

61 + 79 00
3.1.1.1.1

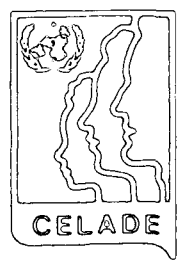
400

CUATRO LECCIONES
de
WILLIAM BRASS

Santiago de Chile

Septiembre de 1977

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA





CUATRO LECCIONES

de

WILLIAM BRASS

(CELADE-Santiago, 2 al 5 de septiembre de 1975)



I N D I C E

Página

PRESENTACION

SESIONES

I	ESTIMACION DE LA MORTALIDAD A PARTIR DE LA DISTRIBUCION POR EDADES DE LAS MUERTES	
	Desarrollo del método	2
	Aplicación del método	4
II	ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE INFORMACION SOBRE ORFANDAD Y VIUDEZ	
	Desarrollo teórico	27
	Procedimiento de aplicación	37
	Análisis de algunos problemas específicos	38
	Comparación entre viudez y orfandad	40
	Uso del método cuando se dispone de información sobre duración del matrimonio	41
	Uso de información de viudez de los censos	42
	Referencias bibliográficas	46
III	ESTIMACIONES DE LA FECUNDIDAD TOTAL A PARTIR DEL NUMERO MEDIO DE HIJOS POR MUJER (P ₁). ESTIMACIONES DE LA FECUNDIDAD TOTAL CON DATOS DE LA ENCUESTA MUNDIAL DE FECUNDIDAD	
	Estimaciones de la fecundidad total a partir del número medio de hijos por mujer (P ₁)	49
	Estimaciones de la fecundidad total con datos de la Encuesta Mundial de Fecundidad	55
	Referencias bibliográficas	68
IV	MORTALIDAD AL PRINCIPIO DE LA VIDA, SUPONIENDO QUE LA MORTALIDAD VARIA EN EL TIEMPO. MORTALIDAD AL PRINCIPIO DE LA VIDA, UTILIZANDO INFORMACION DE DOS CENSOS. ENCUESTA DE CHINA	
	A. MORTALIDAD AL PRINCIPIO DE LA VIDA, SUPONIENDO QUE LA MORTALIDAD VARIA EN EL TIEMPO	71
	Estimación de la mortalidad a partir de información sobre hijos sobrevivientes e hijos tenidos por las mujeres clasificadas por edad	71
	B. MORTALIDAD AL PRINCIPIO DE LA VIDA, UTILIZANDO INFORMACION DE DOS CENSOS	79
	C. ENCUESTA DE CHINA	84
	Referencias bibliográficas	88

17

1. The first part of the document is a list of the names of the members of the committee who have been appointed to investigate the charges against the President.

2. The second part of the document is a list of the names of the members of the committee who have been appointed to investigate the charges against the President.

3. The third part of the document is a list of the names of the members of the committee who have been appointed to investigate the charges against the President.

4. The fourth part of the document is a list of the names of the members of the committee who have been appointed to investigate the charges against the President.

5. The fifth part of the document is a list of the names of the members of the committee who have been appointed to investigate the charges against the President.

6. The sixth part of the document is a list of the names of the members of the committee who have been appointed to investigate the charges against the President.

7. The seventh part of the document is a list of the names of the members of the committee who have been appointed to investigate the charges against the President.

8. The eighth part of the document is a list of the names of the members of the committee who have been appointed to investigate the charges against the President.

9. The ninth part of the document is a list of the names of the members of the committee who have been appointed to investigate the charges against the President.

PRESENTACION

El profesor William Brass ha visitado el CELADE en tres ocasiones con el propósito de dar series de conferencias: la primera fue en el mes de noviembre de 1970, CELADE-Santiago, la segunda en septiembre de 1971, CELADE-San José y la tercera, en septiembre de 1975, CELADE-Santiago. Las clases que dio en ocasión de la segunda visita fueron objeto de una publicación,^{*/} las que corresponden a la tercera constituyen lo principal de este volumen.

La trascendencia de estas actividades, clases y publicaciones, ha sido muy importante en los países de la región, según puede apreciarse por la incorporación de preguntas recomendadas por el profesor Brass a cuestionarios de censos o de encuestas que permiten la utilización de sus métodos para medir la fecundidad y la mortalidad; por los estudios que se han elaborado, siguiendo sus ideas, con datos disponibles desde hace años que no habían sido debidamente explotados; por la organización de una investigación comparativa sobre la mortalidad al comienzo de la vida que comprende a unos quince países de la región; por la presentación, por último, de sus métodos en los cursos de demografía tanto del CELADE como de instituciones de enseñanza de América Latina.

Las notas de las clases que dictó en su tercera visita, complementadas con material disponible en los trabajos por él citados, sirvieron de base a esta publicación, elaborada por Carmen Arretx, del CELADE-Santiago. Estamos seguros que mediante ella los métodos expuestos por el profesor Brass

^{*/} Brass, W., Seminario sobre Métodos para Medir Variables Demográficas (Fecundidad y Mortalidad), CELADE, DS/9, San José, Costa Rica, 1973, posteriormente revisada, traducida al inglés y publicada por POPLABS: Brass, W., Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data, Laboratories for Population Statistics, An Occasional Publication, Chapel Hill, North Carolina, octubre, 1975.

en su visita de septiembre de 1975, que son los que él ha desarrollado más recientemente, alcanzarán también, como ocurrió con los que presentó en las primeras ocasiones, una amplia difusión en América Latina.

El contenido de las cuatro sesiones es el siguiente:

- primera: estimación de la mortalidad a partir de la distribución por edades de las muertes;
- segunda: estimaciones de la mortalidad adulta a partir de información acerca de orfandad y viudez;
- tercera: estimaciones de la fecundidad total con información del número medio de hijos por mujer y con datos de la encuesta mundial de fecundidad, y
- cuarta: mortalidad al principio de la vida, suponiendo que la mortalidad varía en el tiempo; la mortalidad al principio de la vida, utilizando información de dos censos, y la encuesta demográfica levantada en China en los años 30.

La publicación conserva el estilo libre, propio de una exposición oral, que refleja el ambiente que existió durante la reunión.

4809

01775e1

3-11-77

PRIMERA SESION

ESTIMACION DE LA MORTALIDAD A PARTIR DE LA DISTRIBUCION
POR EDADES DE LAS MUERTES

CELADE Santiago, 2 de septiembre de 1975

1998

1998-1999

El Profesor Brass señala que le costó decidir sobre el tema que desarrollará en esta primera sesión. Se considera que está en una situación diferente a la que tuvo que afrontar hace algunos años cuando vino a CELADE por primera vez. En aquella ocasión presentó métodos de estimación de la mortalidad y de la fecundidad, que si bien eran bastante conocidos en otras regiones, no habían sido todavía difundidos en América Latina, principalmente porque, en algunos casos, no habían sido publicados. Desde entonces hubo progresos en esas técnicas y se realizaron nuevos análisis que modificaron las ideas que presentó en aquella oportunidad. Sin embargo, el Profesor Brass considera que tales estudios no han modificado en lo fundamental las técnicas originales.

Se propone exponer en esta sesión un tema, vinculado con aquellos viejos métodos, pero que constituye un aporte nuevo. Se trata del método para estimar la mortalidad a partir de información sobre distribución por edad de las muertes. El tema es relativamente nuevo; en torno a él se ha publicado poco, a pesar de que en este momento ya se dispone de bastantes aplicaciones. Brass considera que es un método muy importante y que jugará un papel clave en los estudios de mortalidad de muchos países.

Dice que hace unos tres años empezó a pensar en estas ideas, con oportunidad de su participación en una reunión en el Cercano Oriente en donde debía presentar las técnicas que se apoyan en preguntas retrospectivas, incluidas normalmente en encuestas como, por ejemplo, las referentes a hijos sobrevivientes e hijos nacidos vivos, orfandad, viudez, etc. En esa ocasión encontró que el auditorio consideraba muy interesantes esos métodos pero, al mismo tiempo, le hizo notar que en esa región no se disponía de encuestas que incluyeran las preguntas necesarias para la aplicación de las técnicas que él estaba presentando. Los datos disponibles eran, en algunas ocasiones, la información referente a las muertes provenientes de los registros. En otros casos se contaba con información, recogida en encuesta, relativa a muertes ocurridas durante un período determinado. En los países de Africa del Norte existía alguna información obtenida en encuestas de visitas repetidas. Tal situación lo impulsó a buscar la manera de utilizar la información sobre la distribución por edad de las muertes combinada con la de la población. Podría ocurrir, por

cierto, que la distribución por edad de las muertes no correspondiera estrictamente a la estructura por edades de la población.

Los intentos para explotar este tipo de información, distribución por edad de las muertes, no son nuevos. Se iniciaron en el pasado basándose generalmente en poblaciones modelo que permitían tener una distribución por edades de la población y una distribución por edades de las muertes. Los resultados mostraron que, en general, esos métodos eran poco eficientes. La crítica puede resumirse diciendo que esos métodos no son robustos y probaron no ser útiles para derivar de ellos buenas estimaciones.

El método que va a exponerse se apoya en una relación muy simple. Para explicarlo necesita recurrir a nociones de poblaciones estables.

Desarrollo del método

La ecuación fundamental del método es:

$$N(x) = r.N(x+) + D(x+) \quad (1)$$

donde: $N(x)$ simboliza la densidad de personas con edad x
 $N(x+)$ el número de personas con edades mayores a x
 $D(x+)$ el número de muertes de personas con edades mayores a x
 y r la tasa de crecimiento en una población estable.

Se puede demostrar que la relación (1) es exacta en una población estable. Como se sabe, en este caso, el número de personas de edad exacta x está dado por la relación:

$$N(x) = b.e^{-rx}.l(x) \quad (2)$$

donde: b es la tasa bruta anual de natalidad
 y $l(x)$ la ley de mortalidad expresada en una tabla de vida.

El número de muertes de personas con edades superiores a x en la población estable se determina mediante la relación:

$$\begin{aligned}
 D(x+) &= \int_x^{\infty} N(x) \mu(x) dx \\
 &= b \int_x^{\infty} e^{-rx} l(x) \mu(x) dx \\
 D(x+) &= -b \int_x^{\infty} e^{-rx} l'(x) dx \quad (3)
 \end{aligned}$$

Integrando por partes esta última expresión, se tiene:

$$D(x+) = \left[-b e^{-rx} l(x) \right]_x^{\infty} - b \int_x^{\infty} l(x) e^{-rx} r dx$$

Reemplazando los términos del segundo miembro por sus equivalentes:

$$D(x+) = N(x) - rN(x+)$$

despejando $N(x)$

$$N(x) = rN(x+) + D(x+) \quad (4)$$

Hay otra forma interesante de escribir la misma relación y a ella se llega dividiendo por el total de la población que simbolizaremos con N . Resuelta así la relación:

$$N(x)/N = r.N(x+)/N + D(x+)/N \quad (5)$$

En el primer miembro de esta relación, al dividir el número de personas de edad exacta x por el total de la población, se obtiene una densidad de distribución por edad de la población, que simbolizamos con $c(x)$.

En el segundo miembro, al dividir el número de personas con edades $(x+)$, por el total de personas, se obtiene una proporción relativa de personas con edades mayores a x , que simbolizamos con $c(x+)$. Finalmente, para darle una significación de interés, al último término $D(x+)/N$, se lo divide y multiplica por el total de muertes de la población que simbolizamos con D . Resulta así:

$$D(x+)/N \cdot D/D = D(x+)/D \cdot D/N$$

donde podemos reconocer en el segundo factor (del segundo miembro) a la tasa bruta anual de mortalidad que simbolizamos con d , y en el primero a la proporción de muertes de la población con edades mayores a x , que simbolizamos con $d(x+)$.

En consecuencia, la relación (5) queda transformada en:

$$c(x) = r \cdot c(x+) + d \cdot d(x+) \quad (6)$$

que puede escribirse también:

$$c(x)/c(x+) = r + d \cdot d(x+)/c(x+) \quad (6.a)$$

Es de hacer notar que en la relación anterior no aparecen valores absolutos, todos son términos relativos (proporciones). Es ésta una ventaja muy importante.

Debe tenerse presente la forma en que se generó el método, esto es, que pudiera ser utilizado en condiciones en que la información se conocía fragmentariamente. Acaso las muertes se referían a una parte de la población y la estructura por edades de la población a otra. Se trata, en consecuencia, de un método que se tiene que apoyar necesariamente en proporciones y no en valores absolutos. Se puede ver que se ha llegado a una relación que justamente está expresada en esos términos, es decir, en términos relativos.

Aplicación del método

Como se ha señalado, las relaciones anteriores son válidas para una población estable. Hay buenas razones, que se darán más adelante, para afirmar que esas relaciones son robustas, es decir, que su aplicación conduce a resultados razonables aun cuando la población no sea estrictamente estable, principalmente si no lo es por variaciones en la mortalidad.

Pasemos entonces a examinar la aplicación del procedimiento que se ha descrito.

Consideremos la relación (1)

$$N(x) = r.N(x+) + D(x+)$$

dividiéndola por $N(x+)$ se transforma en:

$$N(x)/N(x+) = r + D(x+)/N(x+) \quad (1.a)$$

La relación equivalente a ella en términos relativos es:

$$c(x)/c(x+) = r + d.d(x+)/c(x+) \quad (6.a)$$

que hemos visto antes.

El método consiste fundamentalmente en elaborar una estimación de la mortalidad a partir de información en valores absolutos (relación 1.a) o relativos (relación 6.a) sobre la distribución por edad de las muertes y de la población. Dependiendo del tipo de datos disponibles se utilizará una u otra relación.

Supongamos que se cuenta con la información en términos absolutos. Puede elaborarse un gráfico en que se anotan, en el eje de las abscisas, los valores del cociente $D(x+)/N(x+)$ y, en el eje de las ordenadas, los valores del cociente $N(x)/N(x+)$.

Los cocientes representados en el eje de las abscisas constituyen una tasa bruta de mortalidad parcial, en el sentido de que las muertes y la población se refieren a individuos mayores de una edad determinada x . Analizando la naturaleza de esta tasa bruta de mortalidad parcial, se puede ver que tiende a aumentar a medida que aumenta la edad. Ese aumento no es regular para todas las edades. En las primeras edades cambia muy poco ya que, por una parte, la mortalidad es baja y decreciente y, por otra, la población de esos grupos de edades, aunque decreciente con la edad, es numerosa y, en consecuencia, tiene mucho peso en las tasas que estamos examinando. A medida que se avanza en la edad, se hace predominante el peso que tiene la mortalidad alta y creciente de las edades más avanzadas.

