-14	1.06553	-2.32213	0.48616	1.62607	0.97233
15-19	1.13771	-1.86824	0.34315	1.40938	0.68630
20-24	1.16706	-1.54987	0.32936	1.39008	0.65872
25-29	1.15840	-1.34248	0.22558	1.25305	0.45117
30-34	1.11654	-1.22148	0.24922	1.28302	0.49844
35-39	1.04633	-1.16232	0.20211	1.22399	0.40423
40-44	0.95257	-1.14042	0.13704	1.14688	0.27409
45-49	0.84009	-1.13123	0.23047	1.25919	0.46094
50-54	0.71373	-1.11017	0.26274	1.30049	0.52548
55-59	0.57829	-1.05269	0.30953	1.36279	0.61907
60-64	0.43860	-0.93420	0.34465	1.41149	0.68929

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.86508	-0.45661	0.41281	1.51106	0.82563
1-4	1.33308	0.12199	0.52110	1.68388	1.04220
0-4	0.97966	0.26862	0.37641	1.45705	0.75283
5-9	1.25648	-1.44734	0.44531	1.56097	0.89061
10-14	1.40141	-1.50607	0.37998	1.46226	0.75997
15-19	1.36326	-1.25424	0.32402	1.38268	0.64805
20-24	1.29950	-1.13804	0.27270	1.31351	0.54540
25-29	1.21621	-1.12151	0.19651	1.21714	0.39301
30-34	1.11944	-1.16867	0.20754	1.23064	0.41508
35-39	1.01527	-1.24356	0.12782	1.13635	0.25563
40-44	0.90976	-1.31022	0.14645	1.15771	0.29289
45-49	0.80898	-1.33268	0.26651	1.30539	0.53301
50-54	0.71900	-1.27497	0.26227	1.29988	0.52454
55-59	0.64588	-1.10113	0.30346	1.35453	0.60691
60-64	0.59570	-0.77518	0.31464	1.36976	0.62928

*Después de los 64 años, se ajusta con una función exponencial; ver tablas en anexo $k(i) = \text{Antilog}(s(i))$.

 Entrada 5: $15q_{35}$

$$\text{Log}(q(i)) = a(i) * \text{Log}(15q_{35}) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.85904	-0.49552	0.49009	1.63246	0.98017
1-4	1.29125	0.23968	0.70001	2.01377	1.40002
0-4	0.95678	0.11565	0.48672	1.62697	0.97343
5-9	1.21537	-1.67751	0.60987	1.84019	1.21974
10-14	1.11016	-2.29298	0.52947	1.69803	1.05894
15-19	1.14147	-1.93990	0.40246	1.49550	0.80492
20-24	1.16060	-1.64754	0.38336	1.46721	0.76672
25-29	1.16496	-1.40903	0.33774	1.40177	0.67547
30-34	1.15197	-1.21750	0.34458	1.41139	0.68915
35-39	1.11903	-1.06608	0.22016	1.24628	0.44033
40-44	1.06356	-0.94789	0.13416	1.14358	0.26833
45-49	0.98298	-0.85606	0.12023	1.12775	0.24045
50-54	0.87470	-0.78372	0.20829	1.23157	0.41658
55-59	0.73613	-0.72399	0.26329	1.30120	0.52657
60-64	0.56469	-0.66998	0.31971	1.37673	0.63942

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.92237	-0.32345	0.44607	1.56216	0.89213
1-4	1.39077	0.25000	0.60560	1.83235	1.21120
0-4	1.03651	0.39917	0.42890	1.53557	0.85781
5-9	1.30897	-1.33145	0.53387	1.70551	1.06773
10-14	1.51746	-1.23168	0.45116	1.57012	0.90231
15-19	1.44476	-1.06652	0.42643	1.53178	0.85287
20-24	1.36949	-0.97855	0.38619	1.47136	0.77237
25-29	1.29194	-0.94642	0.30954	1.36280	0.61909
30-34	1.21242	-0.94878	0.29571	1.34409	0.59143
35-39	1.13125	-0.96428	0.16165	1.17545	0.32330
40-44	1.04872	-0.97155	0.12728	1.13574	0.25457
45-49	0.96515	-0.94926	0.17747	1.19420	0.35495
50-54	0.88084	-0.87605	0.21410	1.23875	0.42821
55-59	0.79611	-0.73057	0.26468	1.30301	0.52935
60-64	0.71125	-0.49146	0.28852	1.33445	0.57704

 Entrada 6: ${}_{100}e_0$

$$\text{Log}(q(i)) = a(i) * \text{Log}({}_{100}e_0) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	2.59195	-12.23891	0.30330	1.35433	0.60661
1-4	3.66261	-17.01508	0.44669	1.56314	0.89339
0-4	2.81513	-12.69458	0.25142	1.28585	0.50284
5-9	3.18337	-16.47584	0.41144	1.50899	0.82289
10-14	2.88886	-15.73920	0.35513	1.42637	0.71026
15-19	2.60757	-14.40325	0.29502	1.34316	0.59005
20-24	2.38721	-13.32828	0.41499	1.51436	0.82998
25-29	2.21410	-12.45001	0.37253	1.45140	0.74505
30-34	2.07457	-11.70418	0.41599	1.51587	0.83198
35-39	1.95495	-11.02651	0.32033	1.37759	0.64067
40-44	1.84156	-10.35270	0.27843	1.32105	0.55686
45-49	1.72073	- 9.61851	0.29501	1.34314	0.59002
50-54	1.57878	- 8.75966	0.26311	1.30098	0.52623
55-59	1.40204	- 7.71186	0.32196	1.37984	0.64393
60-64	1.17684	- 6.41090	0.31838	1.37490	0.63676

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	2.23793	-10.84969	0.29254	1.33983	0.58508
1-4	3.14575	-14.78403	0.43234	1.54086	0.86469
0-4	2.44642	-11.17888	0.24099	1.27251	0.48199
5-9	2.80016	-14.89297	0.39660	1.48677	0.79321
10-14	3.11972	-16.49003	0.33072	1.39197	0.66144
15-19	2.92742	-15.43693	0.31217	1.36638	0.62433
20-24	2.71134	-14.36740	0.34285	1.40896	0.68570
25-29	2.48182	-13.29871	0.29841	1.34771	0.59681
30-34	2.24916	-12.24809	0.31730	1.37342	0.63461
35-39	2.02372	-11.23283	0.25990	1.29680	0.51980
40-44	1.81580	-10.27012	0.25890	1.29550	0.51780
45-49	1.63574	- 9.37730	0.31748	1.37366	0.63495
50-54	1.49386	- 8.57156	0.28777	1.33345	0.57554
55-59	1.40048	- 7.87018	0.30538	1.35714	0.61077
60-64	1.36595	- 7.29044	0.30046	1.35048	0.60092

*Después de los 64 años, se ajusta con una función exponencial; ver tablas en anexo $k(i) = \text{Antilog}(s(i))$.