Como consecuencia de la naturaleza de la tasa bruta de mortalidad parcial, si se la grafica en el eje de las abscisas se tendrá que, al principio, los puntos correspondientes a edades muy jóvenes se ubicarán muy próximos entre sí y que a medida que aumenta la edad se distanciarán más y más. Cabe agregar, en relación a las edades jóvenes, que los puntos no necesariamente se ordenan en forma creciente con la edad. Puede suceder, aun con datos de buena calidad, que al avanzar la edad, por el hecho de que la mortalidad es decreciente en estas primeras edades, se obtenga una tasa bruta de mortalidad parcial más baja para una edad mayor que la obtenida para una edad menor. Es frecuente, por ejemplo, que la mortalidad correspondiente a la población con edades entre 10 y 14 años sea menor que la mortalidad en el grupo 5-9 años. Esto determina, a menudo, que la tasa bruta de mortalidad parcial de 5 años sea más alta que la correspondiente a los 10 años. Si a este razonamiento teórico, que puede aceptarse con facilidad, se agrega el hecho de que puede haber errores de cierta importancia en las informaciones correspondientes a edades jóvenes, no es raro entonces que los puntos en el gráfico no se ubiquen en forma creciente con la edad.

En relación al cociente que se representa en el eje de las ordenadas, $N(x)/N(x+)$, puede considerárselo como una densidad de distribución parcial ya que en el denominador aparece la población de x años y más. Su valor, como es fácil ver, depende del número de personas de edad exacta x y del número de personas con edades superiores a x .

Representados los pares de puntos, si la información es razonablemente buena, se verá que marcan una tendencia lineal. Se ajusta entonces una línea recta, mediante algún procedimiento simplificado.

Antes de analizar el significado de la representación gráfica de la ecuación 1.a, que hemos descrito, es oportuno hacer algunas consideraciones sobre un punto de menor importancia y que se refiere al cálculo del número de personas a una edad exacta, necesario para la aplicación de esta relación (1.a). Esta información no está disponible, en general, pero si se cuenta con datos sobre la población clasificada en grupos quinquenales de edades, puede hacerse un supuesto simple, expeditivo, que establece que el número de personas de una determinada edad es igual a la décima parte de la suma de la población contenida en los dos grupos quinquenales, sucesivos, cuya edad central es la edad para la que se quiere calcular la población. En símbolos:

$$N(x) = 1/10 \left[{}_5N_{x-5} + {}_5N_x \right]$$

Teniendo presente que la relación que se está graficando es:

$$N(x)/(N_{x+}) = r + D(x+)/N(x+)$$

se ve que el coeficiente de posición de la recta (intersección con el eje de las ordenadas) es igual a r , esto es, la tasa intrínseca de crecimiento, y que el coeficiente angular es igual a 1. Si en vez de graficar la relación (1.a), se representa la ecuación (6.a), el coeficiente angular será diferente de uno y corresponderá a la tasa bruta de mortalidad (d).

Una aplicación simple pero interesante de este tipo de análisis es la que puede hacerse a datos relativos a Demografía Histórica. Es frecuente tener información razonablemente buena, para los siglos XVII, XVIII y XIX, acerca del número y distribución por edad de las muertes, para pequeñas localidades europeas. La información se refiere a períodos de 20 a 30 años. No se conoce, sin embargo, la población sujeta a riesgo. El problema que debe resolverse, en consecuencia, es la determinación de la estructura por edad de la población. Se ha recurrido a veces, a documentos ajenos a la población, ya sea que correspondan a otras épocas o a otros lugares. Se utilizaron, por ejemplo, los resultados del censo de Inglaterra y Gales de 1851 que proporciona una estructura por edad de la población. Se tenía, entonces, una estructura por edades de la población proveniente de un censo de población, y una estructura por edades de las muertes, obtenida de los certificados de defunción existentes para pequeñas localidades. Con esta información se pudo elaborar un gráfico como el descrito anteriormente (utilizando la relación 6.a) cuya pendiente es una estimación de la tasa bruta de mortalidad. Esta aplicación, a datos históricos, dio resultados satisfactorios. Más adelante se volverá sobre este tema.

Más importantes han sido las aplicaciones que se han realizado después y que se refieren a países con registros deficientes. Brass señala que, en general, las fuentes de los datos con los cuales se puede trabajar son tres:

- a) los registros de defunciones que, en general, son incompletos;
- b) las encuestas de visitas repetidas que se realizan cada seis meses

o cada semana, como se ha hecho en algunos casos;

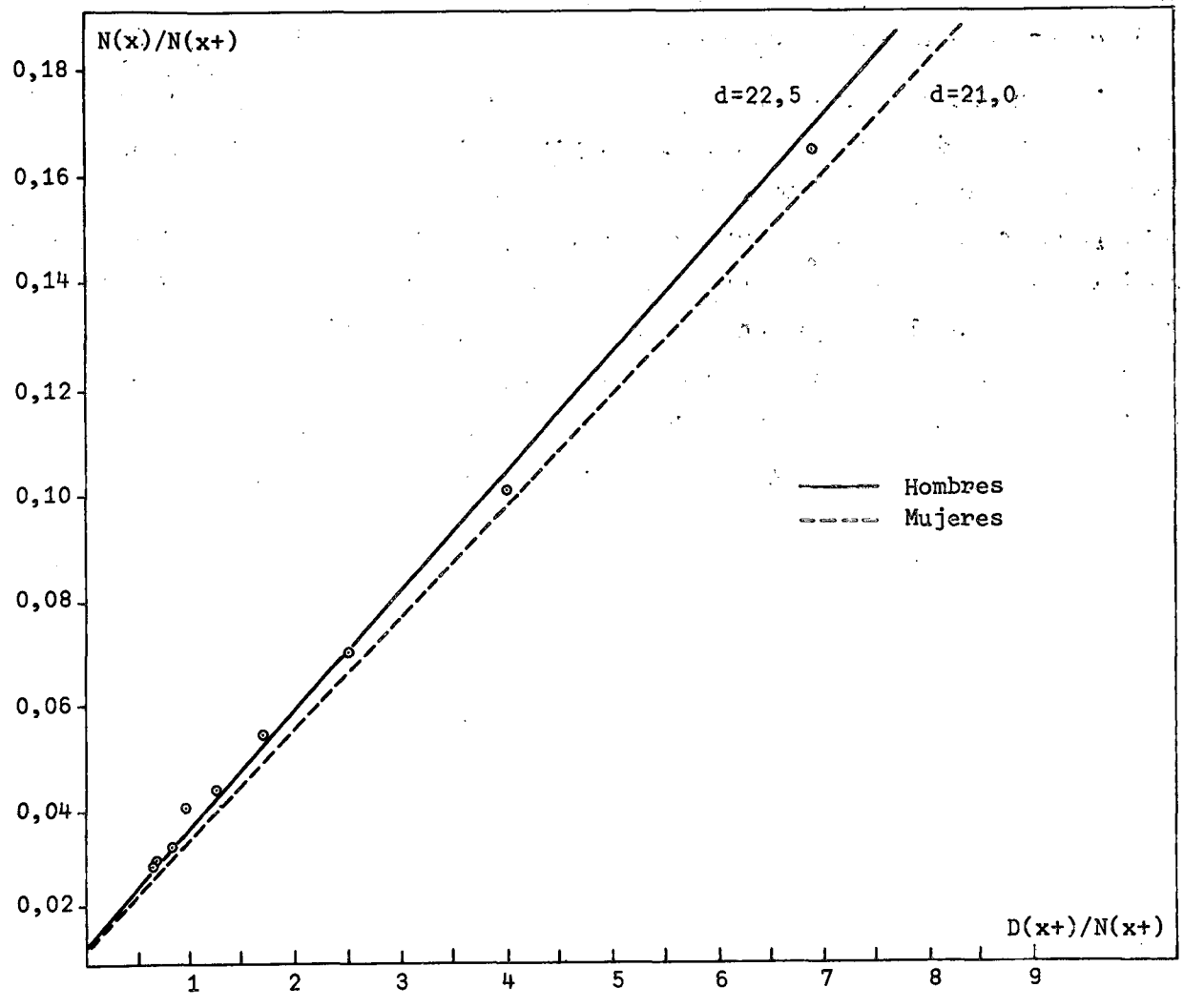
- c) las encuestas retrospectivas, de una sola vuelta de entrevistas, en las que se investiga acerca del número de muertes ocurridas durante el último año.

Cualquiera sea la fuente, las informaciones que ella proporciona permiten establecer la proporción de muertes según edad en el total de muertes, aun cuando los datos tengan omisiones y no sean exactos. Puede suceder que tanto los registros de defunciones como los datos de las encuestas prospectivas (de entrevistas repetidas) tengan serias omisiones dando cifras inferiores a las reales. En cambio, las informaciones provenientes de las encuestas retrospectivas pueden dar cifras superiores o inferiores a la realidad. A priori no conocemos la magnitud ni el sentido del error que tienen esos datos. Sea cual fuere el origen de la información, se está en condiciones de elaborar un gráfico como el que se ha descrito. La interpretación del gráfico es una evaluación y un control poderoso de la información. Si, como se ha dicho, se representan en el eje de las ordenadas los valores del cociente $N(x)/N(x+)$, y en el eje de las abscisas los valores de los cocientes $D(x+)/N(x+)$, cabe esperar que los puntos marquen una tendencia lineal, con una inclinación igual a 1 (coeficiente angular de la recta en la relación 1.a). Si efectivamente los puntos dan esa tendencia, puede considerarse como una comprobación de que los datos tienen sentido y que puede derivarse de ellos una estimación de mortalidad. En general, esa alineación se presenta a veces en forma muy clara, otras en forma menos clara. Cabe preguntarse, en todo caso, si la línea recta es o no una adecuada representación de los puntos que se tienen por delante. Sucede a veces que los puntos se desvían muy poco de la línea recta ajustada como, por ejemplo, un 2.63 por ciento. Otras veces ocurre que los puntos observados fluctúan mucho en torno a la línea recta como, por ejemplo, hasta un 8 por ciento.

En el gráfico 1 se muestra una ilustración del método que se ha presentado y que corresponde a información de Inglaterra y Gales para 1851.

Supongamos ahora que el gráfico no muestra la tendencia esperada. Si existen evidencias de que los datos registrados no son completos, se presenta el problema de cómo corregirlos. En general, puede resultar fácil establecer si un dato está afectado por errores, pero es mucho menos fácil corregirlo.

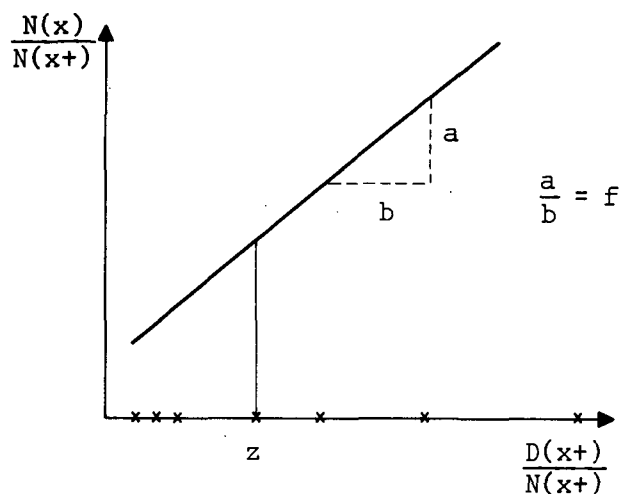
Gráfico 1
INGLATERRA Y GALES 1851



La falta de exactitud en el registro de la edad es uno de los errores que se presenta con frecuencia. Para los propósitos de aplicar el método que se está examinando, se supone que la corrección que hace falta introducir después de una cierta edad \underline{z} es constante, independiente de la edad.

De acuerdo con este supuesto, en el gráfico pueden distinguirse dos partes: una formada por los puntos correspondientes a las edades menores a \underline{z} , y la otra, por los puntos correspondientes a las edades superiores a \underline{z} . La primera parte no se toma en cuenta para realizar el ajuste de la línea recta, sólo intervienen los puntos correspondientes a las edades mayores a \underline{z} . La recta de ajuste resultará con una inclinación igual a \underline{f} , el factor de corrección independiente de la edad, que debe aplicarse a las muertes declaradas después de la edad \underline{z} . Analicemos este punto con mayor detalle.

El gráfico que se está considerando es como el del esquema que sigue:



Si se supone que el valor correcto de las muertes de personas con edades superiores a \underline{z} es igual al producto de un factor constante (f), independiente de la edad, por el valor registrado de las muertes de personas con edades superiores a \underline{z} , se tendrá que la ecuación (1.a), que es la que se representa en el gráfico 1, se transformará en la siguiente:

$$(N(x)/N(x+)) = r + D(x+)/N(x+) \quad (1.a)$$

$$(N(x)/N(x+)) = r + f \hat{D}(x+)/N(x+) \quad (7)$$

para $x > z$ siendo $D(x+) = f D^*(x+)$ y donde $D^*(x+)$ representa el número de muertes registradas, afectada por error. Si se acepta la validez del factor de corrección (f), a partir de una edad z , la información se corrige y se obtiene el valor exacto de las muertes.

Como quedó señalado, la relación (1.a), una recta con inclinación 1, se transforma en la relación (7), que tiene una inclinación igual a f . La inclinación que resulte de ajustar una línea recta a los datos observados, es una medida de la corrección que debe introducirse a ellos. Así, por ejemplo, si se obtiene un valor de f igual a 2, debe interpretarse que las muertes están omitidas en un 50 por ciento, esto es, que las muertes registradas para personas con edades mayores a z deben multiplicarse por 2, para obtener el número verdadero de esas muertes. Si f resultara menor que 1, se estaría frente a un caso de sobrerregistro de las muertes (que puede ocurrir, como se dijo antes, con la información recogida en una encuesta retrospectiva). En resumen, una vez determinado el factor de corrección f , se lo aplica a las muertes registradas, correspondientes a edades mayores a z , resultando así el valor correcto de $D(x+)$.

En los estudios en que el Profesor Brass ha aplicado este tipo de corrección ha obtenido resultados satisfactorios. El valor de z , la edad a partir de la cual se supone que la corrección que hay que hacer a las muertes registradas es independiente de la edad, resulta de alrededor de 20 años. Dicho en otras palabras, si se supone que los errores que afectan la información son independientes de la edad, a partir de los 20 años se puede corregir el número de muertes registradas, utilizando ese único factor de corrección f . La experiencia indica que el supuesto no resulta ser muy artificial y que los resultados son razonables.

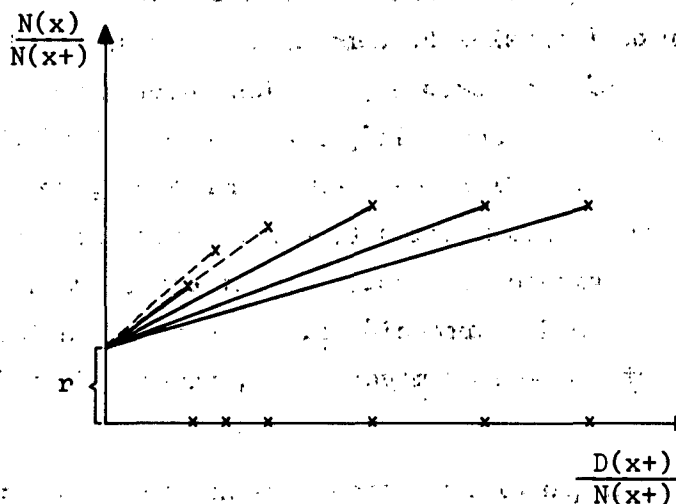
Se formulan ahora supuestos diferentes:

a) la omisión de las muertes de personas con edades superiores a z depende de la edad. Es decir que el factor de corrección (f), es ahora una función de la edad. En símbolos, la nueva hipótesis es:

$$D(x+) = f(x) D^*(x+)$$

- b) se cuenta con una estimación de la tasa de crecimiento r , y
 c) la información que se maneja no tiene errores de declaración de edades, sólo de omisión.

Al representar en un gráfico los valores de $N(x)/N(x+)$ (en el eje de las ordenadas) y los de $D(x+)/N(x+)$ (en el eje de las abscisas), se obtendría una sucesión de puntos que mostrarían una tendencia regular, no recta, sino más bien parabólica, como la que se muestra en el esquema que sigue:



Si la tendencia hubiera sido la de una línea recta, desde luego estaríamos en la situación que se consideró antes: f constante.

En el gráfico esquemático presentado, cada punto define en cambio, un valor de f que depende de la edad a la cual el punto se refiere. Sucede, sin embargo, que los supuestos señalados a) la omisión de muertes es función de la edad; b) se conoce la tasa de crecimiento, y c) no existen errores en la declaración de edades, sólo omisiones no siempre son válidos. Por ejemplo, puede ocurrir que no se cuente con un valor de r . Si así fuere, no resultaría difícil hacer una estimación de r , ya que en general se dispone de información correspondiente a puntos próximos al origen (edades jóvenes). La estimación de r puede resultar poco precisa, pero esto no tiene mucha incidencia en el valor final que se obtenga para f . Desafortunadamente, no es tanto con respecto a b) cuanto a c), que se presentan los problemas, es decir, existen errores en la declaración de edades.

Brass se refiere a la aplicación de este método a información proveniente de una encuesta realizada en China en 1929-1932, como a uno de los mejores ejemplos que se pueden dar. Se daba la condición en este caso, poco frecuente, que las edades de las muertes estaban muy bien declaradas. La encuesta cubrió 50 000 hogares con aproximadamente 200 000 personas. Al representarse gráficamente la información, en la forma indicada anteriormente, se encuentra que los puntos se alinean muy claramente, pero con una inclinación de la recta muy diferente de 1. En el caso de la población masculina, la inclinación de la recta es 1,77, en tanto que, en el de la población femenina, es de 1,66. Estos indicadores, 77 y 66 por ciento, representan las medidas de omisión que afectan a las muertes masculinas y femeninas, respectivamente, medida que está referida a las muertes registradas. Hay que aumentarlas en un 77 por ciento (en el caso de los hombres) para obtener una estimación de las ocurridas. El ejemplo que se ha presentado es excepcionalmente bueno: la población que se estaba analizando es un clásico ejemplo (empírico) de población estable con tasa de crecimiento prácticamente nula.

Se analizan a continuación los problemas que se presentan en la práctica cuando se aplica el método descrito. Pueden clasificarse esos problemas, o desvíos de las condiciones ideales en que se apoya el método, en tres categorías:

- a) efectos producidos en los resultados por la falta de estabilidad de la población que se está considerando,
- b) efectos producidos por la falta de exactitud en la declaración de edades, y
- c) efectos, en los resultados, de la estimación de r.

En general, es muy poco frecuente que al realizar la representación gráfica, los puntos señalen una clara tendencia lineal, con una definida inclinación. Sucede a menudo que no se puede deducir una recta de ajuste y, por ende, su inclinación. En consecuencia, es difícil conocer el factor de corrección que debe aplicarse a las muertes registradas. Se puede ver algunos ejemplos ilustrativos como los de Argelia y Pakistán, que se basan en informaciones recogidas en encuestas de visitas repetidas. Se deduce de esos ejemplos que resulta difícil y poco objetivo el ajuste mediante una línea recta a los puntos observados.

En estos ejemplos los errores que pueden afectar la estimación de f están vinculados con los problemas de la categoría b), señalada antes, esto es, con la falta de precisión en la declaración de edades de las muertes.

Se analizan ahora los efectos en los resultados producidos por la falta de estabilidad de la población.

Se han realizado algunos estudios, utilizando el computador, simulando situaciones en las que la estabilidad se perdía por un descenso de la mortalidad a través del tiempo, pero la fecundidad se mantenía constante. Es decir, se trataba de poblaciones cuasi-estables. Los resultados fueron satisfactorios, lo que permitió concluir que cuando la población en estudio no es estable, por variaciones en la mortalidad, la aplicación del método presentado es posible por cuanto los resultados que se obtienen no se ven seriamente afectados por la falta de estabilidad producida en esas circunstancias. Sin embargo, cuando los descensos de la mortalidad son repentinos y pronunciados, los resultados serán poco satisfactorios. Por ejemplo, si la mortalidad baja en un 40 por ciento en un período corto de tiempo, los resultados contendrán errores del orden del 10 por ciento. En cambio, si las variaciones de la mortalidad son graduales, la magnitud de los errores en los resultados es del orden de 2 ó 3 por ciento.

Ese bajo porcentaje de error en las estimaciones por la falta de estabilidad pierde importancia frente a errores por omisión que pueden ser de 20 a 40 por ciento y que se determinan cuando se ajusta la línea recta a los valores observados (la inclinación mide la omisión, como se ha señalado antes).

Esos casos extremos, de variaciones de la mortalidad, pueden ser causados por patrones poco usuales del descenso como, por ejemplo, una baja muy pronunciada de la mortalidad al principio de la vida versus casi ningún cambio en la mortalidad adulta o, también, la situación inversa. Esta es una afirmación que se debe considerar como preliminar, ya que el estudio del tema está en pleno desarrollo. El Profesor Brass dice que a él no le preocupa la falta de estabilidad (cuando se produce en condiciones de cambio graduales de la mortalidad) para la aplicación del método: como en el caso de las poblaciones cuasi-estables, donde la estimación que se hace con una tasa de crecimiento actual, conduce a estimaciones de la mortalidad también referidas a un momento presente.

Cuando la falta de estabilidad de la población se produce por variaciones de la fecundidad, se presentan problemas en cuya solución no se ha avanzado mucho aún. Brass, sin embargo, se muestra optimista en cuanto a la validez de los resultados que se obtengan cuando se aplica el método en estas circunstancias. Se refiere al caso de la aplicación realizada a informaciones de Yugoslavia, donde ni la fecundidad ni la mortalidad eran constantes. Los resultados alcanzados, sin embargo, fueron satisfactorios. De todas formas, es aun prematuro formular conclusiones definitivas en cuanto a la aplicación del método en circunstancias como las de Yugoslavia. En condiciones normales, si la fecundidad está cambiando, cabe esperar que la aplicación del método conduzca a resultados poco satisfactorios.

Se examinan ahora los efectos que se producen en la estructura por edad de la población cuando varía la fecundidad (falta de estabilidad de la población). Recordemos que en la aplicación del método la población que interviene, o lo que es lo mismo, la estructura por edades de la población que se considera, es la referente a edades superiores a z (alrededor de los 20 ó 25 años). En consecuencia, si los cambios de la fecundidad se han producido en los últimos 20 ó 25 años, el método puede aplicarse. Esta situación de cambios de la fecundidad, descensos en los últimos 20 ó 25 años, es la que afortunadamente se presenta en la mayoría de los países en desarrollo donde, en general, los cambios de la fecundidad son aun incipientes.

Con el propósito de interpretar la naturaleza de los efectos producidos por la falta de estabilidad y establecer algún tipo de medidas de la magnitud de esos efectos, el profesor Brass desarrolló teóricamente modelos en que se consideraban diferentes formas y grados de variación de la mortalidad y de la fecundidad. Dice que este tipo de ejercicio tiene poca utilidad práctica ya que para utilizar los modelos ensayados debería conocerse la magnitud de los cambios de la mortalidad y de la fecundidad, lo que normalmente no sucede en las poblaciones en las que se aplica el método.

Al clasificar los problemas que se presentan en la práctica, cuando se aplica el método que se está analizando, no se incluyó en ninguna de las tres categorías (falta de estabilidad de la población, errores en la declaración de la edad y errores en la estimación de r) los efectos que pueden tener las

migraciones. El Profesor Brass considera que las migraciones no constituyen un factor de importancia que limite las aplicaciones del método. Da algunas razones:

-Se puede considerar que los migrantes llevan (o traen) consigo su correspondiente mortalidad, esto es, las migraciones afectan tanto la distribución por edades de la población como la de las muertes. Algunos ensayos para medir los efectos de las migraciones en los indicadores de mortalidad que se establecen con este método, mostraron que los resultados no se veían seriamente afectados. Los ensayos pueden ser algo burdos, pero son ilustrativos.

-Las distorsiones que las migraciones pueden producir en la estructura por edades de la población de un país -desviándola de la estabilidad- normalmente no son sustanciales. El Profesor Brass hace notar que el factor determinante de cambios en la estructura de la población por edades, es la fecundidad. Por cierto que puede haber casos en que las migraciones alcancen magnitudes de importancia y, en consecuencia, tengan efectos sobre la estructura por edades de la población; pero se considera que estos casos, a nivel de un país, son muy poco frecuentes.

-Otro problema, relacionado de alguna manera con el de las migraciones, lo constituye la forma en que se registran las muertes. Esto es, 1) si las muertes se registran según lugar de ocurrencia (y no según lugar de residencia); 2) y se trata de estimar la mortalidad para una región donde existen facilidades de atención hospitalaria aparecerán defunciones registradas de personas que, residiendo habitualmente en otras áreas, concurren a la región considerada para obtener atención médica. El Profesor Brass hace presente que la ecuación fundamental del método (1.a) relaciona la población y las muertes a partir de una cierta edad. En esa relación se supone que las muertes corresponden a esa población y no a otra. En consecuencia, el problema que surge con el registro de muertes según lugar de ocurrencia o residencia no es inherente al método: las informaciones deben adaptarse a los supuestos del método, para que al aplicarse se obtengan resultados satisfactorios.

Se consideran ahora los problemas que se presentan en relación a la falta de exactitud en la declaración de las edades. Si las informaciones sobre las muertes según edad contienen errores de importancia, al hacer la representación gráfica resultarán puntos muy erráticos, sin tendencia definida, y, por

lo tanto, difíciles de ajustar a través de una línea recta. Aun si así fuera es posible trazar una recta de ajuste, o dos para marcar algún intervalo dentro del cual se ubique la mayoría de los puntos. Como resultado se tendrá una estimación frágil del valor del factor de corrección f . En el caso de ajustar dos rectas se tendrán, naturalmente, dos valores de f entre los que deberá elegirse uno. No hay elementos de juicio que permitan hacer esa elección.

El ajuste de una recta sería fácil de hacer si se conociera más acerca del tipo de errores de declaración de edades que afectan a las muertes. Este es un problema sobre el que se conoce muy poco, a pesar de los estudios que se están realizando. No parece razonable, por otra parte, trasladar el patrón de errores de declaración de edades de la población -que sí se conoce con cierta seguridad- a las muertes. En consecuencia, la falta de exactitud en la declaración de las edades de las muertes, puede conducir a resultados poco satisfactorios, cuando se aplica el método.

En relación al ajuste de la línea recta se presentan dificultades, no sólo derivadas de los errores en la declaración de edades, sino también debido a que la distribución de los puntos es irregular: muy próximos al comienzo (edades jóvenes) y muy separados los correspondientes a las edades avanzadas.

En estas condiciones si se utilizaran métodos tradicionales de ajuste (mínimos cuadrados, por ejemplo) se daría mucho peso a los puntos correspondientes a las edades avanzadas, donde pueden existir errores mayores de declaración de las edades. Sucede a veces que los puntos correspondientes a edades jóvenes presentan con nitidez una tendencia lineal. Podría ser, en algunos casos, una solución razonable trazar una línea apoyándose solamente en esos puntos. No pueden darse, sin embargo, reglas fijas para proceder en general. El ajuste de la recta deberá hacerse una vez que se estudie, en cada caso, la naturaleza de los errores en las informaciones.

Se ilustra a continuación una forma de realizar el ajuste de la línea recta que ha producido resultados alentadores. Comienza por señalar que en la ecuación de la recta que se trata de ajustar intervienen tres variables: $N(x)$, densidad de personas a la edad x ; $N(x+)$, personas con edades superiores a x , y $D^*(x+)$, muertes registradas de personas con edades superiores a x . $N(x)$ es la que muestra mayores fluctuaciones con la edad, en cambio las otras, por ser

funciones acumuladas, presentan mayor regularidad. Al reflexionar sobre estos hechos, se consideró que realizando un ajuste con las variables acumuladas podrían mejorarse las estimaciones de \underline{f} , siempre, claro está, que la hipótesis sobre independencia de \underline{f} con respecto a la edad, estuviera vigente. De esta manera, la expresión que se ajusta es:

$$N(x+) = r \int_x^{\infty} N(x+) dx + f \int_x^{\infty} D^*(x+) dx$$

En razón de que los puntos correspondientes a edades avanzadas aparecen muy separados, al hacer una integración de los valores acumulados de $N(x+)$ y $D^*(x+)$, se otorga a los puntos correspondientes a esas edades una representación muy alta. Este hecho no alteraría el resultado de \underline{f} , si realmente la hipótesis de su constancia fuera verdadera. Pero si, al contrario, sucediera que \underline{f} es función de la edad, el método produciría resultados poco satisfactorios en la medida en que se da una mayor representación a los errores que tienen las edades avanzadas, que son las que están más representadas.

El Profesor Brass informa que en la aplicación de este método de ajuste a variables acumuladas se han obtenido valores de \underline{f} que son normalmente mayores que los esperados y mayores a los que se hubiesen obtenido al ajustar la recta directamente a los valores sin integrar. Esto hace pensar que hay un valor \underline{f} , correspondiente a las edades avanzadas, que es mayor que el de las edades más jóvenes y que, por esta razón, este procedimiento da una estimación mayor de \underline{f} . Un ejemplo lo constituye la aplicación de este procedimiento a información de Argelia: el resultado de \underline{f} , cuando se ajusta la recta a información integrada, es de 1,39, en tanto que ese valor es de 1,30 ó 1,33, cuando la recta se ajusta directamente a las funciones sin integrar.

Recordemos que el método que se está analizando tiene como objetivo principal estimar la mortalidad adulta; con mayor precisión, la mortalidad de los mayores de 20 años. Nada se ha dicho aun con respecto a la mortalidad al comienzo de la vida. Parece poco razonable aceptar que para las muertes de menores de 20 años exista el mismo factor de corrección que el de las muertes de mayores de 20 años.