Entrada 7: $100e_1$

$$\text{Log}(q(i)) = a(i) * \text{Log}(100e_1) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	2.42226	-11.34450	0.41782	1.51865	0.83564
1-4	4.00886	-17.88933	0.50866	1.66307	0.01733
0-4	2.83105	-12.45364	0.36620	1.44225	0.73241
5-9	3.68241	-17.95843	0.42067	1.52298	0.84134
10-14	3.27179	-16.82943	0.35711	1.42919	0.71422
15-19	3.01276	-15.60459	0.29058	1.33721	0.58117
20-24	2.81038	-14.61863	0.37713	1.45809	0.75425
25-29	2.64937	-13.80290	0.34727	1.41520	0.69454
30-34	2.51447	-13.08877	0.38422	1.46847	0.76844
35-39	2.39040	-12.40758	0.28288	1.32695	0.56576
40-44	2.26191	-11.69072	0.23551	1.26556	0.47102
45-49	2.11371	-10.86953	0.26075	1.29791	0.52151
50-54	1.93055	- 9.87540	0.23226	1.26145	0.46452
55-59	1.69716	- 8.63966	0.30233	1.35301	0.60466
60-64	1.39827	- 7.09375	0.31606	1.37171	0.63212

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	2.18477	-10.43468	0.38279	1.46638	0.76559
1-4	3.41998	-15.44390	0.46876	1.59801	0.93752
0-4	2.51025	-11.15970	0.32840	1.38874	0.65680
5-9	3.17153	-15.93380	0.38352	1.46744	0.76703
10-14	3.44722	-17.34234	0.32687	1.38662	0.65374
15-19	3.23691	-16.24446	0.30317	1.35414	0.60633
20-24	3.00412	-15.13718	0.32615	1.38562	0.65230
25-29	2.75904	-14.03619	0.29615	1.34467	0.59230
30-34	2.51184	-12.95719	0.30790	1.36056	0.61579
35-39	2.27269	-11.91583	0.23713	1.26761	0.47426
40-44	2.05177	-10.92779	0.23818	1.26894	0.47637
45-49	1.85926	-10.00876	0.30028	1.35023	0.60055
50-54	1.70534	- 9.17442	0.26610	1.30486	0.53220
55-59	1.60017	- 8.44044	0.29497	1.34309	0.58995
60-64	1.55395	- 7.82252	0.28779	1.33348	0.57558

*Después de los 64 años, se ajusta con una función exponencial; ver tablas en anexo $k(i) = \text{Antilog}(s(i))$.

Cuadros-tipo de mortalidad de dos entradas

Entrada 1 y 3: ${}_{1q_0}$ y ${}_{15q_{15}}$

$$\text{Log}(q(i)) = a1(i) * \text{Log}({}_{1q_0}) + a2(i) ({}_{15q_{15}}) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	*****	*****	*****	*****	*****	
1-4	0.73852	0.68637	0.83191	0.46073	1.58522	0.92145
0-4	0.86153	0.22435	0.76850	0.14869	1.16031	0.29737
5-9	0.41739	0.85954	-0.66727	0.42659	1.53203	0.85318
10-14	0.32081	0.82263	-1.39914	0.37167	1.45015	0.74334
15-19	0.11757	0.97359	-1.13545	0.20289	1.22494	0.40578
20-24	-0.00669	1.03805	-0.98869	0.20135	1.22305	0.40269
25-29	-0.06626	1.03082	-0.93337	0.22372	1.25072	0.44745
30-34	-0.07542	0.96669	-0.94401	0.33568	1.39889	0.67136
35-39	-0.04845	0.86045	-0.99515	0.26338	1.30132	0.52676
40-44	0.00036	0.72689	-1.06129	0.24128	1.27288	0.48257
45-49	0.05675	0.58080	-1.11696	0.30708	1.35945	0.61417
50-54	0.10641	0.43698	-1.13668	0.29299	1.34042	0.58597
55-59	0.13508	0.31021	-1.09497	0.34487	1.41180	0.68974
60-64	0.12847	0.21530	-0.96635	0.35875	1.43154	0.71749

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	*****	*****	*****	*****	*****	*****
1-4	0.51841	0.71359	0.50265	0.43706	1.54815	0.87412
0-4	0.79394	0.23655	0.67990	0.15307	1.16541	0.30615
5-9	0.18195	0.87708	-1.21726	0.40813	1.50400	0.81626
10-14	0.18559	0.99547	-1.23779	0.32383	1.38241	0.64765
15-19	0.06720	1.04942	-1.02253	0.18319	1.20104	0.36638
20-24	-0.00380	1.03911	-0.96728	0.13472	1.14421	0.26944
25-29	-0.03635	0.97911	-1.02653	0.15986	1.17335	0.31972
30-34	-0.03942	0.88397	-1.15474	0.22997	1.25856	0.45994
35-39	-0.02197	0.76825	-1.30638	0.20783	1.23100	0.41566
40-44	0.00704	0.64650	-1.43592	2.25821	1.29460	0.51641
45-49	0.03864	0.53328	-1.49783	0.32651	1.38612	0.65301
50-54	0.06387	0.44315	-1.44659	0.32144	1.37911	0.64287
55-59	0.07378	0.39066	-1.23665	0.33280	1.39487	0.66560
60-64	0.05940	0.39037	-0.82250	0.34185	1.40754	0.68369

Entradas 1 y 4: $1q_0$ y $20q_{25}$

$$\text{Log}(q(i)) = a1(i) * \text{Log}(sq_0) + a2(i) (25q_{25}) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	*****	*****	*****	*****	*****	*****
1-4	0.88604	0.58637	0.37287	0.49656	1.64307	0.99313
0-4	0.90882	0.19362	0.62085	0.16020	1.17374	0.32039
5-9	0.61027	0.71713	-1.26315	0.48955	1.63158	0.97910
10-14	0.51570	0.66463	-1.99603	0.42889	1.53555	0.85778
15-19	0.28709	0.91558	-1.68388	0.30760	1.36015	0.61520
20-24	0.13139	1.06623	-1.46317	0.33064	1.39186	0.66128
25-29	0.03675	1.13077	-1.31641	0.22665	1.25439	0.45329
30-34	-0.00866	1.12339	-1.22610	0.24911	1.28289	0.49823
35-39	-0.01669	1.05830	-1.17474	0.20297	1.22504	0.40594
40-44	0.00082	0.94968	-1.14484	0.13656	1.14632	0.27311
45-49	0.03203	0.81174	-1.11890	0.23146	1.26044	0.46292
50-54	0.06510	0.65867	-1.07943	0.26272	1.30046	0.52543
55-59	0.08819	0.50467	-1.00893	0.31118	1.36504	0.62237
60-64	0.08945	0.36393	-0.88990	0.34200	1.40776	0.68399

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	*****	*****	*****	*****	*****	*****
1-4	0.62487	0.80489	0.43915	0.45730	1.57980	0.91460
0-4	0.82974	0.26607	0.65830	0.15961	1.17305	0.31921
5-9	0.29606	1.01397	-1.27711	0.43222	1.54067	0.86444
10-14	0.33965	1.11467	-1.33241	0.35727	1.42942	0.71454
15-19	0.23805	1.16264	-1.13144	0.31194	1.36608	0.62389
20-24	0.15099	1.17242	-1.05949	0.27176	1.31227	0.54352
25-29	0.07898	1.14969	-1.08025	0.19377	1.21381	0.38753
30-34	0.02252	1.10012	-1.15739	0.20826	1.23153	0.41652
35-39	-0.01789	1.02939	-1.25461	0.12718	1.13562	0.25436
40-44	-0.04175	0.94319	-1.33561	0.14401	1.15490	0.28802
45-49	-0.04856	0.84718	-1.36406	0.26661	1.30553	0.53322
50-54	-0.03782	0.74705	-1.30366	0.26198	1.29949	0.52395
55-59	-0.00901	0.64848	-1.11810	0.30503	1.35667	0.61006
60-64	0.03834	0.55713	-0.77106	0.31625	1.37197	0.63250

*Después de los 64 años, se ajusta con una función exponencial; ver tablas en anexo $k(i) = \text{Antilog}(s(i))$.