El profesor Brass comenta que, en general, cuando se aplica este procedimiento, frecuentemente se dispone de algún tipo de estimación independiente de

la mortalidad al comienzo de la vida. Si así fuera, podría comprobarse que la corrección que hay que introducir a las muertes registradas para edades jóvenes es muy diferente a la corrección correspondiente a las edades superiores a los 20 años. A veces el factor de corrección para los jóvenes es mayor, otras veces, puede resultar menor que el de los adultos.

Examinemos ahora las estimaciones que pueden hacerse sobre la tasa de crecimiento. Como se vio antes, no es difícil establecer una medida de r , mediante este método que se apoya en la información sobre distribución por edades de las muertes y de la población. Cualquiera sea el valor determinado para f , habrá una estimación de r que, por sí misma, tiene valor. Desde luego que para que r tenga sentido hace falta que la estimación de f sea válida e independiente de la edad. Se hace notar, una vez más, que la aplicación de este método a la información proveniente de la encuesta realizada en China, dio muy buenas estimaciones, tanto de f como de r .

Si se trata de una población cuasi-estable, en la que sólo la mortalidad está descendiendo, la estimación de la tasa de crecimiento r que se logra se refiere a un momento actual. Si se estuviera en un caso en que la fecundidad estuviera cambiando durante los últimos 20 años, y el método se aplicara a los mayores de 20 años, se lograría una estimación de la tasa de crecimiento que hubiera habido en la población si la fecundidad no hubiera cambiado.

Como se ha dicho, la aplicación del método, en diferentes circunstancias, proporciona estimaciones de la tasa de crecimiento de la población (r). Si se cuenta además con una estimación independiente de la tasa bruta anual de natalidad (b) (no apoyada en las estructuras por edad de la población y de las muertes), la diferencia entre ellas ($b-r$) proporciona una estimación de la tasa de mortalidad (d). Conociendo la tasa bruta de mortalidad mediante este procedimiento, puede establecerse el número de muertes esperadas que, comparadas con las registradas, permite conocer el grado de omisión (o el factor de corrección) de ellas. De esta forma podría juzgarse el valor de f para las muertes de los menores de 20 años, o de los niños en particular.

Volviendo a las estimaciones realizadas con la información de China, el profesor Brass dice que el factor de corrección para las muertes mayores de 20 años resultó muy alto (1,77 para la población masculina). Se contaba con estimaciones independientes sobre las tasas de natalidad y crecimiento, y

sobre la mortalidad de la niñez. En estas condiciones se pudo comprobar que la omisión de las muertes al principio de la vida era casi nula: la estimación de la mortalidad de la niñez establecida en forma independiente (no a partir de informaciones de las estructuras por edades de la población y de las muertes) resultó similar a la estimación derivada de la tasa bruta de mortalidad y de las muertes por encima de los 20 años.

Este uso del método para estimar la tasa de crecimiento se ha hecho sólo en China, pero se considera promisorio.

4810

01775 02
3-11-77

SEGUNDA SESION

ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE INFORMACION
SOBRE ORFANDAD Y VIUDEZ

CELADE Santiago, 3 de septiembre de 1975

El Profesor Brass desarrollará en esta sesión uno de los métodos para estimar la mortalidad adulta a partir de información recogida en censos o encuestas.

El primer problema que debe resolverse, para recoger información útil para este propósito, es decidir sobre la pregunta o preguntas que deberían incluirse en los censos o encuestas que se realicen en los países donde no existen buenas estadísticas de registro. Las preguntas, por cierto, deben ser sencillas, fáciles de contestar, de modo que a los encuestados no se les exija precisar períodos de referencia o fechas de ocurrencia de los hechos que se investigan.

Hasta ahora han sido probadas y evaluadas algunas preguntas y se han desarrollado métodos apropiados para su explotación. Se refiere, como ejemplo, a la pregunta sobre condición de orfandad (materna o paterna), y dice que se conoce bastante sobre las ventajas y limitaciones de las estimaciones sobre mortalidad que se obtienen a partir de dicha información. Entre las limitaciones cabe recordar:

a) la pregunta se formula a la población sobreviviente en un momento dado, de manera que en la medida en que una mujer (u hombre, dependiendo si la pregunta se refiere a orfandad materna o paterna) no tenga hijos sobrevivientes, no estará representada. Tampoco lo estarán las mujeres (u hombres) que nunca tuvieron hijos. En consecuencia, las medidas de mortalidad que se deriven de la orfandad se refieren a población con descendencia;

b) mientras mayor sea el número de hijos sobrevivientes mayor será la representación de esa mujer (u hombre). Si la fecundidad se asocia con el nivel de la mortalidad, se producirá un sesgo sistemático cuyo efecto final puede ser acaso una subestimación de la mortalidad de la población total;

c) la adopción de huérfanos de corta edad, por parte de personas mayores, altera la proporción de huérfanos de poca edad si se consideran a sus padres adoptivos como padres verdaderos. Este error produce una subestimación de la mortalidad adulta, aunque puede corregirse en cierta medida si no se considera la información correspondiente a niños menores de 15 años, por ejemplo,

d) en relación a la orfandad paterna existe una limitación adicional: en la aplicación del método se requiere una estimación de la fecundidad masculina y en los países en desarrollo (en los que estos métodos son útiles) se sabe muy poco acerca de ella y, en general, se adoptan modelos correspondientes a otras poblaciones.

A pesar de las limitaciones señaladas, que hacen que la información sobre orfandad y el método desarrollado para derivar de ella medidas de mortalidad adulta no constituyan la solución ideal, diversas aplicaciones realizadas han demostrado que el método es de gran utilidad.

Se han hecho intentos por mejorar la información suprimiendo algunos sesgos, en particular, el que se refiere a la multiplicidad de informantes. Se siguieron dos caminos con el fin de limitar la información a uno solo de los hijos:

- i) se investigó la condición de orfandad entre los hijos mayores sobrevivientes, y
- ii) se investigó la condición de orfandad entre los hijos mayores (primeros hijos).

K. Hill ha desarrollado los métodos para derivar, de estos dos tipos de informaciones, una medida de mortalidad adulta (1).

En relación al primero, el modelo teórico que debió desarrollarse resultó complejo (la composición según orden de nacimiento de los hijos mayores sobrevivientes, depende del nivel de fecundidad y del de mortalidad). Por otra parte, para convertir las proporciones de no huérfanos, entre los hijos mayores sobrevivientes, se utilizan multiplicadores que deben interpolarse entre los correspondientes a proporciones de no huérfanos mayores -primeros nacimientos- y los correspondientes a los no huérfanos totales -todos los hijos-. La interpolación es lineal y no existen suficientes experiencias, ni base teórica, que justifiquen este procedimiento.

En relación al segundo tipo de información, declaración de huérfanos entre los hijos mayores (primeros nacimientos), tiene ventajas teóricas sobre la anterior, pero en la práctica se ha comprobado que la declaración de la condición de hijo mayor es defectuosa: hay una exageración en la proporción de hijos mayores a medida que aumenta la edad (2).

El Profesor Brass se va a referir a continuación al análisis de la información sobre viudez, de la que puede derivarse también estimaciones de la mortalidad adulta.

Dice que las ideas en torno a este tema no son nuevas: hace unos 20 años se trató de estimar la mortalidad adulta con información sobre viudez contenida en censos de Africa. Los ensayos realizados entonces no dieron resultados satisfactorios debido, posiblemente, a que en Africa la incidencia de la viudez según edad, es muy baja, como consecuencia de la alta incidencia de segundas nupcias. La información que se requiere es sobre viudez de primeros cónyuges y no la información que aparece en general en los censos de viudez según edad, sin distinguir si se trata de primeras o segundas (terceras, etc) nupcias. La obtención de la información adecuada no parece difícil, si se formula la pregunta acerca de si el primer cónyuge está vivo o no. Tal vez en algunas sociedades, como en las Indias Occidentales, esta pregunta carezca de sentido porque no es fácil distinguir quién es el primer cónyuge. Casos así, sin embargo, pueden considerarse excepcionales.

Para facilitar las explicaciones el Profesor Brass va a suponer que la pregunta se formula sólo a la población femenina, es decir, se trata de establecer la mortalidad adulta masculina. Si se supone, además, que se cuenta con informaciones sobre:

- i) edad de las mujeres,
- ii) duración del matrimonio,
- iii) edad del marido al contraer matrimonio,

puede establecerse con facilidad cuántos años ha estado casada una mujer y asimilar la proporción de no viudas a una relación de supervivencia de una tabla de vida. En símbolos:

$$\overline{PW} = \frac{l(y+d)}{l(y)}$$

donde \overline{PW} : es la proporción de no viudas

$l(y+d)$: hombres sobrevivientes a la edad $y+d$

y : la edad al matrimonio

d : la duración del matrimonio

Sin embargo, en la práctica no se dispone de toda esa información y pretender recogerla en un censo o encuesta significaría incluir preguntas difíciles de responder con precisión: fechas, ubicación de hechos en el pasado, edades, duraciones, etc. La información que puede estar disponible con facilidad, es la relativa a la condición de viudez del primer marido, según edad de las mujeres, y puede tenerse una estimación de la edad al primer matrimonio a partir de las proporciones de solteras según edad (3).

La metodología que va a exponer el profesor Brass fue desarrollada por Kenneth Hill, como se dijo antes, y la presenta en detalle en su Tesis (4) (Indirect Methods of Estimating Adult Mortality Levels) y en el Informe sobre la Encuesta Retrospectiva de Honduras (véase Fascículo VII de la EDENH) (1).

El Profesor Brass le propuso a Hill dos análisis como temas de su tesis: uno se refería a la estimación de la mortalidad a partir de información de orfandad i) del hijo mayor y ii) del hijo mayor sobreviviente. El segundo se refería al estudio de la información sobre viudez para establecer medidas de mortalidad. Pensó que el primer tema era sencillo y lo podría completar en unas pocas semanas. Suponía, en cambio, que el análisis de viudez podría resultar más complicado ya que se debía elaborar modelos sobre distribuciones por edad al matrimonio, de la población masculina y femenina; formular supuestos sobre diferencias de edades de los cónyuges, etc., lo que seguramente conduciría a modelos complejos. Ocurrió exactamente lo contrario; deducir medidas de mortalidad a partir de la información sobre orfandad del hijo mayor sobreviviente resultó extraordinariamente complicado, en tanto que la estimación de la mortalidad a partir de la viudez fue un problema más fácil de resolver. Las razones de ello están vinculadas a la concentración de las edades al matrimonio, tanto para la población masculina como para la femenina, aún más en esta última donde la gran mayoría se casa entre los 17 y los 20 años. De modo que el problema de establecer una distribución por edades al matrimonio de la población, se resolvió suponiendo que tanto las mujeres como los hombres se casaban a una edad determinada. Este supuesto tan burdo, aparentemente, no afecta los resultados debido precisamente a que en la práctica existe esa concentración de edades al matrimonio.

En consecuencia, un problema que planteado en teoría parece muy complejo, se torna fácil de resolver. Se establece una edad fija al matrimonio de la población femenina y se asocia esa edad con la distribución por edades que tienen los maridos de esas mujeres. Para el caso de la población masculina se procede a la inversa: se establece una edad fija al matrimonio de los hombres y se la asocia con la distribución por edades de las contrayentes. El método ha mostrado evidencias de ser muy robusto: se pueden modificar los supuestos acerca de la distribución por edades de los maridos o de las esposas y cambian muy poco las estimaciones. Al contrario, se puede cambiar la edad media al matrimonio en la población femenina o masculina manteniendo la distribución por edades de los cónyuges y se obtienen prácticamente los mismos resultados. Hay un conjunto de razones que permiten explicar esto, pero no se entrará en mayores detalles.

Desarrollo teórico

El desarrollo del método para derivar estimaciones de mortalidad a partir de información de viudez sigue una secuencia similar a la del procedimiento de estimación de la mortalidad adulta a partir de información de orfandad. En estos procedimientos se establece un modelo apropiado (resultado de la adopción de un modelo de fecundidad y de uno de mortalidad), en el que pueden determinarse valores esperados de las relaciones que se podrían encontrar en una población real como, por ejemplo, hijos sobrevivientes de madres de determinadas edades, proporción de huérfanos de madres de determinadas edades, etc.

Supongamos, como se ha establecido antes, que la información la proporcionan las mujeres y designemos con:

$A(t)$ el número de hombres con edad t al matrimonio hace a años

$f(t)$ la función de distribución por edad al matrimonio de los hombres.

El número de hombres que se casaron hace a años está dado por:

$$\int_p^q A(t) f(t) dt$$

donde p y q son las edades inicial y final, respectivamente, a la que se casan los hombres. La probabilidad de sobrevivir desde la edad exacta t hasta la edad exacta $t + a$ es:

$$l(t+a)/l(t)$$

de modo que la proporción de mujeres no viudas después de a años de matrimonios está dada por la relación:

$$\overline{PW}(a) = \frac{\int_p^q A(t) f(t) \frac{l(t+a)}{l(t)} dt}{\int_p^q A(t) f(t) dt} \quad (1)$$

En una población estable el número de hombres con edad t hace a años está dado por la siguiente relación:

$$A(t) = k \cdot e^{-rt} \cdot l(t)$$

de manera que la proporción de mujeres cuyo primer esposo está vivo después de a años de acuerdo a la relación (1) se transforma en:

$$\overline{PW}(a) = \frac{\int_p^q e^{-rt} f(t) l(t+a) dt}{\int_p^q e^{-rt} f(t) l(t) dt} \quad (2)$$

Si todas las mujeres que se casaron alguna vez lo hubieran hecho a la edad b , una mujer que en la actualidad tuviera a años habría estado expuesta al riesgo de enviudar del primer marido un tiempo igual a $a-b$ años. De esta forma, introduciendo un supuesto sobre la edad al matrimonio de la población femenina, queda superado el problema de la falta de información sobre la

duración del matrimonio, que resulta como la diferencia entre la edad actual de la mujer y la edad al contraer matrimonio.

Con el supuesto anterior, la proporción de no viudas entre las mujeres de edad \underline{a} está dada por la relación:

$$\overline{PW}(a) = \frac{\int_0^q e^{-rt} f(t) l(t+a-b) dt}{\int_0^q e^{-rt} f(t) l(t) dt} \quad (2a)$$

Debe tenerse en cuenta, sin embargo, lo que ocurre cuando \underline{a} es una edad diferente a la edad inicial de un grupo quinquenal corriente de edades. No se presenta ningún problema cuando \underline{a} es 10, 15 ó 20; pero si \underline{a} es 17, por ejemplo, aquellas mujeres con edades 15 ó 16 en el grupo de edades 15 a 19, no son ni casadas ni viudas y no se consideran en los cálculos. Las que tienen exactamente 17 años, se consideran todas casadas (se dijo que $\underline{a} = 17$), pero ninguna de ellas es viuda ya que su tiempo de exposición es cero. Las mujeres que tienen 18, 19 y 20 años están casadas y parte de ellas podrá haber enviudado.

Con el propósito de realizar los cálculos de la relación (2a) es necesario dar una forma apropiada de la distribución por edad al primer matrimonio, esto es, a $f(t)$, y dar valores a las probabilidades de sobrevivencia y a la tasa de crecimiento de la población. Después de examinar algunos modelos de distribución por edad al matrimonio, Hill propuso las siguientes relaciones:

$$\text{- para la población femenina : } f(t) = t^{1/3} (30-t)^4 \quad (3)$$

$$\text{- para la población masculina : } f(t) = t^{1/2} (30-t)^3 \quad (4)$$

Ambas funciones tienen el mismo rango de 30 años.

La media de la función (3) es 6,3 años; la de la función (4) es 8,3 años.

Las relaciones de sobrevivencia se tomaron de la tabla modelo de vida de Brass (standard general), con un i_2 igual a 0,800. La tasa de crecimiento de la población se consideró igual a 2 por ciento.

Una vez determinada la forma de las funciones que intervienen en la relación 2, es fácil calcular las proporciones de no viudas, de una manera similar a la seguida en el caso de los huérfanos (Brass y Hill, 1973)(5). La proporción de viudas a una edad determinada varía con la edad al matrimonio de los declarantes y la de sus cónyuges. En consecuencia, se requieren dos parámetros de entrada: uno relacionado con la edad al matrimonio de los declarantes, que determina el tiempo de exposición al riesgo a una edad dada, y el otro relativo a la edad al matrimonio de los cónyuges, que determina la probabilidad de enviudar para determinados tiempos de exposición al riesgo. Una vez que se han determinado las proporciones de no viudas, para diferentes edades de los maridos, combinadas con edades medias al matrimonio diferentes de las esposas, es necesario relacionarlas con probabilidades de sobrevivencia convencionales.

Este es un problema que se resuelve con facilidad. El tiempo de exposición al riesgo, a una edad dada, varía, como se ha dicho, con la edad media al matrimonio, de manera que es recomendable usar ecuaciones diferentes para edades medias diferentes. Las proporciones de no viudas en dos grupos adyacentes de edades están relacionadas con la probabilidad de sobrevivencia, a una edad central a los dos grupos, que puede establecerse mediante factores de ponderación, así como se hizo en el caso de orfandad. Esta forma de ponderación introduce un suavizamiento de las informaciones.

Si la edad al primer matrimonio de la población femenina encuestada es menor a 20 años, la ecuación de estimación es:

$$\frac{l(N+5)}{l(22\frac{1}{2})} = W(N) {}_5\overline{PW}_{N-5} + (1 - W(N)) {}_5\overline{PW}_N \quad (5)$$

en la que N representa la edad central de los dos grupos adyacentes considerados y $W(N)$ es el factor de ponderación.

Así, por ejemplo, para las encuestadas con edades entre 20 a 24 y 25 a 29 años, N será 25, de modo que la relación de sobrevivencia estimada será:

$$\frac{l(30)}{l(22,5)} = W(25) {}_5\overline{PW}_{20} + (1 - W(25)) {}_5\overline{PW}_{25}$$

esto es, una probabilidad de sobrevivencia por 7,5 años a partir de la edad 22,5. Si todas las mujeres se casaran a los 17,5 años su tiempo de exposición, hasta los 25 años, sería de 7,5 años. Si todos los hombres se casaran a los 22,5, cinco años más que las mujeres, su tiempo de exposición habría sido de 7,5 años a partir de los 22,5.

Cuando la edad media al primer matrimonio de las mujeres es mayor a 20 años, se usa como ecuación de estimación:

$$\frac{l(N+5)}{l(27,5)} = W(N) {}_5\overline{P}W_{N-5} + (1-W(N)) {}_5\overline{P}W_N \quad (6)$$

que tiene una edad inicial y un tiempo de exposición diferentes a la relación anterior (5). La relación (6) se ajusta mejor a situaciones en que la edad media al matrimonio de las mujeres es de 22,5 y la de los hombres es de 27,5 años.

A partir de las ecuaciones (5) y (6), utilizando valores teóricos, se pueden estimar los factores de ponderación $W(N)$. Estos factores, luego, pueden aplicarse a proporciones observadas de no viudas y estimarse así las probabilidades de sobrevivencia correspondientes. Se ha mencionado que se necesitan dos parámetros de entrada para realizar una aplicación. Sin embargo, dado que la edad media al matrimonio sólo afecta el tiempo de exposición al riesgo, es muy fácil corregir este parámetro simplemente agregando una cierta cantidad que depende de la edad media al matrimonio.

En la parte (a) de la tabla 1, se presentan los factores de ponderación para la ecuación de estimación (5), con una edad media al matrimonio igual a 18 años; en la parte (b) de esa misma tabla 1, los correspondientes a la ecuación de estimación (6), con una edad media al matrimonio igual a 22 años.

Las correcciones para diferentes edades medias femeninas al matrimonio se presentan en la tabla 2.

Se han preparado además otras tablas similares para el caso en que la información la proporciona la población masculina, esto es, para determinar la mortalidad adulta femenina (tablas 3 y 4).

Tabla 1

PONDERACIONES PARA CONVERTIR LAS PROPORCIONES DE NO-VIUDAS EN
FUNCIONES DE UNA TABLA DE VIDA

Mujeres encuestadas

a) Función estimada: $l_{(N+5)} / l_{(22 \ 1/2)}$

Edad media al primer matrimonio en una cohorte: 18 años

Edad media de la población masculina al matrimonio	Edad central de mujeres encuestadas				
	20	25	30	35	40
19	0,4564	0,2573	0,2488	0,2209	0,1741
20	0,4928	0,3052	0,3100	0,3003	0,2771
21	0,5232	0,3459	0,3648	0,3744	0,3749
22	0,5481	0,3805	0,4142	0,4440	0,4683
23	0,5678	0,4097	0,4590	0,5099	0,5380
24	0,5830	0,4344	0,5006	0,5731	0,6447
25	0,5945	0,4563	0,5404	0,6349	0,7224
26	0,6038	0,4770	0,5799	0,6965	0,8131
27	0,6120	0,4979	0,6205	0,7589	0,8966
28	0,6204	0,5204	0,6630	0,8226	0,9802
29	0,6300	0,5449	0,7078	0,8872	1,0643
30	0,6408	0,5715	0,7547	0,9549	1,1485

Edad media de la población masculina al matrimonio	Edad central de mujeres encuestadas				
	45	50	55	60	65
19	0,1102	0,0279	-0,0404	-0,1478	-0,2395
20	0,2386	0,1802	0,1299	0,0363	-0,0430
21	0,3614	0,3259	0,2934	0,2137	0,1393
22	0,4790	0,4657	0,4508	0,3853	0,3178
23	0,5921	0,6002	0,6028	0,5521	0,4940
24	0,7015	0,7303	0,7504	0,7154	0,6696
25	0,8079	0,8568	0,8944	0,8767	0,8462
26	0,9123	0,9807	1,0359	1,0375	1,0257
27	1,0154	1,1027	1,1761	1,1994	1,2103
28	1,1178	1,2236	1,3160	1,3639	1,4026
29	1,2197	1,3438	1,4569	1,5326	1,6057
30	1,3212	1,4636	1,5998	1,7071	1,8235

(continúa)

Tabla 1 (conclusión)

PONDERACIONES PARA CONVERTIR LAS PROPORCIONES DE NO-VIUDAS EN
FUNCIONES DE UNA TABLA DE VIDA

b) Función estimada: $l_{(N+5)}/l_{(27 \ 1/2)}$

Edad media al primer matrimonio en una cohorte: 22 años

Edad media de la población masculina al matrimonio	Edad central de mujeres encuestadas				
	20	25	30	35	40
19	3,1951	0,6196	0,3856	0,2623	0,0757
20	3,0786	0,6513	0,4344	0,3263	0,1631
21	2,9801	0,6780	0,4763	0,3841	0,2454
22	2,8983	0,7002	0,5121	0,4367	0,3235
23	2,8329	0,7180	0,5424	0,4851	0,3922
24	2,7839	0,7318	0,5682	0,5303	0,4703
25	2,7490	0,7424	0,5910	0,5738	0,5409
26	2,7243	0,7509	0,6127	0,6171	0,6113
27	2,7054	0,7584	0,6347	0,6615	0,6823
28	2,6871	0,7660	0,6582	0,7078	0,7544
29	2,6659	0,7747	0,6837	0,7563	0,8277
30	2,6407	0,7846	0,7112	0,8068	0,9019

Edad media de la población masculina al matrimonio	Edad central de mujeres encuestadas				
	45	50	55	60	65
19	-0,1584	-0,4145	-0,6257	-0,8404	-0,9722
20	-0,0394	-0,2606	-0,4428	-0,6368	-0,7617
21	0,0747	-0,1129	-0,2677	-0,4419	-0,5600
22	0,1844	0,0291	-0,0997	-0,2547	-0,3663
23	0,2902	0,1658	0,0617	-0,0746	-0,1797
24	0,3928	0,2980	0,2174	0,0992	0,0011
25	0,4930	0,4263	0,3681	0,2677	0,1776
26	0,5918	0,5516	0,5149	0,4319	0,3514
27	0,6897	0,6745	0,6585	0,5930	0,5240
28	0,7873	0,7957	0,7996	0,7521	0,6970
29	0,8847	0,9155	0,9389	0,9104	0,8719
30	0,9317	1,0340	1,0768	1,0690	1,0504

Tabla 2

CORRECCIONES PARA LA EDAD MEDIA FEMENINA AL PRIMER MATRIMONIO

Ecuación de Estimación			
${}^1_{(N+5)}/{}^1_{(22\ 1/2)}$		${}^1_{(N+5)}/{}^1_{(27\ 1/2)}$	
Edad media al primer matrimonio	Corrección	Edad media al primer matrimonio	Corrección
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

Tabla 3

PONDERACIONES PARA CONVERTIR LAS PROPORCIONES DE NO VIUDOS EN FUNCIONES DE UNA TABLA DE VIDA

Hombres encuestados

a) Función estimada: ${}^1_{(N-5)}/{}^1_{(17\ 1/2)}$

Edad media al primer matrimonio de una cohorte: 23 años

Edad media de la población femenina al matrimonio	Edad central de los encuestados				
	25	30	35	40	45
15	0,3853	0,1129	0,0999	0,1110	0,1113
16	0,4423	0,1930	0,1869	0,2087	0,2252
17	0,4944	0,2635	0,2669	0,3004	0,3332
18	0,5399	0,3242	0,3386	0,3847	0,4343
19	0,5783	0,3758	0,4017	0,4614	0,5284
20	0,6100	0,4191	0,4566	0,5310	0,6161
21	0,6357	0,4546	0,5041	0,5943	0,6980
22	0,6553	0,4828	0,5451	0,6522	0,7751
23	0,6693	0,5049	0,5811	0,7061	0,8433
24	0,6790	0,5228	0,6143	0,7579	0,9193

(continúa)

Tabla 3 (continuación)

PONDERACIONES PARA CONVERTIR LAS PROPORCIONES DE NO VIUDOS EN
FUNCIONES DE UNA TABLA DE VIDA

Hombres encuestados

a) Función estimada: $l_{(N-5)} / l_{(17 \frac{1}{2})}$

Edad media al primer matrimonio de una cohorte: 23 años

Edad media de la población femenina al matrimonio	Edad central de los encuestados				
	50	55	60	65	70
15	0,1043	0,0861	0,0483	0,0172	-0,0593
16	0,2371	0,2380	0,2174	0,1988	0,1325
17	0,3638	0,3831	0,3790	0,3733	0,3175
18	0,4835	0,5209	0,5332	0,5408	0,4964
19	0,5964	0,6516	0,6804	0,7017	0,6704
20	0,7028	0,7757	0,8211	0,8568	0,8408
21	0,8034	0,8939	0,9563	1,0070	1,0090
22	0,8990	1,0070	1,0865	1,1535	1,1765
23	0,9906	1,1160	1,2127	1,2977	1,3447
24	1,0795	1,2221	1,3360	1,4413	1,5154

b) Función estimada: $l_{(N-5)} / l_{(22 \frac{1}{2})}$

Edad media al primer matrimonio de una cohorte: 27 años

Edad media de la población femenina al matrimonio	Edad central de los encuestados				
	25	30	35	40	45
15	3,7890	0,4844	0,2145	0,1578	0,0613
16	3,5958	0,5381	0,2932	0,2462	0,1628
17	3,4103	0,5870	0,3636	0,3277	0,2584
18	3,2457	0,6297	0,4253	0,4010	0,3468
19	3,1049	0,6659	0,4784	0,4657	0,4279
20	2,9865	0,6961	0,5233	0,5223	0,5021
21	2,8889	0,7208	0,5602	0,5717	0,5703
22	2,8142	0,7398	0,5897	0,6148	0,6333
23	2,7622	0,7536	0,6129	0,6529	0,6924
24	2,7289	0,7631	0,6320	0,6883	0,7496

(continúa)

Tabla 3 (conclusión)

PONDERACIONES PARA CONVERTIR LAS PROPORCIONES DE NO VIUDOS EN
FUNCIONES DE UNA TABLA DE VIDA

b) Función estimada: $l_{(N-5)} / l_{(22 \ 1/2)}$

Edad media al primer matrimonio de una cohorte: 27 años

Edad media de la población femenina al matrimonio	Edad central de los encuestados				
	50	55	60	65	70
15	-0,0829	-0,2588	-0,4511	-0,6037	-0,7760
16	0,0397	-0,1097	-0,2744	-0,4057	-0,5625
17	0,1567	0,0333	-0,1049	-0,2163	-0,3577
18	0,2671	0,1695	0,0567	-0,0355	-0,1613
19	0,3708	0,2987	0,2106	0,1373	0,0269
20	0,4682	0,4214	0,3572	0,3027	0,2076
21	0,5600	0,5381	0,4972	0,4615	0,3818
22	0,6470	0,6494	0,6313	0,6143	0,5505
23	0,7301	0,7563	0,7604	0,7619	0,7153
24	0,8109	0,8601	0,8857	0,9056	0,8777

Tabla 4

CORRECCION PARA LA EDAD MEDIA MASCULINA AL PRIMER MATRIMONIO

Ecuación de Estimación			
$l_{(N+5)} / l_{(17 \ 1/2)}$		$l_{(N-5)} / l_{(22 \ 1/2)}$	
Edad media al primer matrimonio	Corrección	Edad media al 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

Procedimiento de aplicación

Se expone a continuación la forma de deducir la mortalidad adulta masculina a partir de una sucesión de proporciones de no viudas según edad $\overline{5PW}_N$. Es necesario seleccionar los factores de ponderación $W(N)$, apropiados que correspondan a las condiciones de nupcialidad, en cuanto a edad inicial al matrimonio. Para seleccionar esos factores, deben determinarse los dos parámetros de entrada a las tablas:

- 1) la edad media al matrimonio de la población femenina y
- 2) la edad media al matrimonio de la población masculina.