 Entradas 1 y 5: ${}_{1q_0}$ y ${}_{15q_{35}}$

$$\text{Log}(q(i)) = a1(i) * \text{Log}({}_{1q_0}) + a2(i) ({}_{15q_{35}}) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	*****	*****	*****	*****	*****	*****
1-4	0.96633	0.46337	0.24454	0.52029	1.68252	1.04058
0-4	0.93426	0.15552	0.58167	0.16792	1.18285	0.33585
5-9	0.67964	0.63432	-1.33402	0.51567	1.67476	1.03134
10-14	0.56176	0.63063	-2.00730	0.45444	1.57530	0.90889
15-19	0.36833	0.82705	-1.75248	0.35212	1.42207	0.70423
20-24	0.22302	0.97011	-1.53418	0.38116	1.46398	0.76231
25-29	0.11949	1.06269	-1.34862	0.33388	1.39637	0.66775
30-34	0.05140	1.10768	-1.19201	0.34504	1.41205	0.69008
35-39	0.01240	1.10795	-1.06058	0.21995	1.24601	0.43990
40-44	-0.00384	1.06640	-0.95054	0.13463	1.14412	0.26927
45-49	-0.00368	0.98591	-0.85812	0.11991	1.12740	0.23983
50-54	0.00655	0.86936	-0.77954	0.20927	1.23278	0.41854
55-59	0.02050	0.71963	-0.71101	0.26368	1.30171	0.52736
60-64	0.03182	0.53961	-0.64876	0.31989	1.37698	0.63978

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	*****	*****	*****	*****	*****	*****
1-4	0.78708	0.67361	0.52700	0.49398	1.63882	0.98795
0-4	0.88098	0.22685	0.69157	0.17047	1.18586	0.34094
5-9	0.48791	0.87049	-1.14428	0.48864	1.63010	0.97728
10-14	0.47584	1.08797	-1.05378	0.39749	1.48808	0.79498
15-19	0.42086	1.06331	-0.91317	0.38319	1.46696	0.76638
20-24	0.34435	1.05645	-0.85537	0.36314	1.43783	0.72628
25-29	0.25522	1.05941	-0.85636	0.28443	1.32900	0.56886
30-34	0.16238	1.06421	-0.89208	0.28339	1.32762	0.56677
35-39	0.07474	1.06285	-0.93851	0.15926	1.17264	0.31852
40-44	0.00120	1.04735	-0.97159	0.12776	1.13628	0.25552
45-49	-0.04932	1.00972	-0.96729	0.17494	1.19118	0.34989
50-54	-0.06791	0.94199	-0.90157	0.21323	1.23767	0.42646
55-59	-0.04567	0.83615	-0.75039	0.26603	1.30478	0.53207
60-64	0.02632	0.68423	-0.48969	0.28998	1.33640	0.57996

*Después de los 64 años, se ajusta con una función exponencial; ver tablas en anexo $k(i) = \text{Antilog}(s(i))$.

Entradas 2 y 3: s_{q_0} y ${}_{15}q_{15}$

$$\text{Log}(q(i)) = a1(i) * \text{Log}(s_{q_0}) + a2(i) ({}_{15}q_{15}) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	1.01926	-0.14020	-0.79959	0.16156	1.17535	0.32313
1-4	1.11425	0.27561	0.00506	0.32240	1.38043	0.64479
0-4	*****	*****	*****	*****	*****	*****
5-9	0.67053	0.59300	-1.16050	0.37040	1.44831	0.74079
10-14	0.45026	0.67327	-1.73529	0.34186	1.40756	0.68371
15-19	0.16902	0.91565	-1.26088	0.20216	1.22405	0.40433
20-24	-0.00776	1.04010	-0.98216	0.19868	1.21980	0.39737
25-29	-0.09892	1.06707	-0.85940	0.22336	1.25027	0.44671
30-34	-0.12333	1.01701	-0.85293	0.33541	1.39852	0.67083
35-39	-0.09986	0.91038	-0.92302	0.26325	1.30116	0.52651
40-44	-0.04738	0.76764	-1.02999	0.24071	1.27215	0.48142
45-49	0.01526	0.60923	-1.13413	0.30893	1.36196	0.61785
50-54	0.06919	0.45561	-1.19574	0.29483	1.34289	0.58965
55-59	0.09555	0.32724	-1.17512	0.34587	1.41323	0.69175
60-64	0.07547	0.24456	-1.03256	0.36265	1.43713	0.72530

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	1.02294	-0.11346	-0.76339	0.17345	1.18940	0.34690
1-4	1.04592	0.25272	-0.09572	0.31193	1.36607	0.62387
0-4	*****	*****	*****	*****	*****	*****
5-9	0.50118	0.61092	-1.47951	0.37429	1.45395	0.74857
10-14	0.29294	0.89439	-1.41891	0.31251	1.36686	0.62503
15-19	0.10628	1.01281	-1.08774	0.18174	1.19930	0.36347
20-24	-0.00760	1.04269	-0.96226	0.13508	1.14462	0.27015
25-29	-0.06319	1.00373	-0.98801	0.15975	1.17321	0.31950
30-34	-0.07495	0.91563	-1.11056	0.22928	1.25770	0.45857
35-39	-0.05734	0.79809	-1.27547	0.20790	1.23109	0.41580
40-44	-0.02482	0.67082	-1.42829	0.25772	1.29397	0.51543
45-49	0.00813	0.55352	-1.51458	0.32562	1.38489	0.65124
50-54	0.02706	0.46589	-1.47990	0.32164	1.37939	0.64328
55-59	0.01750	0.42763	-1.26981	0.33414	1.39674	0.66828
60-64	-0.03502	0.45844	-0.82986	0.34307	1.40926	0.68614

Entradas 2 y 4: s_{q_0} y ${}_{20}q_{25}$

$$\text{Log}(q(i)) = a1(i) * \text{Log}(s_{q_0}) + a2(i) ({}_{20}q_{25}) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.97205	-0.09379	-0.66796	0.16644	1.18109	0.33288
1-4	1.20953	0.17946	-0.26033	0.33220	1.39403	0.66440
0-4	*****	*****	*****	*****	*****	*****
5-9	0.86480	0.40749	-1.70274	0.40615	1.50103	0.81230
10-14	0.67443	0.45548	-2.36056	0.37836	1.45989	0.75673
15-19	0.39088	0.78486	-1.88854	0.29266	1.33999	0.58532
20-24	0.19332	0.99305	-1.55843	0.32875	1.38923	0.65750
25-29	0.06784	1.09759	-1.34454	0.22625	1.25389	0.45250
30-34	0.00052	1.11600	-1.22118	0.24951	1.28339	0.49901
35-39	-0.02254	1.06583	-1.16268	0.20303	1.22511	0.40607
40-44	-0.01525	0.96461	-1.14334	0.13526	1.14484	0.27053
45-49	0.00848	0.82987	-1.13748	0.23145	1.26042	0.46289
50-54	0.03474	0.67916	-1.11941	0.26396	1.30208	0.52792
55-59	0.04962	0.53002	-1.06345	0.31022	1.36372	0.62044
60-64	0.03921	0.39996	-0.94391	0.34487	1.41181	0.68975

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.99384	-0.11233	-0.73323	0.17504	1.19129	0.35008
1-4	1.10689	0.25575	-0.15738	0.31584	1.37141	0.63168
0-4	*****	*****	*****	*****	*****	*****
5-9	0.61831	0.66168	-1.58547	0.38523	1.46995	0.77045
10-14	0.50076	0.91652	-1.62581	0.33636	1.39984	0.67272
15-19	0.35211	1.02283	-1.33698	0.29904	1.34856	0.59808
20-24	0.22515	1.08218	-1.18989	0.26776	1.30703	0.53551
25-29	0.11961	1.10093	-1.14837	0.19345	1.21343	0.38691
30-34	0.03525	1.08547	1.17627	0.20849	1.23181	0.41697
35-39	-0.02819	1.04217	-1.23742	0.12762	1.13613	0.25525
40-44	-0.07098	0.97739	-1.29563	0.14437	1.15531	0.28874
45-49	-0.09338	0.89750	-1.31476	0.26105	1.29829	0.52210
50-54	-0.09564	0.80889	-1.25864	0.25859	1.29511	0.51718
55-59	-0.07802	0.71791	-1.09108	0.30409	1.35539	0.60818
60-64	-0.04078	0.63094	-0.77594	0.31534	1.37072	0.63067

*Después de los 64 años, se ajusta con una función exponencial; ver tablas en anexo $k(i) = \text{Antilog}(s(i))$.