Se presenta aquí un problema interesante de analizar pues sucede que las dos edades medias mencionadas son diferentes. Para aclarar la explicación recordemos que se está haciendo uso de la información acerca de la viudez femenina, esto es, la población que se investiga es la femenina que informa sobre la población masculina. La edad media de las mujeres que se requiere es una medida de cohorte: se interroga a una mujer, de una edad actual determinada, acerca de la edad media de su cohorte al matrimonio. Este tipo de estimación se obtiene fácilmente utilizando un método que consiste en desagregar las proporciones de no solteras, obtenidas en un censo de población. Se obtiene así una distribución por edad de tasas de nupcialidad, de primeros matrimonios, y de ellas una edad media de primer matrimonio de una cohorte.

La edad media de los esposos de esas mujeres es de naturaleza diferente, y su estimación requiere también un procedimiento diferente. Las mujeres que tienen una determinada edad al casarse pueden hacerlo con hombres que tienen una cierta distribución por edad que dependerá de la estructura por edad de la población, la que a su vez depende de lo que está sucediendo con la fecundidad y la tasa de crecimiento. Esto es, la edad media de los esposos corresponde a una edad media transversal, que considera la estructura por edad de la población.

Un problema similar se presenta cuando se aplican otros procedimientos que ha presentado el Profesor Brass. Para estimar la mortalidad de la niñez, por ejemplo, el parámetro de entrada para seleccionar los multiplicadores es

la edad media de la distribución de fecundidad que se simboliza con \bar{m} , que corresponde a un valor medio de la cohorte. En cambio, en el caso del método que utiliza información sobre orfandad, el parámetro que se requiere es el de la edad media de las madres que simbolizamos con \bar{M} y que no dependen sólo de la distribución de las tasas de fecundidad, sino también de la estructura por edad de la población femenina.

Una vez determinadas las edades medias, de las mujeres y de los hombres al casarse, como se ha indicado, la aplicación del método es inmediata: se recurre a la tabla, según sea nupcialidad temprana o tardía, que le corresponde, y se determinan los factores de ponderación $W(N)$; se busca en la tabla auxiliar la corrección que se necesita para los valores de $W(N)$ y se la aplica.

Eso permite adecuarse a la media apropiada. Por ejemplo, si la media al casamiento es 19 años, que corresponde a una nupcialidad temprana, se utilizaría la tabla establecida para la edad 18 (1a.) y se buscaría una corrección en la tabla auxiliar (2), -la corrección que corresponde a un desvío de 18 a 19-. Esa corrección se suma a los valores de $W(N)$ de la tabla 1. Se entra en la tabla que corresponde -se está hablando de la tabla 1- con una edad media de las mujeres al matrimonio de 18 años, se busca la edad media de los maridos de la población observada, se establecen las correcciones en el valor $W(N)$ y entonces se está en condiciones de aplicar la ecuación de estimación que se vio antes.

Análisis de algunos problemas específicos

Se han desarrollado numerosos ejemplos -con diferentes patrones de nupcialidad de diferentes países- para probar la bondad del método que se está explicando. Los resultados han sido muy satisfactorios, considerándose que el método es robusto. Desde luego, aun cuando la técnica sea eficiente, la validez de los resultados dependerá de la calidad de los datos observados.

En relación con el problema de la naturaleza del dato, hace falta todavía ampliar el conocimiento empírico que se tiene en este terreno, porque realmente son pocos los casos con los cuales ha sido posible aplicar este

método. Deben buscarse las respuestas a interrogantes como: ¿Qué problemas se pueden presentar con la recolección de los datos? ¿Es la estimación de la mortalidad derivada de la información sobre viudez representativa de la mortalidad de toda la población adulta? En relación a esta última cabe recordar que la población que nunca se casa no aparece representada. Es muy posible que ese sector de la población tenga una mortalidad diferente a la población que alguna vez se casa. Es de hacer notar, sin embargo, que en los países en desarrollo, la proporción de las personas que nunca se casan es extremadamente baja.

Otro problema que debe considerarse es el de la correlación que puede existir entre la mortalidad de los esposos. Esta correlación ha sido establecida tanto en los Estados Unidos, como en el Reino Unido. Si existiera también en las poblaciones donde se está aplicando el método, las estimaciones resultarían sesgadas y serían representativas de un sector de la población selectivo en cuanto a mortalidad.

Sin embargo, este efecto de la asociación entre mortalidad de maridos y esposas parece que se pierde con rapidez al transcurrir el tiempo. Cabe esperar que sea fuerte en los primeros momentos que siguen a la muerte de uno de los esposos pero que, con el correr del tiempo, el efecto disminuya lo que haría entonces que el método no estuviera demasiado afectado por esta selección. Puede ocurrir también que lo que se conoce para el mundo occidental, esta fuerte asociación entre la mortalidad de los esposos, valga menos en los países en los cuales se está aplicando el método.

En algunas sociedades la significación de primer marido, primera mujer, puede ser poco clara. En aquellos lugares donde las uniones consensuales son tan frecuentes, que a veces empiezan siendo uniones muy informales para transformarse más adelante en uniones formales (matrimonios), puede ser difícil establecer con criterios claros y uniformes, qué es un primer cónyuge. Habrá casos en los cuales esto puede ser realmente un problema. En Africa, por ejemplo, la constitución de un matrimonio es una operación que tiene varias etapas. No es un acto como en las sociedades occidentales que ocurre en un día, a una hora dada. En esa situación pudiera ser dudoso a veces establecer si algún matrimonio fue o no realmente matrimonio porque se cumplieron o no todas las etapas necesarias para ello. En la mayoría de las sociedades, sin embargo, estos problemas no existen.

Finalmente, está el problema de la obtención de la información y de la calidad de ella. Con respecto a la obtención, la experiencia reducida que hasta ahora se tiene, permite señalar que la falta de respuesta, por ignorancia del encuestado, no alcanza significación.

En cuanto a la calidad no se ha podido comprobar con certeza si las respuestas corresponden con exactitud a la realidad, pero en todo caso, la información recogida ha probado ser suficientemente coherente con el resto de las informaciones.

Comparación entre viudez y orfandad

Se hará ahora una comparación entre los dos métodos, el de la orfandad y el de la viudez, que han sido propuestos para medir la mortalidad adulta, a partir de información recogida mediante una pregunta retrospectiva simple. Sólo pueden hacerse consideraciones en el plano teórico, porque las experiencias empíricas son muy pocas. Son solamente dos hasta ahora: la EDEN-Honduras y la Encuesta de Bangladesh. Las ventajas que se ven en el plano teórico, a favor del método de viudez, son:

a) Por cada caso de muerte, de uno de los cónyuges, habrá en general un solo informante. En cambio, en el caso de la información sobre orfandad, la muerte de la madre tendrá tantos declarantes como hijos sobrevivientes, introduciéndose, en consecuencia, algún sesgo en la medida que exista asociación entre la fecundidad y la mortalidad.

b) El problema de la viudez del primer marido conduce normalmente a estimaciones que están referidas a un período de vida más temprano y más reducido que las que se pueden obtener a través de orfandad. Es más temprano porque el casamiento es en general previo al hecho de tener hijos, y es más reducido porque el tiempo de exposición al riesgo de viudez es, en promedio, menor que el correspondiente a orfandad.

c) La dispersión en torno a la edad del primer matrimonio es mucho menor que la dispersión que existe en una distribución de fecundidad. Esto es particularmente importante tratándose de la población masculina.

Consecuentemente, los modelos que se usan en el caso de la información sobre viudez son mucho más efectivos, más robustos, que los que se aplican a la información de orfandad.

Se llega a la conclusión de que todas las ventajas están a favor del método de viudez. Quedaría como desventaja lo que se señaló antes: las dudas que puede haber acerca de la claridad del concepto de primer matrimonio, duda que no existe en relación con los nacimientos. En este caso se está frente a un hecho cuya definición no ofrece mayormente dificultades.

Otra ventaja a favor del método de viudez es que no existen los problemas que se presentan con el de orfandad como consecuencia del efecto de las adopciones. Como se sabe, la información de orfandad de los niños muy pequeños conduce a subestimaciones importantes de la mortalidad debido a que niños huérfanos se declaran no huérfanos como consecuencia de confundir la madre adoptiva con la natural.

En conclusión, entonces, se considera que el método de viudez posiblemente sea mejor que el método de orfandad y se está ante la perspectiva de tener un procedimiento efectivo para medir la mortalidad adulta.

Uso del método cuando se dispone de información sobre duración del matrimonio

Aun cuando este uso es menos frecuente merece ser presentado. Puede suceder que en algunos países esté disponible la información acerca de duración del matrimonio. Cabe preguntarse entonces si se pueden utilizar las mismas tablas mencionadas anteriormente para explotar este tipo de información sin necesidad de tener que recalcular otro conjunto de tablas. La respuesta, nos dice el Profesor Brass, es que no hay problema alguno en utilizarlas.

Si se designa con d la duración en años del matrimonio, y es 18 la edad a la que se casó, el valor de la edad N al momento de la encuesta debe ser interpretada como $(18+d)$. La edad de la persona hoy es igual a la edad que tenía cuando se casó más la duración de su matrimonio. Se establece la

correspondencia entre períodos de duración (que va de 0-2, de 2 a 7, de 7 a 12) y las edades que representan:

Período de duración:	0-2	2-7	7-12
Edades	20	25	30

Luego se entra a la tabla correspondiente utilizando las proporciones de no viudas según edad, transformadas ahora en proporciones según duraciones de matrimonio. Se logran así resultados sin necesidad de tener que recalcular nuevas tablas.

Uso de información de viudez de los censos

Este punto es más importante que el anterior. Es muy difícil disponer de información sobre viudez del primer cónyuge, a no ser que haya sido recogida en una encuesta. La información habitual disponible en la mayoría de los países se refiere a la incidencia de la viudez, por edad, tal como se recoge en los censos de población. Dependerá del significado que tenga la "viudez" en cada caso para decidir si la información puede utilizarse o no para derivar medidas de mortalidad adulta.

Hay culturas, por ejemplo, en las que casi sistemáticamente, si una mujer queda viuda se casa con el hermano menor de su esposo. Si la incidencia de las segundas nupcias fuera tan sistemática, la información sobre viudez, en consecuencia, no serviría para los propósitos de derivar indicadores de la mortalidad adulta.

En cambio, en otras culturas, donde la proporción de viudas que vuelve a casarse es de poca importancia, la información resulta muy valiosa para derivar medidas de mortalidad adulta, en particular si los datos se limitan a los de viudez femenina.

Veamos la forma de utilizar la información sobre viudez, tal como se recoge en el censo.

Sea W la proporción de viudas en la población alguna vez casada (información disponible)

W_E proporción de personas alguna vez viudas en la población alguna vez casada (valor que se desea conocer)

p proporción de las que enviudan y vuelven a casarse entre las casadas que nunca enviudaron. Se supone que este valor es independiente de la edad.

$$W_E = \frac{W+p}{1+p}$$

Esta relación tiene un solo parámetro, el valor de p , que no se conoce. Si se trabaja con grupos de edades se pueden tener diferentes resultados. Lo que se propone como método de trabajo, es ensayar valores posibles de p , dados arbitrariamente. A partir de un valor de p , se calcula consecuentemente el resultado W_E , proporción de viudas por primera vez, que permite entrar al modelo de viudez. Se aplica el modelo y se obtiene alguna estimación de mortalidad adulta. Si además de tener la información que se está manejando se dispone de una estimación de mortalidad al principio de la vida, puede calcularse el parámetro β de la tabla de vida utilizando el sistema logito. Luego, analizando este parámetro para diferentes edades, puede decidirse cuál es el valor más representativo y además juzgar su estabilidad. Ensayando entonces, con un nuevo valor de p se puede llegar a un β que resulte más aceptable. Si no se dispone de una estimación de mortalidad al principio de la vida, la situación es bastante menos favorable, ya que habría que calcular las estimaciones de mortalidad que se logran directamente con tablas modelo y eso ya se hace con mucho menos eficiencia.

Si se ha fijado en un 10 por ciento el valor de p , ocurre que en las edades donde la incidencia de la viudez es todavía baja, donde W tiene un valor bajo, ese 10 por ciento es un elemento que pesa mucho en la relación que se está manejando. En edades más avanzadas, donde la incidencia de la viudez es mayor, ese mismo 10 por ciento se hace un elemento de menor peso. La importancia de tener una estimación de la mortalidad al principio de la vida, es que esa mortalidad, con todas las limitaciones que puede tener, da algún tipo de idea acerca de la mortalidad de la población y, por lo tanto, es una guía como fijar la estimación que se está buscando.

Si se está utilizando un sistema logito, para cada p correspondiente a cada edad, se tendría un valor de β . Si los valores de p que se están dando arbitrariamente son muy altos (o muy bajos), se incurriría en una estimación sistemáticamente errada de β hacia un lado (u otro). Se encontrarían valores de β poco aceptables, que estarían indicando la invalidez del supuesto que se está haciendo en torno al valor de p . Se tendría una indicación, a través del β , acerca de si se está haciendo una hipótesis razonable de p o si el supuesto parece poco aceptable.

En Bangladesh la situación fue ideal para probar el método que se está presentando. En este caso se disponía de los valores de W , proporción de viudos en un censo y la W_E , proporción de viudos, del primer matrimonio. Se pudo ver que la aplicación del método conducía a resultados muy satisfactorios. Se tenía, en este caso, la posibilidad de hacer un cálculo del valor de p para cada edad. Un alumno de Brass en estos momentos está trabajando con los censos anteriores de Bangladesh, de 1961, 1951 y 1931, aplicando el método con la ventaja que significa, desde luego, conocer con la información actual, cuánto vale p . Desde luego surge el problema que en el pasado es posible que hubiera otros patrones de segundas nupcias y, por lo tanto, a medida que se retrocede en el tiempo las limitaciones del método pueden ser mayores. Se podrán hacer eventualmente modificaciones que tomen en cuenta los cambios que se detecten en cuanto a las edades de matrimonios. Sucede que en esa cultura, en Bangladesh, la frecuencia de las segundas nupcias es bastante pequeña, por lo que después de los 25 años el valor de p se mantiene bastante constante.

También en el caso de Honduras, la aplicación del método que se está presentando dio buenos resultados. Se tenía en este caso también la información de la viudez del primer marido y de la viudez en general y, por lo tanto, una verificación empírica del valor de p , aunque afectado seguramente por valores aleatorios.