Entradas 2 y 5: s_{q_0} y ${}_{15}q_{35}$

$$\text{Log}(q(i)) = a1(i) * \text{Log}(s_{q_0}) + a2(i) ({}_{15}q_{35}) + b(i)$$

Hombres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.94540	-0.04621	-0.60652	0.16909	1.18422	0.33817
1-4	1.26327	0.08220	-0.38662	0.33725	1.40109	0.67450
0-4	*****	*****	*****	*****	*****	*****
5-9	0.92154	0.33446	-1.78210	0.41698	1.51737	0.83396
10-14	0.71349	0.42898	-2.37192	0.39121	1.47877	0.78242
15-19	0.48517	0.67813	-1.99380	0.32567	1.38496	0.65134
20-24	0.30972	0.86459	-1.68237	0.37253	1.45140	0.74506
25-29	0.18022	0.99241	-1.42987	0.32522	1.38434	0.65044
30-34	0.08980	1.06564	-1.22856	0.34171	1.40736	0.68343
35-39	0.03155	1.08831	-1.07068	0.21828	1.24393	0.43655
40-44	-0.00142	1.06447	-0.94850	0.13477	1.14427	0.26954
45-49	-0.01601	0.99816	-0.85427	0.11809	1.12535	0.23618
50-54	-0.01912	0.89343	-0.78024	0.20935	1.23288	0.41870
55-59	-0.01763	0.75431	-0.71866	0.26080	1.29796	0.52159
60-64	-0.01845	0.58486	-0.66178	0.32123	1.37882	0.64246

Mujeres

<i>Edad (i)</i>	<i>a1(i)</i>	<i>a2(i)</i>	<i>b(i)</i>	<i>s(i)</i>	<i>k(i)</i>	<i>2*s(i)</i>
0	0.95717	-0.07162	-0.71025	0.17729	1.19398	0.35458
1-4	1.19388	0.15702	-0.21717	0.32266	1.38079	0.64532
0-4	*****	*****	*****	*****	*****	*****
5-9	0.78969	0.49865	-1.62596	0.41282	1.51107	0.82564
10-14	0.63646	0.86576	-1.46553	0.35803	1.43051	0.71607
15-19	0.55874	0.87116	-1.27554	0.35043	1.41967	0.70085
20-24	0.45622	0.90027	-1.15139	0.34234	1.40824	0.68468
25-29	0.33910	0.94272	-1.07603	0.27263	1.31342	0.54527
30-34	0.21758	0.98815	-1.03243	0.27838	1.32099	0.55676
35-39	0.10186	1.02621	-1.00355	0.15414	1.16666	0.30829
40-44	0.00213	1.04652	-0.97236	0.12664	1.13500	0.25327
45-49	-0.07140	1.03872	-0.92183	0.16835	1.18335	0.33669
50-54	-0.10853	0.99246	-0.83491	0.21112	1.23506	0.42225
55-59	-0.09907	0.89737	-0.69457	0.26455	1.30284	0.52909
60-64	-0.03281	0.74310	-0.48379	0.28958	1.33586	0.57916

*Después de los 64 años, se ajusta con una función exponencial; ver tablas en anexo $k(i) = \text{Antilog}(s(i))$.

III. Tablas-tipo de mortalidad de la OCDE. Estándares regionales

<i>Región A</i>	<i>Hombres</i>		<i>Mujeres</i>	
	<i>1(x) logit 1(x)</i>		<i>1(x) logit 1(x)</i>	
<i>Edad</i>				
0	10 000		10 000	
1	9 172	1.20245	9 284	1.28133
5	8 823	1.00720	8 865	1.02789
10	8 727	0.96285	8 785	0.98935
15	8 672	0.93834	8 736	0.96679
20	8 598	0.90688	8 664	0.93494
25	8 502	0.86819	8 566	0.89380
30	8 398	0.82842	8 450	0.84812
35	8 282	0.78654	8 316	0.79883
40	8 140	0.73831	8 164	0.74624
45	7 959	0.68058	7 995	0.69178
50	7 704	0.60550	7 787	0.62917
55	7 357	0.51194	7 517	1.55388
60	6 890	0.39775	7 146	0.45899
65	6 233	0.25196	6 599	0.33158
70	5 397	0.07965	5 904	0.18301
75	4 357	-0.12914	5 015	0.00308
80	3 153	-0.38770	3 934	-0.21648
<i>Región B</i>	<i>Hombres</i>		<i>Mujeres</i>	
<i>Edad</i>	<i>1(x) logit 1(x)</i>		<i>1(x) logit 1(x)</i>	
	10 000		10 000	
1	9 400	1.37577	9 516	1.49030
5	9 178	1.20652	9 296	1.29036
10	9 108	1.16197	9 240	1.24936
15	9 061	1.13348	9 204	1.22397
20	8 993	1.09478	9 148	1.18742
25	8 875	1.03287	9 074	1.14150
30	8 751	0.97383	8 965	1.07950
35	8 617	0.91480	8 815	1.00369
40	8 429	0.84009	8 636	0.92285
45	8 157	0.74402	8 401	0.82976
50	7 791	0.61884	8 090	0.72178
55	7 132	0.45555	7 647	0.58954
60	6 311	0.26854	7 058	0.43777
65	5 186	0.03735	6 263	0.25826
70	3 781	-0.24870	5 246	0.04931
75	2 223	-0.62589	4 015	-0.19941
80	831	-1.20034	2 655	-0.50861

<i>Región C</i> <i>Edad</i>	<i>Hombres</i>		<i>Mujeres</i>	
	<i>1(x) logit 1(x)</i>		<i>1(x) logit 1(x)</i>	
0	10 000		10 000	
1	9 252	1.25796	9 367	1.34758
5	8 937	1.06503	9 021	1.11070
10	8 861	1.02578	8 939	1.06609
15	8 813	1.00271	8 897	1.04420
20	8 738	0.96762	8 838	1.01462
25	8 622	0.91687	8 749	0.97287
30	8 502	0.86834	8 645	0.92662
35	8 337	0.80614	8 509	0.87118
40	8 136	0.73690	8 334	0.80531
45	7 862	0.65125	8 129	0.73456
50	7 509	0.55175	7 870	0.65366
55	7 037	0.43262	7 524	0.55583
60	6 412	0.29050	7 069	0.44034
65	5 552	0.11092	6 417	0.29151
70	4 505	-0.09925	5 601	0.12095
75	3 284	-0.35764	4 590	-0.08214
80	2 005	-0.69158	3 412	-0.32883

<i>Región D</i> <i>Edad</i>	<i>Hombres</i>		<i>Mujeres</i>	
	<i>1(x) logit 1(x)</i>		<i>1(x) logit 1(x)</i>	
0	10 000		10 000	
1	8 854	1.02230	8 970	1.08222
5	8 298	0.79241	8 382	0.82270
10	8 153	0.74248	8 250	0.77560
15	8 087	0.72098	8 180	0.75150
20	7 987	0.68931	8 074	0.71672
25	7 851	0.64809	7 944	0.67585
30	7 703	0.60515	7 791	0.63037
35	7 531	0.55770	7 617	0.58107
40	7 359	0.51264	7 415	0.52691
45	7 125	0.45392	7 168	0.46434
50	6 809	0.37908	6 895	0.39897
55	6 350	0.27707	6 538	0.31804
60	5 755	0.15227	6 074	0.21834
65	4 954	-0.00919	5 377	0.07572
70	3 951	-0.21294	4 535	-0.09318
75	2 785	-0.47579	3 514	-0.30636
80	1 588	-0.83338	2 377	-0.58258

<i>Región total</i>	<i>Hombres</i>		<i>Mujeres</i>	
<i>Edad</i>	<i>1(x) logit 1(x)</i>		<i>1(x) logit 1(x)</i>	
0	10 000		10 000	
1	9 132	1.17667	9 300	1.29338
5	8 771	0.98297	8 904	1.04768
10	8 677	0.94077	8 820	1.00602
15	8 620	0.91626	8 776	0.98512
20	8 536	0.88196	8 699	0.95027
25	8 421	0.83709	8 601	0.90820
30	8 299	0.79268	8 484	0.86126
35	8 158	0.74425	8 339	0.80708
40	7 989	0.68992	8 162	0.74562
45	7 747	0.61768	7 950	0.67786
50	7 418	0.52785	7 695	0.60286
55	6 952	0.41237	7 341	0.50789
60	6 347	0.27626	6 889	0.39766
65	5 501	0.10069	6 236	0.25264
70	4 452	-0.10997	5 418	0.08396
75	3 215	-0.37324	4 406	-0.11932
80	1 915	-0.71993	3 233	-0.36924