En la información de Honduras (tabla 5), el valor de p a partir de los 35 años se mantiene sin una tendencia clara, de ahí que la hipótesis de que p es constante a partir de cierta edad no parece estar demasiado reñida con los datos, y, por lo tanto, el método se podría aplicar bastante bien. Lo

Tabla 5

HONDURAS. ESTIMACION DE \underline{p}

Edad	W_E	W	\underline{p}
25-29	0,0502	0,0180	0,0339
30-34	0,0697	0,0320	0,0405
35-39	0,1399	0,0799	0,0698
40-44	0,1504	0,0742	0,0897
45-49	0,2215	0,1622	0,0762
50-54	0,2763	0,1864	0,1242
55-59	0,3100	0,2450	0,0942

interesante en el método es que abre la posibilidad de hacer estudios de mortalidad en el pasado apoyándose en las informaciones recogidas en censos antiguos sobre viudez (la incidencia de viudez según la edad). Si se pudiera disponer de este tipo de información para tener una estimación del valor de \underline{p} como se tiene ahora, se abriría la posibilidad de explotar esos datos del pasado. Lo aconsejable sería que en el futuro, en un censo o una encuesta, se incluyera esta pregunta de viudez del primer marido, a los efectos de tener para un país dado, alguna versión del valor de \underline{p} . Una vez conocido \underline{p} , se tiene un elemento importante para explotar los censos antiguos que ese país pueda tener y, en consecuencia, podría conocerse la evolución de la mortalidad en el pasado.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- (1) Hill, Kenneth H. Análisis de Preguntas Retrospectivas, en Encuesta Demográfica Nacional de Honduras, Fascículo VII.
- (2) Somoza, Jorge L. Informe sobre las Preguntas Experimentales Incluidas en la Encuesta Demográfica de Lima de 1974, (inédito).
- (3) Hajnal, Y. Age at Marriage and Proportions Marrying, en Population Studies, vol. 7, N° 2, 1953.
- (4) Hill, Kenneth H. Indirect Methods of Estimating Adult Mortality Levels, (Tesis inédita para optar al grado Ph.D., Londres, 1975).
- (5) Brass, W. y Hill, K. Estimating Adult Mortality from Orphanhood, International Population Conference, Liège, 1973.

4811

0177503

3-11-77

TERCERA SESION

ESTIMACIONES DE LA FECUNDIDAD TOTAL A PARTIR DEL
NUMERO MEDIO DE HIJOS POR MUJER (P_i)

ESTIMACIONES DE LA FECUNDIDAD TOTAL CON DATOS DE
LA ENCUESTA MUNDIAL DE FECUNDIDAD

CELADE Santiago, 4 de septiembre de 1975

Estimaciones de la Fecundidad Total a Partir del Número Medio
de Hijos por Mujer (P_i)

En esta sesión, el profesor Brass se referirá a estimaciones de la fecundidad. Los resultados que nos va a presentar no son tan satisfactorios como los derivados de los métodos que se presentaron sobre mortalidad. Presenta, en primer término, la notación que usa, que es conocida por los participantes: con P_i simboliza el promedio de hijos por mujer con edad comprendida dentro del intervalo i , y con F simboliza la tasa global de fecundidad. Una relación empírica derivada por Coale, Demeny (1) es la siguiente:

$$\frac{P_3^2}{P_2} = F \quad (1)$$

$$\frac{P_3}{P_2} = K \frac{F}{P_3} \quad (2)$$

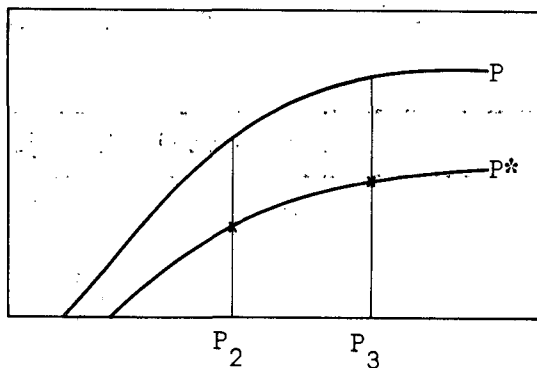
Para facilitar la interpretación de esta relación hay que tener presente lo que es P_2 y P_3 , para lo cual se inserta la tabla que sigue:

Edad de la mujer	Número medio de hijos por mujer
15-19	P_1
20-24	P_2
25-29	P_3
30-34	P_4

En esta relación está implícito el supuesto de que los valores de P_i correspondientes a edades más avanzadas están errados, subestimados en general. Mediante la relación presentada se trata de obtener una estimación apropiada sin tomar en cuenta los valores supuestamente errados. Como se dijo antes, esta relación se derivó en forma empírica. Se hicieron supuestos acerca de la relación que podía tener el promedio de hijos por mujer con edades entre 25 y 30 años con el correspondiente a mujeres con edades entre 20 y 25 años, y cómo se podía comparar esa relación con una semejante, por cuociente,

entre la fecundidad total (F) y el promedio de hijos por mujer con edades entre 25 y 30 años; acaso multiplicada por un factor. Al hacer ensayos se vio que ese factor podía ser 1. De ahí resulta la segunda relación que se ha anotado. El profesor Brass analizó esta fórmula, derivada empíricamente por Coale y Demeny, y pensó que debía tener alguna justificación teórica. Aunque así fuera -y lo es realmente- comenta que desafortunadamente la relación no es muy útil. Es una relación interesante que a veces opera o funciona muy bien y otras, en cambio, no produce resultados apropiados.

A menudo, a fuerza de pensar en un problema, nos dice, se llega a conclusiones que aparentemente resultan ser muy simples. Veamos cómo fue la evolución de su manera de pensar: se preguntó qué clase de función podría conducir a resultados como los que mostraba la relación de Coale y Demeny. En el gráfico siguiente se presentan dos curvas de la función P y cabe preguntarse cómo en una curva y en la otra, que tienen formas diferentes, un comportamiento distinto de la fecundidad según la edad, se tiene que dar una relación entre P_3 y P_2 que produzca una estimación de la tasa global de fecundidad.



La pregunta es: ¿qué clase de función matemática conduciría a ese resultado? Después de analizar diferentes funciones llegó a la conclusión de que una función matemática, que permite derivar esa relación, es la función de Gompertz. Advierte que ésta no es la primera vez que se dice que la función de Gompertz puede describir bien la fecundidad. Wunsch y Martin, y Murphy y Nagmur, han escrito sobre la aplicación de Gompertz para describir curvas de

fecundidad (2). Nos dice también que Romaniuk ha empleado la función de Gompertz con el mismo propósito.

Hablaré entonces sobre qué tipo de función es la curva de Gompertz que describe la fecundidad acumulada. La simboliza con una P_x

$$P_x = F \cdot A B^{(x-x_0)} \quad (3)$$

Donde:

x simboliza la edad exacta
 x_0 es el origen de la escala de la edad
 P_x simboliza el número medio de niños por mujer a la edad exacta x . Es una función puntual; no se trata, como la otra P , de un promedio de hijos por mujer, que es una función que se refiere a un intervalo de edades

A y B son valores comprendidos entre 0 y 1.

Analícemos algunas características de esas funciones,

Si $x \rightarrow \infty$

$x-x_0 \rightarrow \infty$

Como $B < 0$

$B^{x-x_0} \rightarrow 0$

$A^0 \rightarrow 1$

$P_x \rightarrow F$

quiere decir que a medida que la edad crece la función tiende a la tasa global de fecundidad. Opuestamente, si tratamos de calcular qué pasa con la función cuando la edad tiende a menos infinito nos encontramos con que el valor de P es cero. Estamos acostumbrados a manejarnos con funciones matemáticas que tienen un origen preciso en la edad en que se inicia la fecundidad. Acá, en cambio, no hay una edad en la cual la fecundidad se anula y, a partir de la cual, empiece a tener valores positivos. Estamos en un modelo donde únicamente a una edad, $-\infty$, la función valdría cero. Advierte que eso no tiene ninguna importancia práctica, puesto que el número medio de hijos por mujer hasta cierta edad, dependiendo del inicio de la escala de edades, es tan

despreciable que para todos los propósitos prácticos se puede muy bien considerar igual a cero. El punto x_0 es la edad en que la curva asciende más violentamente.

El parámetro A es un índice de la ubicación de la ley de fecundidad, asociado con la edad media de la fecundidad; en tanto que el parámetro B da una idea de la dispersión de la distribución de las tasas de fecundidad. (Análisis sobre estos puntos hicieron los autores mencionados antes, en relación con la fecundidad en Canadá). Si aceptamos que la función presentada nos da una buena descripción de la fecundidad según la edad, y en opinión del profesor Brass es bastante buena, veamos qué pasa con una relación que tenga la forma:

$$\frac{(P_{x+\delta})^2}{P_x} = F \cdot A^B (x-x_0) \cdot (2B^\delta - 1) \quad (4)$$

Esto es una relación del mismo tipo que la relación a la cual llegaron Coale y Demeny. La diferencia que aparece en el exponente, $(2B^\delta - 1)$, es muy importante para lo que sigue. Si se supone que $2B^\delta = 1$, entonces ocurre que la relación propuesta en el primer miembro es igual a la tasa global de fecundidad.

$$\text{Si } 2B^\delta = 1; \frac{(P_{x+\delta})^2}{P_x} = F \quad (5)$$

Reflexionando sobre esto vemos entonces que la condición importante es que δ debe tener un valor tal que determina que $2B^\delta$ sea igual a 1, cualquiera sea el valor de x . El resultado depende del valor del intervalo δ y de B; y como B depende de la dispersión de la distribución de fecundidad, es esa la única característica que importa para que la relación se cumpla. Reflexionando ahora, a la luz de este tipo de análisis, sobre la fórmula que propusieron Coale y Demeny, llegó a la conclusión de que fue sólo por accidente que un valor de intervalo de cinco años, como es el que ellos utilizaron al tomar P_3/P_2 , produjera un δ , que anduvo bien y que por lo tanto conducía presumiblemente a un resultado igual a 1 al hacerse la ecuación: $2B^\delta = 1$.

Esta interpretación nos permite explicar al mismo tiempo el hecho de que a veces la fórmula de Coale y Demeny no opera bien. Cuando la fecundidad es más concentrada (o contrariamente, cuando tiene una dispersión mayor), que hace que no se cumpla la condición $2B^\delta = 1$ para que la relación (5) funcione, el error que se produce puede ser muy grande. Se había visto que eso ocurría cuando las distribuciones tenían características singulares en cuanto a su dispersión.

Conociendo ahora el tipo de función matemática en que se apoya la relación propuesta por Coale y Demeny, y la condición necesaria para que dicha relación opere, el profesor Brass se pregunta cómo podría mejorarse la relación. Dice que no es suficiente apoyarse en dos edades, x y $x+\delta$ como lo hacen Coale y Demeny, sino que es preciso considerar tres edades para poder tomar en cuenta, con mayor realismo, las características de la fecundidad. Propone la siguiente relación:

$$P_x \left[\frac{P_{x+2\delta}}{P_{x+\delta}} \right]^4 = F \cdot A B^{(x-x_0)} \cdot (2B^\delta - 1)^2 \quad (6)$$

Esta relación tiene una estructura similar a la que estábamos viendo antes, (4), aunque entre ellas existe una diferencia importante desde el punto de vista práctico. En la relación (6) no es condición necesaria que $2B^\delta$ sea 1; aun siendo diferente de 1, pero de pequeña magnitud, la relación es válida porque como se ve $(2B^\delta - 1)$ está elevado al cuadrado.

En conclusión, si la fecundidad puede describirse con propiedad con una curva de Gompertz, la relación (6) debe dar una aproximación al valor de la tasa global de fecundidad más cercano al valor que nos da la ecuación (5) de Coale-Demeny.

Utilizando información de poblaciones que se caracterizan por tener buenos datos, hizo el ejercicio de aplicar simultáneamente la fórmula encontrada por Coale y Demeny (5) y la que acaba de ser presentada (6). Los resultados fueron los siguientes:

ESTIMACION DE LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD MEDIANTE
DOS RELACIONES APROXIMADAS

Países	Relación	
	Coale-Demeny	Brass
	F	$P_2 \frac{P_4}{P_3}$
Ucrania 1926-1927	5,135	5,439
Eslovenia 1948-1952	2,926	3,407
Inglaterra 1951	2,152	3,037
Australia 1932-1934	2,147	2,452

Sistemáticamente, en todos los casos, se logra con la relación propuesta por el profesor Brass una aproximación mucho mejor a los valores que se consideran buenos, que la aproximación que se logra con la fórmula de Coale y Demeny, que en muchos casos, como se puede ver, da resultados poco satisfactorios. El profesor Brass llega a la conclusión entonces que, en este caso, en los cuatro países que estamos observando, la aproximación es satisfactoria. Nos informa que Kenneth Hill ha estado trabajando más en relación con esta fórmula aplicándola sistemáticamente a una gran cantidad de información: en general también ha obtenido mejores resultados que con la fórmula de Coale y Demeny, la que muchas veces ha dado estimaciones muy poco satisfactorias. Esto no significa, por cierto, que la relación (6) siempre tiene que dar buenos resultados. Puede suceder que algunos modelos, algunas situaciones muy especiales, con características muy particulares de distribución de fecundidad, no se ajustan a la ley de Gompertz, en cuyo caso esta relación (6) no produciría buenos resultados.

Cuando desarrolló teóricamente esta fórmula quedó muy satisfecho, pensando en el uso valioso que podría tener para estimar la fecundidad total a partir de información acerca del número medio de hijos por mujer exclusivamente, o sea a partir de una sucesión de valores de P . Sin embargo, cuando la empezó a aplicar, comenzaron los desengaños. El valor P_4 se refiere al promedio de hijos por mujer en el grupo de edades 30-34 años y ya a esas edades pueden comenzar a producirse omisiones en las declaraciones de hijos nacidos vivos, lo que puede tener algún efecto. Como en la relación este valor P_4 aparece elevado a la cuarta potencia, se magnifican esas pequeñas omisiones que pueda

haber en el valor de P_4 . En otras palabras, la relación (6) propuesta por Brass es muy sensible a errores de omisión en las declaraciones de hijos, que pueden afectar desde los 30-34 años de edad. Podría intentarse entonces considerar el valor P_1 , corriéndose la relación a grupos de edades más jóvenes. La relación sería

$$P_1 \left[\frac{P_3}{P_2} \right]^4 \quad (6 a)$$

Esta nueva expresión (6 a) operaría siempre que la función de Gompertz fuera una buena descripción de la fecundidad al comienzo del período de reproducción. Pero el problema está en que la curva de Gompertz, así como otras funciones ensayadas, no suele ser una buena descripción del principio de la curva de fecundidad; no hay función que pueda describir ese tramo con propiedad. En consecuencia, la alternativa de considerar P_1 , en la relación propuesta (6), no es una solución al problema de omisión de hijos de mujeres de 30 años y más.

Si ocurre, en cambio, que la fecundidad es muy precoz, que P_1 tiene un valor de importancia y que la declaración de la edad en los grupos iniciales es correcta, entonces puede ser recomendable utilizar la fórmula (6 a) aplicada a los tres primeros grupos. Será cuestión de sentido común, dadas las circunstancias en que se está, ver si el resultado es razonable o no.