IV. Multiplicadores que permiten evaluar el cociente de mortalidad $q(a)$ a partir de las proporciones de infantes difuntos (métodos de Brass)

Grupo de edad de las mujeres	Multiplicadores									
15-19	$q(1)$	0.859	0.890	0.928	0.977	1.041	1.129	1.254	1.425	
20-24	$q(2)$	0.938	0.959	0.983	1.010	1.043	1.082	1.129	1.188	
25-29	$q(3)$	0.948	0.962	0.978	0.994	1.012	1.033	1.055	1.081	
30-34	$q(5)$	0.961	0.975	0.988	1.002	1.016	1.031	1.046	1.063	
35-39	$q(10)$	0.966	0.982	0.996	1.011	1.026	1.040	1.054	1.069	
40-44	$q(15)$	0.938	0.955	0.971	0.988	1.004	1.021	1.037	1.052	
45-49	$q(20)$	0.937	0.953	0.969	0.986	1.003	1.021	1.039	1.057	
50-54	$q(25)$	0.949	0.966	0.983	1.001	1.019	1.036	1.054	1.072	
55-59	$q(30)$	0.951	0.968	0.985	1.002	1.020	1.039	1.058	1.076	
60-64	$q(35)$	0.949	0.965	0.982	0.999	1.016	1.034	1.052	1.070	
Indicadores:										
P_1/P_2		0.387	0.330	0.268	0.205	0.143	0.090	0.045	0.014	
P_2/P_3		0.616	0.577	0.535	0.490	0.441	0.421	0.344	0.271	
\bar{m}		24.7	25.7	36.7	27.7	28.7	29.7	30.7	31.7	

Fuente: W. Brass, *Mortality estimation by indirect means*, UNESOB, Beirut, 1972

V. Coeficientes de regresión para la medida de la mortalidad de los jóvenes. (método de Sullivan)

A. Modelo de fecundidad general según la edad

	Esquema de mortalidad	Coeficientes de regresión	
		A	B
	W	1.30	-0.54
	N	1.30	-0.63
	E	1.26	-0.44
	S	1.33	-0.61
${}_3q_0/d_{25-29} = A + B (P_{20-24}/P_{25-29})$	W	1.17	-0.40
	N	1.17	-0.50
	E	1.14	-0.33
	S	1.20	-0.44
${}_5q_0/d_{30-34} = A + B (P_{20-24}/P_{25-29})$	W	1.13	-0.33
	N	1.15	-0.42
	E	1.11	-0.26
	S	1.14	-0.32

B. Modelo de fecundidad según la duración del matrimonio

	Esquema de mortalidad	Coeficientes de regresión	
		A	B
${}_2q_0/d_{0-9} = A + B (P_{0-4}/P_{5-9})$	W	1.34	-0.35
	N	1.34	-0.38
	E	1.29	-0.28
	S	1.40	-0.42
${}_3q_0/d_{5-9} = A + B (P_{0-4}/P_{5-9})$	W	1.18	-0.44
	N	1.18	-0.57
	E	1.16	-0.36
	S	1.22	-0.46
${}_5q_0/d_{10-14} = A + B (P_{0-4}/P_{5-9})$	W	1.17	-0.44
	N	1.20	-0.53
	E	1.14	-0.37
	S	1.19	-0.50

Fuente: J. M. Sullivan, "Model for estimation of the probability of dying between birth and exact ages of early childhood", *Population Studies*, 26(1), 1972, pp. 79-97.

VI. Coeficientes de regresión para la medida de la mortalidad de los jóvenes (método de Trussell)

Modelo de fecundidad general según la edad

<i>Esquema de mortalidad</i>	<i>E</i>	<i>A</i>	<i>B</i>	<i>C</i>	<i>D</i>
<hr/>					
${}_2q_0/d_{20-24}$					
<hr/>					
<i>W</i>	1.0211	-0.2772	-0.0573	-0.0305	-0.0548
<i>N</i>	0.9674	-0.3615	-0.0509	-0.0363	-0.0645
<i>E</i>	1.0429	-0.2343	-0.0601	-0.0234	-0.0384
<i>S</i>	0.9938	-0.2920	-0.0532	-0.0377	-0.0712
<hr/>					
${}_3q_0/d_{25-29}$					
<hr/>					
<i>W</i>	0.9754	-0.0249	-0.1153	0.0101	-0.1285
<i>N</i>	0.9281	-0.0508	-0.1467	0.0109	-0.1565
<i>E</i>	0.9973	-0.0148	-0.1120	0.0082	-0.0996
<i>S</i>	0.9630	-0.0170	-0.0996	0.0120	-0.1584
<hr/>					
${}_5q_0/d_{30-34}$					
<hr/>					
<i>W</i>	0.9975	0.0480	-0.1362	-0.0232	-0.1273
<i>N</i>	0.9623	0.0666	-0.1683	0.0300	-0.1739
<i>E</i>	1.0016	0.0500	-0.1172	0.0188	-0.1019
<i>S</i>	0.9832	0.0570	-0.1069	0.0257	-0.1482

Fuente: T.J. Trussell, "A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates", *Population Studies*, 29(1), 1975, pp. 97-107.

VII. Corrección considerando la declinación de la mortalidad

<i>Edad</i>	<i>Esquema de mortalidad</i>	<i>Coefficientes de regresión</i>	
		<i>A</i>	<i>B</i>
2	Oeste	1.215	-6.992
	Norte	2.189	-11.565
	Este	0.383	-4.536
	Sur	2.425	-9.169
3	Oeste	-0.366	-7.797
	Norte	0.224	-11.602
	Este	-0.896	-6.188
	Sur	0.508	-8.187
5	Oeste	-1.990	-7.974
	Norte	-1.144	-10.530
	Este	-2.655	-6.541
	Sur	-1.533	07.621

Fuente: E.P. Kraly y D.A. Norris, "An evaluation of Brass mortality estimates under conditions of declining mortality", *Demography*, 15(4), 1978, pp. 549-558.

VIII. Coeficientes que permiten transformar la proporción de madres o padres sobrevivientes en probabilidades de sobrevivir

$$A - \text{Para las madres: } \frac{I(25 + N)}{I(25)} = W(N) {}_5\Pi_{N-5} + [1-W(N)] {}_5\Pi_N$$

N Edad central	M (Edad media al nacimiento de los niños)								
	22	23	24	25	26	27	28	29	30
10	0.420	0.470	0.517	0.557	0.596	0.634	0.674	0.717	0.758
15	0.418	0.489	0.556	0.618	0.678	0.738	0.800	0.863	0.924
20	0.404	0.500	0.590	0.673	0.756	0.838	0.921	1.004	1.085
25	0.366	0.485	0.598	0.704	0.809	0.913	0.016	1.118	1.218
30	0.303	0.445	0.580	0.708	0.834	0.957	1.080	1.203	1.323
35	0.241	0.401	0.554	0.701	0.844	0.986	1.128	1.270	1.412
40	0.125	0.299	0.467	0.630	0.791	0.950	1.111	1.274	1.442
45	0.007	0.186	0.361	0.535	0.708	0.884	1.063	1.250	1.447
50	-1.190	-0.017	0.158	0.334	0.514	0.699	0.890	1.095	1.318
55	-0.368	-0.220	-0.059	0.101	0.270	0.456	0.645	0.856	1.083
60	-0.466	-0.352	-0.217	-0.084	0.053	0.220	0.378	0.579	0.800

$$B - \text{Para los padres: } \frac{I + (B + N + 2.5)}{I(B)} = W(N) {}_5\Pi_{N-5} + [1 - W(N)] {}_5\Pi_N$$

N Edad	$(a) I(35 + N) / I(32.5)$ M' (edad media al nacimiento de los infantes)								
	27	28	29	30	31	32	33	34	35
27	0.420	0.470	0.517	0.557	0.596	0.634	0.674	0.717	0.758
28	0.418	0.489	0.556	0.618	0.678	0.738	0.800	0.863	0.924
29	0.404	0.500	0.590	0.673	0.756	0.838	0.921	1.004	1.085
30	0.366	0.485	0.598	0.704	0.809	0.913	0.016	1.118	1.218
31	0.303	0.445	0.580	0.708	0.834	0.957	1.080	1.203	1.323
32	0.241	0.401	0.554	0.701	0.844	0.986	1.128	1.270	1.412
33	0.125	0.299	0.467	0.630	0.791	0.950	1.111	1.274	1.442
34	0.007	0.186	0.361	0.535	0.708	0.884	1.063	1.250	1.447
35	-1.190	-0.017	0.158	0.334	0.514	0.699	0.890	1.095	1.318
36	-0.368	-0.220	-0.059	0.101	0.270	0.456	0.645	0.856	1.083
37	-0.466	-0.352	-0.217	-0.084	0.053	0.220	0.378	0.579	0.800

10	0.115	0.192	0.258	0.322	0.388	0.455	0.521	0.587	0.650	0.714
15	0.044	0.151	0.243	0.336	0.429	0.522	0.613	0.702	0.790	0.877
20	-0.090	0.043	0.166	0.287	0.406	0.523	0.638	0.750	0.861	0.969
25	-0.251	-0.093	0.051	0.194	0.335	0.474	0.611	0.744	0.877	1.007
30	-0.503	-0.327	-0.161	0.001	0.162	0.319	0.475	0.627	0.779	0.931
35	-0.800	-0.640	-0.408	-0.211	-0.047	0.109	0.269	0.438	0.610	0.782
40	-1.051	-0.856	-0.714	-0.554	-0.379	-0.203	-0.034	0.133	0.303	0.480
45	-1.285	-1.120	-0.963	-0.806	-0.651	-0.495	-0.340	-0.183	-0.024	0.141
50	-1.296	-1.162	-1.030	-0.903	-0.776	-0.651	-0.524	-0.396	-0.264	-0.128
55	-1.142	-1.140	-0.943	-0.850	-0.758	-0.667	-0.576	-0.486	-0.397	-0.304

(b) $l(40 + N) / l(37.5)$

M' (edad media al nacimiento de los infantes)

<i>N</i> Edad central										
	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45
10	0.384	0.460	0.537	0.613	0.687	0.758	0.827	0.897	0.969	1.040
15	0.378	0.484	0.588	0.690	0.790	0.888	0.984	1.079	1.174	1.268
20	0.324	0.455	0.582	0.708	0.833	0.954	1.075	1.195	1.318	1.441
25	0.164	0.315	0.465	0.613	0.759	0.904	1.051	1.197	1.346	1.497
30	-0.043	0.122	0.286	0.450	0.614	0.778	0.944	1.116	1.295	1.480
35	-0.359	-0.183	-0.015	0.152	0.321	0.496	0.677	0.863	1.062	1.278
40	-0.624	-0.473	-0.316	-0.157	0.003	0.168	0.342	0.529	0.722	0.923
45	-0.757	-0.631	-0.503	-0.372	-0.237	-0.099	0.047	0.208	0.393	.601
50	-0.742	-0.650	-0.559	-0.471	-0.377	-0.280	-0.182	-0.069	0.063	0.225
55	-0.559	-0.541	-0.485	-0.425	-0.366	-0.308	-0.238	-0.149	-0.049	0.091

Fuente: W. Brass, *Mortality estimation by indirect means*, UNESOB, Beirut, 1972.

IX. Coeficientes de regresión para la medida de la mortalidad femenina a partir de las proporciones de huérfanos de madre

<i>N</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>
20	-0.3534	0.00553	1.1568
25	-0.3768	0.00755	1.1360
30	-0.4134	0.00997	1.1192
35	-0.4620	0.01270	1.1091
40	-0.5145	0.01541	1.1059
45	-0.5504	0.01736	1.1037
50	-0.5342	0.01736	-1.0841

Fuente: K. Hill y J. Trussell, "Further developments in indirect mortality estimation", *Population Studies*, 31(2), 1977, pp. 313-334.

X(a). Coeficientes que permiten convertir las proporciones de no viudas en probabilidades masculinas de sobrevivencia

Probabilidad $1_{N+5}^m / 1_{22.5}^m$ Edad femenina al matrimonio, 18 años

<i>Edad masculina</i>	<i>Edad central N femenina</i>									
	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65
19	0.4564	0.2573	0.2488	0.2209	0.1741	0.1102	0.0279	-0.0404	-0.1478	-0.2305
20	0.4928	0.3052	0.3100	0.3003	0.2771	0.2386	0.1802	0.1299	0.0363	-0.0430
21	0.5232	0.3459	-0.3648	0.3744	0.3749	0.3614	0.3259	0.2934	0.2137	0.1393
22	0.5481	0.3805	0.4142	0.4440	0.4683	0.4790	0.4657	0.4508	0.3853	0.3178
23	0.5678	0.4097	0.4590	0.5099	0.5580	0.5921	0.6002	0.6028	0.5521	0.4940
24	0.5830	0.4344	0.5006	0.5731	0.6447	0.7015	0.7303	0.7504	0.7154	0.6696
25	0.5945	0.4563	0.5404	0.6349	0.7294	0.8079	0.8568	0.8944	0.8767	0.8462
26	0.6038	0.4770	0.5799	0.6965	0.8131	0.9123	0.9807	1.0359	1.0375	1.0257
27	0.6120	0.4979	0.6205	0.7589	0.8966	1.0154	1.1027	1.1761	1.1994	1.2103

Probabilidad $1_{N+5}^m / 1_{27.5}^m$ Edad femenina al matrimonio, 22 años

<i>Edad masculina</i>	<i>Edad central N femenina</i>									
	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65
22	2.8983	0.7002	0.5121	0.4367	0.3235	0.1844	0.0291	-0.0997	-0.2547	-0.3663
23	2.8329	0.7180	0.5424	0.4851	0.3982	0.2902	0.1658	0.0617	-0.0746	-0.1797
24	2.7839	0.7318	0.5682	0.5303	0.4703	0.3928	0.2980	0.2174	0.0992	0.0011
25	2.7490	0.7424	0.5910	0.5738	0.5409	0.4930	0.4263	0.3681	0.2677	0.1776
26	2.7243	0.7509	0.6127	0.6171	0.6113	0.5918	0.5516	0.5149	0.4319	0.3514
27	2.7054	0.7584	0.6347	0.6615	0.6823	0.6897	0.6745	0.6585	0.5930	0.5240
28	2.6871	0.7660	0.6582	0.7078	0.7544	0.7873	0.7957	0.7996	0.7521	0.6970
29	2.6659	0.7747	0.6837	0.7563	0.8277	0.8847	0.9155	0.9389	0.9104	0.8719
30	2.6407	0.7846	0.7112	0.8068	0.9019	0.9817	1.0340	1.0768	1.0690	1.0504

X(a) bis. Corrección para la edad media femenina en el primer matrimonio

$I_{N+5}^m / I_{22.5}^m$		$I_{N+5}^m / I_{27.5}^m$	
<i>Edad media en el primer matrimonio</i>	<i>Corrección</i>	<i>Edad media en el primer matrimonio</i>	<i>Corrección</i>
15	0.6	20	0.4
16	0.4	21	0.2
17	0.2	22	—
18	—	23	-0.2
19	-0.2	24	-0.4
20	-0.4	25	-0.6

X(b). Coeficientes que permiten convertir las proporciones de no viudos en probabilidades femeninas de sobrevivencia

Probabilidad $1_{N+5}^f / 1_{17.5}^f$ Edad masculina al matrimonio, 23 años

<i>Edad femenina</i>	<i>Edad central N masculina</i>									
	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70
15	0.3853	0.1129	0.0999	0.1110	0.113	0.1043	0.0861	0.0483	0.0172	0.0593
16	0.4423	0.1930	0.1869	0.2087	0.2252	0.2371	0.2380	0.2174	0.1988	0.1325
17	0.4944	0.2635	0.2669	0.3004	0.3332	0.3638	0.3831	0.3790	0.3733	0.3175
18	0.5399	0.3242	0.3386	0.3847	0.4343	0.4835	0.5209	0.5332	0.5408	0.4964
19	0.5783	0.3758	0.4017	0.4614	0.5284	0.5964	0.6516	0.6804	0.7017	0.6704
20	0.6100	0.4191	0.4566	0.5310	0.6161	0.7028	0.7757	0.8211	0.8568	0.8408
21	0.6357	0.4546	0.5041	0.5943	0.6980	0.8034	0.8939	0.9563	0.0070	0.0090
22	0.6553	0.4828	0.5451	0.6522	0.7751	0.8990	0.0070	1.0865	1.1535	1.1765

Probabilidad $1_{N-5}^f / 1_{22.5}^f$ Edad masculina al matrimonio, 27 años

<i>Edad masculina</i>	<i>Edad central N masculina</i>									
	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70
17	3.4103	0.5870	0.3636	0.3277	0.2584	0.1567	0.0333	-0.1049	-0.2163	-0.3577
18	3.2457	0.6297	0.4253	0.4010	0.3468	0.2671	0.1695	0.0567	-0.0355	-0.1613
19	3.1049	0.6659	0.4784	0.4657	0.4279	0.3708	0.2987	0.2106	0.1373	0.0269
20	2.9865	0.6961	0.5233	0.5223	0.5021	0.4682	0.4214	0.3572	0.3027	0.2076
21	2.8889	0.7208	0.5602	0.5717	0.5703	0.5600	0.5381	0.4972	0.4615	0.3818
22	2.8142	0.7398	0.5897	0.6148	0.6333	0.6470	0.6494	0.6313	0.6143	0.5505
23	2.7622	0.7536	0.6129	0.6529	0.6924	0.7301	0.7563	0.7604	0.7619	0.7153
24	2.7289	0.7631	0.6320	0.6883	0.7496	0.8109	0.8601	0.8857	0.9056	0.8777

XIII(a). Coeficientes para la medida de la fecundidad de primer rango (nacimientos de madres de menos de 15 años inclusive)

<i>Grupo de edad</i>	<i>Coeficientes k(a)</i>						
15-19	2.064	2.377	2.673	2.757	2.283	1.832	1.420
20-24	3.450	3.377	3.313	3.255	3.199	3.139	3.068
25-29	4.274	4.025	3.816	3.660	3.543	3.450	3.377
30-34	5.000	5.000	4.921	4.737	4.514	4.274	4.025
Relación de las tasas							
$f_{1(15-19)}/f_{1(20-24)}$	3.112	2.252	1.633	1.168	0.807	0.521	0.291
$f_{1(10-19)}/f_{1(20-29)}$	2.725	1.869	1.283	0.870	0.571	0.350	0.185
Edad media \bar{m}	18.51	19.04	19.68	20.33	21.33	22.33	23.33

*Grupo de edades por desfasar de seis meses.

XIII(b). Coeficientes para la medida de la fecundidad de primer rango (nacimientos de madres de menos de 15 años inclusive)

<i>Grupo de edad</i>	<i>Coeficientes k(a)</i>						
15-19	3.139	3.068	2.967	2.757	2.283	1.832	1.420
20-24	3.450	3.377	3.313	3.255	3.199	3.139	3.068
25-29	4.274	4.025	3.816	3.660	3.543	3.450	3.377
30-34	5.000	5.000	4.921	4.737	4.514	4.274	4.025
Relación de las tasas							
$f_{1(15-19)}/f_{1(20-24)}$	2.046	1.745	1.471	1.168	0.807	0.521	0.291
$f_{1(10-19)}/f_{1(20-29)}$	2.725	1.869	1.283	0.870	0.571	0.350	0.185
Edad media \bar{m}^*	17.33	18.33	19.33	20.33	21.33	22.33	23.33

*Grupo de edades por desfasar de seis meses.

Fuente: K. Hill, *The analysis of RETRO-EDEHN*, CELADE, Santiago de Chile, 1977.

XIV. Esquema-tipo de la tasa de fecundidad legítima por grupos de edad

<i>Grupo de edad</i>	<i>Esquema-tipo</i>
15-19	1.2-0.7 <i>m</i> (15-19)*
20-24	1.000
25-29	0.935
30-34	0.853
35-39	0.685
40-44	0.349
45-49	0.051

**m* (15-19) = proporción de mujeres casadas en el grupo de edades 15-19.

Fuente: A.J. Coale y P. Demeny, *Methods of estimating basic demographic measures from incomplete data*, Naciones Unidas, Nueva York, 1967.

XV. Correctores considerando la base de mortalidad ($k = 0.01$)

Parte a. Estimaciones obtenidas sobre la base de poblaciones estables identificadas por $C(x)$ y por la tasa intercensal de crecimiento decenal

<i>x</i>	<i>t:</i>	5	10	15	20	25	30	35	40
Tasa de natalidad									
5		-0.016	-0.030	-0.027	-0.025	-0.028	-0.033	-0.039	-0.043
10		-0.008	-0.015	-0.019	-0.023	-0.025	-0.027	-0.029	-0.032
15		0.000	0.012	0.011	0.001	-0.004	-0.006	-0.004	-0.004
20		0.005	0.032	0.043	0.034	0.021	0.018	0.022	0.026
25		0.006	0.040	0.064	0.066	0.053	0.043	0.047	0.051
30		0.006	0.043	0.073	0.085	0.081	0.072	0.069	0.073
35		0.007	0.044	0.076	0.094	0.099	0.096	0.094	0.092
40		0.006	0.043	0.076	0.096	0.106	0.112	0.116	0.114
Tasa bruta de reproducción									
5		-0.017	-0.032	-0.035	-0.014	-0.005	-0.006	-0.005	-0.010
10		-0.009	-0.017	-0.027	-0.011	-0.002	0.005	0.006	0.001
15		0.000	0.010	0.013	0.012	0.019	0.026	0.032	0.031

X(b) bis. Corrección para la edad media masculina en el primer matrimonio

$I_{N+5}^f / I_{17.5}^f$		$I_{N+5}^f / I_{22.5}^m$	
Edad media en el primer matrimonio	Corrección	Edad media en el primer matrimonio	Corrección
20	0.6	25	0.4
21	0.4	26	0.2
22	0.2	27	—
23	—	28	-0.2
24	-0.2	29	-0.4
25	-0.4	30	-0.6

Fuente: K. Hill, "Estimating adult mortality levels from information on widowhood". *Population Studies*, 31(1), 1977, pp. 75-84.

XI. Coeficientes que permiten transformar la proporción de mujeres o de hombres con cónyuge vivo, en probabilidades de sobrevivencia

N	Evaluación de la mortalidad masculina				
	a	b	c	d	e
25	-0.8686	-0.00986	0.00243	0.9671	0.9869
30	-0.7474	-0.00941	0.00396	0.8375	0.9433
35	-0.6648	-0.00948	0.00566	0.7394	0.9119
40	-0.6117	-0.01006	0.00757	0.6752	0.8815
45	-0.5767	-0.01106	0.00968	0.6391	0.8476
50	-0.5526	-0.01246	0.01195	0.6303	0.8063
55	-0.5309	-0.01421	0.01425	0.6505	0.7551
60	-0.5008	-0.01602	0.01617	0.7067	0.6892

Evaluación de la mortalidad femenina					
25	-0.0109	0.00138	-0.01020	1.2143	0.9833
30	-0.8695	0.00211	-0.00927	1.1081	0.9072
35	-0.7484	0.00321	-0.00867	0.9909	0.8616
40	-0.6584	0.00472	-0.00871	0.9044	0.8233
45	-0.5859	0.00663	-0.00930	0.8419	0.7841
50	-0.5219	0.00894	-0.91942	0.8004	0.7380
55	-0.4582	0.01157	-0.01205	0.7774	0.6806
60	-0.3865	0.01432	-0.01411	0.7723	0.6070

Fuente: K. Hill y J. Trussell, "Further developments in indirect mortality estimation", *Population Studies*, 31(2), 1977, pp. 313-334.

XII(a). Coeficientes para la medida de la fecundidad general*Tasas relativas a las edades exactas 14.5 - 19.5, etc.*

<i>Grupos de edad</i>	<i>Coefficientes w_i</i>							
14.5-19.5	1.120	1.310	1.615	1.950	2.305	2.640	2.925	3.170
19.5-24.5	2.555	2.690	2.780	2.840	2.890	2.925	2.960	2.985
24.5-29.5	2.925	2.960	2.985	3.010	3.035	3.055	3.075	3.095
29.5-34.5	3.055	3.075	3.095	3.120	3.140	3.165	3.190	3.215
34.5-39.5	3.165	3.190	3.215	3.245	3.285	3.325	3.375	3.435
39.5-44.5	3.325	3.375	3.435	3.510	3.610	3.740	3.915	4.150
44.5-49.5	3.640	3.895	4.150	4.395	4.630	4.840	4.985	5.000
$f1/f2^*$	0.036	0.113	0.213	0.330	0.460	0.605	0.764	0.939
** \bar{m}	31.7	30.7	29.7	28.7	27.7	26.7	25.7	24.7

*Relación de las primeras tasas.

**Edad media en la maternidad.

XII(b). Coeficientes para la medida de la fecundidad general*Tasas relativas a las edades exactas 15-20, etc.*

<i>Grupos de edad</i>	<i>Coefficientes w_i</i>							
15-20	0.335	0.680	1.030	1.390	1.760	2.130	2.460	2.745
20-25	2.025	2.170	2.265	2.330	2.380	2.420	2.455	2.485
25-30	2.420	2.455	2.485	2.510	2.535	2.560	2.580	2.605
30-35	2.560	2.580	2.605	2.625	2.650	2.675	2.700	2.730
35-40	2.675	2.700	2.730	2.760	2.800	2.845	2.895	2.960
40-45	2.845	2.895	2.960	3.040	3.145	3.285	3.470	3.720
45-50	3.195	3.455	3.720	3.980	4.240	4.495	4.750	5.000
$f1/f2^*$	0.036	0.113	0.213	0.330	0.460	0.605	0.764	0.939
** \bar{m}	32.2	31.2	30.2	29.2	28.2	27.2	26.2	25.2

*Relación de las primeras tasas.

**Edad media en la maternidad.

Fuente: W. Brass *et al.*, *The demography of Tropical Africa*, Princeton, 1968.

**XV. Correctores considerando la base de mortalidad ($k = 0.01$)
(conclusión)**

x	$t:$	5	10	15	20	25	30	35	40
20		0.004	0.029	0.045	0.045	0.045	0.051	0.059	0.062
25		0.005	0.037	0.065	0.078	0.078	0.077	0.085	0.088
30		0.005	0.040	0.074	0.096	0.106	0.107	0.108	0.111
35		0.006	0.041	0.077	0.105	0.124	0.131	0.133	0.130
40		0.005	0.040	0.076	0.108	0.131	0.147	0.156	0.153

Parte b. Estimaciones obtenidas sobre la base de poblaciones estables identificadas por $C(x)$ y por tasa de crecimiento intercensal quinquenal

x	$t:$	5	10	15	20	25	30	35	40
Tasa de natalidad									
5		-0.003	-0.007	-0.010	-0.012	-0.013	-0.014	-0.016	-0.018
10		0.010	0.017	0.005	-0.002	-0.004	-0.000	0.001	0.000
15		0.021	0.045	0.039	0.024	0.019	0.021	0.028	0.031
20		0.025	0.062	0.070	0.055	0.045	0.045	0.054	0.059
25		0.025	0.068	0.089	0.085	0.075	0.068	0.075	0.082
30		0.025	0.069	0.096	0.102	0.102	0.095	0.096	0.101
35		0.023	0.066	0.098	0.109	0.118	0.117	0.118	0.119
40		0.022	0.063	0.094	0.108	0.123	0.129	0.137	0.138
Tasa bruta de reproducción									
5		-0.005	-0.009	-0.004	0.005	0.017	0.021	0.019	0.015
10		0.007	0.015	0.012	0.016	0.027	0.034	0.038	0.034
15		0.018	0.042	0.045	0.042	0.050	0.057	0.065	0.066
20		0.022	0.057	0.076	0.073	0.076	0.081	0.092	0.096
25		0.023	0.065	0.094	0.103	0.108	0.106	0.114	0.120
30		0.022	0.065	0.102	0.120	0.135	0.133	0.136	0.140
35		0.021	0.063	0.103	0.127	0.150	0.155	0.158	0.158
40		0.019	0.059	0.100	0.126	0.156	0.167	0.178	0.177

Fuente: A.J. Coale y P. Demeny, *Methods of estimating basic demographic measures from incomplete data*, Naciones Unidas, Nueva York, 1967.

ÍNDICE

Introducción	7
1. Verificación de las estadísticas recolectadas	11
1.1. Crítica de los datos recolectados	11
1.2. Detección de los errores	14
2. Métodos de análisis de la mortalidad	19
2.1. Tablas-tipo de mortalidad	19
2.2. Estimación de la mortalidad a partir de las fuentes clásicas de datos	56
2.3. Estimación de la mortalidad por las respuestas de sobrevivientes cercanos	78
2.4. Evaluación de la tabla de mortalidad a partir de datos sobre la mortalidad de los jóvenes y los adultos	113
3. Métodos de análisis de la fecundidad	119
3.1. Métodos clásicos	119
3.2. Utilización de la relación niños/mujeres	121
3.3. Uso del inverso de las tasas de sobrevivencia	122
3.4. Métodos de los “niños propios”	124
3.5. Utilización de los datos sobre la paridad de las madres	126
3.6. Utilización conjunta de las paridades y de los nacimientos según la edad de las madres	127
3.7. Uso de una serie estándar de fecundidad por edad	137
3.8. Utilización de los datos sobre la paridad según la duración del matrimonio	142

3.9. Utilización simultánea de dos enumeraciones	147
4. Utilización de los modelos de población	153
4.1. Los modelos demográficos	153
4.2. Redes de poblaciones estables	157
4.3. Determinación de las características de una población estable	161
4.4. Determinación de las características de una población cuasi-estable	181
5. Corrección de la estructura por edad de la población	191
5.1. Introducción	191
5.2. Atracción de las edades e índices de preferencia de dígitos	192
5.3. Suavización de las estructuras	196
5.4. Utilización de dos censos y de la mortalidad intercensal	202
Anexos	211
Índice	243

Este libro se terminó de imprimir en mayo de 1992 en los talleres de Grupo Edición, S.A. de C.V., Xochicalco 619, Col. Vértiz-Narvarte, 03600 México, D.F.
Se imprimieron 1 000 ejemplares más sobrantes para reposición.
Cuidó la edición el Departamento de Publicaciones de El Colegio de México.

Centro de
Estudios Demográficos
y de Desarrollo Urbano

Los métodos clásicos de análisis demográfico que se aplican en los países industrializados no pueden, en su mayoría, aplicarse a los datos del Tercer Mundo debido a la mala calidad de las estadísticas disponibles. Por tanto, los demógrafos han tenido que desarrollar otra metodología, más adecuada a los datos deficientes de los países en desarrollo.

El propósito de esta obra es acercarnos a las nuevas técnicas de análisis que buscan evaluar las características demográficas a partir de una observación limitada o defectuosa. Dado que la mayoría de los métodos indirectos son muy recientes, su confiabilidad no está siempre asegurada, cosa que siempre debe tenerse en cuenta.



0168



EL COLEGIO DE MÉXICO