Existe la posibilidad, cuando se dispone de información sobre fecundidad tabulada a intervalos anuales de edad, como en los censos antiguos del Brasil, de elaborar una fórmula nueva, que se apoye en intervalos de dos años y medio.

Se tendrían tres valores bastante sólidos con los cuales operar. Eso requeriría, desde luego, una reformulación de las relaciones que se han estado presentando, que conduciría -él lo anticipa, aunque no lo ha hecho- a la utilización, tal vez, de raíces cuadradas de los valores de P .

Estimaciones de la fecundidad total con datos de la Encuesta
Mundial de Fecundidad

El profesor Brass se refiere ahora a la Encuesta Mundial de Fecundidad. La Encuesta se realizará en alrededor de 40 a 50 países en el mundo y, en

consecuencia, requerirá el trabajo de numerosas personas en los próximos 5 ó 10 años. Se aplicará un patrón uniforme de encuesta cuya investigación principal se refiere a la fecundidad estudiada a través de historias de embarazos. El tamaño de las muestras que se utilizará será variable, desde un mínimo de tres mil a un máximo de diez mil mujeres; el valor promedio va a oscilar en unas cinco mil mujeres. Se recogerá información detallada sobre nacimientos que han tenido las mujeres, la mortalidad de esos hijos, los embarazos, etc. Lo que interesa a los demógrafos es el estudio de los nacidos vivos tenidos por las mujeres. Se van a plantear, seguramente, problemas serios en el análisis de la información y considera que es importante ver qué se puede obtener de la información de historias de embarazos.

No interesa mucho considerar los países desarrollados que también van a ser cubiertos, aunque no financiados por la encuesta, sino fundamentalmente los países en vías de desarrollo. En muchos de ellos -y menciona la República Dominicana, Haití, Bangladesh- los datos que se van a recoger pueden resultar de dudosa calidad; es de esperar que contengan muchos errores. El principal problema que se presenta entonces es cómo analizar la información sobre historias de embarazos en países donde presumiblemente esos datos contengan errores.

Los estudios sobre fecundidad, a partir de la información de historias de embarazos, pueden hacerse bastante más complejos, por cierto, que los que pueden hacerse a partir de la información que se recoge mediante las preguntas simples que se incluyen en las encuestas demográficas retrospectivas.

Una posibilidad que se puede presentar, es que la información que se recoja sea de tan mala calidad como la que se ha recogido antes en las encuestas retrospectivas con preguntas simples y que vuelvan a aparecer los errores del tipo que nosotros ya estamos acostumbrados a encontrar: que los valores de P (esto es, el número medio de hijos por mujer) estén afectados por omisión y que los valores de F (el índice sintético derivado de las tasas actuales de fecundidad) estén errados por mala ubicación de los nacimientos en el tiempo. Si esto ocurriera, se debería concluir que la Encuesta Mundial de Fecundidad habría sido un fracaso, ya que la información sobre historia de embarazos no habría hecho ninguna contribución importante para mejorar el conocimiento que acaso encuestas más simples, de unas 40 mil personas, con un costo mucho menor,

hubieran podido hacer. Por otra parte, en esas condiciones, no se presentaría ningún problema de análisis de la información porque ya se cuenta con métodos adecuados para ello.

Por ejemplo, el procedimiento que utiliza los cocientes P/F para estimar la fecundidad (que se desarrolló primero para los nacimientos totales y luego se extendió al caso de primeros nacimientos), el uso de la teoría de las poblaciones cuasi-estables para derivar estimaciones de la fecundidad, son métodos que conducen a resultados razonables cuando la información disponible es de dudosa calidad.

Pasemos ahora a la especulación opuesta: la información que se recoge en la Encuesta Mundial de Fecundidad es suficientemente buena. Se espera entonces que se la pueda usar en forma diferente, dando acaso mayor profundidad a los estudios que la que se da a los análisis de la información recogida normalmente en una encuesta retrospectiva.

El problema principal que se presenta es cómo obtener la información apropiada, precisa, en relación a las fechas de ocurrencia de los acontecimientos que se declaran. Esto es nuevo frente a las encuestas retrospectivas comunes donde no se recoge ese tipo de información, excepto acaso la que se refiere a los nacimientos ocurridos en el último año. Con la historia de embarazos todos los nacimientos están ubicados en el tiempo y, por lo tanto, si la información es correcta, ese tipo de dato permite estudiar el cambio de la fecundidad en el tiempo, cambios de los patrones de la fecundidad según cohortes, los patrones de formación de la familia, los diferenciales de todas estas variables según el ingreso, etc. Hay un número considerable de estudios que tienen posibilidades de emprenderse.

En consecuencia se estaría frente a un problema nuevo; nuevo, no en el sentido de que no se haya encarado y resuelto antes, sino nuevo en el sentido de disponer de una enorme cantidad de material para examinar y para estudiar.

¿Con cuánta precisión se ha podido establecer la ubicación de los acontecimientos en el tiempo?, si no es precisa ¿cómo hacer ajustes para corregir las deficiencias? Son problemas que deberían resolverse al analizar la información. El profesor Brass se pregunta, por ejemplo, si en Haití se recoge información sobre la fecha de matrimonio de las mujeres ¿cuán precisa puede ser la respuesta?

Empezó a ocuparse de este problema en un documento que preparó para una reunión de las Naciones Unidas que se celebró en Budapest en 1971. En esa ocasión presentó un procedimiento que tenía como propósito, por una parte, establecer cuán buena era la declaración de la fecha de ocurrencia de los nacimientos en el tiempo y, por otra, corregir los errores que podrían estar afectando esa información. Como resultado de este documento, Joe Potter (quién está completando ahora una tesis de doctorado en Princeton, trabajando con Coale) se ocupó de estudiar los errores que se producen en los registros de las fechas de ocurrencia de los acontecimientos. Estableció que existe un patrón de errores, el que implica suponer que cuando se hace una historia de embarazos, iniciando la historia desde el principio del período reproductivo, hay una tendencia a acercar la fecha de ocurrencia de los primeros nacimientos al momento presente y a dar con mayor precisión la fecha de ocurrencia de los nacimientos más recientes. Como consecuencia de esto se produce una acumulación falsa de nacimientos en períodos que pueden oscilar entre 5 ó 10 años antes del momento de la encuesta. Esta distorsión en los resultados puede interpretarse, y así ocurre a veces, como una reciente baja en la fecundidad.

Resultados de este tipo son interesantes, porque si la Encuesta Mundial de Fecundidad tiene este tipo de error, muchas personas interpretarían los resultados como les viniera mejor, en este caso por ejemplo, deducirían que existe una clara tendencia al descenso de la fecundidad, lo que podría tener desde luego implicaciones muy importantes.

Para probar su teoría, Joe Potter analizó algunas encuestas, las de Guatemala y Bangladesh, llegando a la conclusión de que lo que aparentemente ocurrió en esos lugares, se asemejaba a lo que el modelo que él había elaborado suponía. La demostración, sin embargo, para el profesor Brass no es muy convincente. Se podrían también explicar de otra manera los resultados que aparecen en esas encuestas.

En realidad, los datos que él analiza para Budapest, apuntan a otro tipo de patrón de error. Aparentemente el error que se cometió entonces fue más bien de desplazar hacia un pasado más lejano la fecha de ocurrencia de los nacimientos ocurridos en un pasado no muy inmediato. Esto es, los nacimientos ocurridos hace 5 a 10 años se habrían declarado como ocurridos hace mayor

tiempo. En consecuencia, en vez de producirse una acumulación indebida de nacimientos 5 ó 10 años antes de la encuesta, se produciría una falta de nacimientos en esa época, lo que sugeriría, al revés de lo que ocurre con el modelo de Potter, una tendencia justamente opuesta (aumento de la fecundidad). Comparada aquella fecundidad con la más reciente, se deduce que aparentemente la fecundidad está subiendo en lugar de bajando, que es a lo que apunta el modelo de Potter.

Como consecuencia entonces, todo esto indica que el problema de los errores de la ubicación de los hechos en el tiempo son para el profesor Brass bastante más complejos que lo que supone Potter y en alguna medida Coale, que está muy entusiasmado con los resultados que está obteniendo Potter con este modelo, suponiendo, tal vez, que se encontrará así una contestación al problema de la mala ubicación de los hechos en el tiempo. Para Brass éste es un problema bastante más complicado; está menos satisfecho que los autores que mencionó, en cuanto a los resultados que se están obteniendo, y cree que todavía no hay una respuesta fácil a este problema.

En razón de ellos, que los errores pueden ir en uno y otro sentido, él cree que la verificación efectiva de la calidad de los datos, en cuanto al error de ubicación del tiempo, debe obtenerse del análisis de los propios datos, y no de un modelo que los explique. Los errores deben ponerse en evidencia mediante el examen cuidadoso de la propia información. No quiere con esto decir que los modelos no sean útiles, pero está en contra de juzgar la bondad o deficiencia de la información que maneja, mediante la comparación de esa información con un modelo prefijado. Concordante con esta idea, piensa que lo que hizo en el documento de Budapest sigue siendo útil y, por esa razón, ha mejorado las técnicas que se describen en él, sin cambiar las ideas básicas.

Los detalles de esas técnicas son complicados y no se detendrá en ellos. Los interesados pueden consultar un documento en español, publicado por CELADE, del Seminario de 1971. (4) Se limitará simplemente a indicar qué tipo de idea está detrás del procedimiento.

Nos presenta en la tabla siguiente la forma típica en que se dispone la información que se tiene de historias de embarazos.

Edad de la mujer	Tasas de fecundidad por períodos			
	-5	5-10	10-15	15-20
15 - 19	x			
20 - 24	x	x		
25 - 29	x	x	x	
30 - 34	x	x	x	x
35 - 39	x	x	x	x
40 - 44	x	x	x	x
45 - 49	x	x	x	x

Examinemos el contenido de la tabla. En la columna principal aparece la edad actual de las mujeres en grupos quinquenales. En cada una de las columnas se tienen tasas de fecundidad referidas a períodos de tiempo: menos de 5 años antes de la encuesta, entre 5 y 10, entre 10 y 15, entre 15 y 20, etc. Existe información sólo para las celdas marcadas con x:

Nos dice rápidamente qué tipo de análisis puede hacerse con esta información. Los valores dispuestos en una diagonal son tasas de fecundidad que corresponden a una misma edad, de diferentes cohortes y, consecuentemente, también de diferentes períodos. Han pasado cada una de las cohortes por esas edades en diferentes momentos. En cambio, los valores dispuestos en una línea horizontal, corresponden a las tasas de fecundidad de una cohorte a través del tiempo y, desde luego, también a través de las edades. No es necesario que los períodos de tiempo estén clasificados en quinquenios. Se podría disponer de información de manera tal de tener tasas para períodos más cortos, por ejemplo, tasas anuales.

Para los propósitos de lo que examinará a continuación se supondrá que todos los nacimientos están bien declarados, en el sentido de que no hay omisión. El único problema que supone que existe es el de ubicación de los nacimientos en el tiempo. Podría suceder, por ejemplo, que los nacimientos ocurridos en los últimos cinco años, se hayan referido a los últimos 4 años y medio, o podría ocurrir lo contrario: que las mujeres hubieran exagerado el período de ocurrencia de los nacimientos. Ese es el tipo de error que ahora se va a examinar.

Cuando hace unos cinco años el profesor Brass buscaba alguna solución al problema de detectar y corregir la mala ubicación en el tiempo de los nacimientos, buscaba algo que le permitiera verificar la coherencia interna de la información. No está en contra de establecer modelos para hacer algún tipo de análisis, pero en la disyuntiva de utilizar modelos para corregir los datos o analizar internamente la información para poner en evidencia sus incoherencias y corregirlas, él está definitivamente en favor de lo segundo. El control interno que imaginó, fue el de usar información de los primeros nacimientos. Cree que esta información, de primeros nacimientos, es menos vulnerable a los cambios que puede haber en la fecundidad que la información relativa a todos los nacimientos.

La forma en que puede cambiar la frecuencia con que la población femenina tiene sus primeros hijos, está menos afectada por los cambios de la fecundidad total. A propósito de esto recuerda algo que se vio en relación con Brasil: aparentemente la fecundidad caía en las edades avanzadas. Es allí donde se producen en general los cambios más importantes de la fecundidad. Menos importantes deben ser los cambios que se producen en relación con la frecuencia que las mujeres tienen su primer hijo. Además hay otra ventaja obvia en utilizar información de primeros nacimientos que se deriva del hecho de que sumadas las tasas de primeros nacimientos producen un parámetro, la proporción de mujeres que alguna vez llegan a ser madres, que es seguramente un parámetro muy estable, en cualquier sociedad y, en particular, en las sociedades que más nos interesan a nosotros, donde se van a hacer estos tipos de análisis. En conclusión se ha llegado al procedimiento que sugiere: relacionar las tasas totales de fecundidad (de todos los nacimientos) con las tasas de primeros nacimientos, una vez formada una idea de los errores de ubicación en el tiempo que afectan la información relativa a primeros nacimientos.

En el cuadro siguiente nos muestra cómo, con información reciente de los últimos 5 años sobre primeros nacimientos, por acumulación, se puede llegar a establecer proporciones de madres en una cohorte y cómo se puede comparar ese valor acumulado con el derivado de información retrospectiva.

Los datos del cuadro se refieren a Guinea Occidental. Se observa que por cada mil mujeres 947, de acuerdo a información retrospectiva, alcanzan la condición de madre (un 95 por ciento), que es un valor muy similar al que se

PROPORCION DE MUJERES QUE LLEGAN A SER MADRES

Edad	Información retrospectiva	Primeros nacimientos	
		-5 años	Acumulado
15 - 19	142	142	142
20 - 24	716	571	713
25 - 29	920	189	902
30 - 34	937	34	936
35 - 39	949	9	945
40 - 44	947	1	946

logra cuando se acumulan las tasas de fecundidad de primeros nacimientos ocurridos en los últimos cinco años. Se puede concluir que hay una gran coherencia entre las dos informaciones.

Como ocurre cuando se aplica el método que Brass ha propuesto para estimar la fecundidad, en este caso también, posiblemente, la información retrospectiva de mejores indicaciones en cuanto a niveles; en tanto que la relativa a nacimientos recientes (últimos cinco años) puede acaso ser la que mejor refleje el patrón según edades de las tasas de los primeros nacimientos. Si se tuviera que hacer un ajuste seguramente se adoptaría el nivel de las tasas retrospectivas y el patrón por edades de las tasas de primeros nacimientos. En este caso en particular, como la concordancia entre las dos series es tan grande, poco importa cuál de las dos se utilice.

Si se adopta como patrón (standard) el que presentan las tasas de fecundidad de primeros nacimientos ocurridos en los últimos cinco años se está en condiciones de compararlo con la distribución observada para diferentes cohortes. En la medida en que esas cohortes difieren del standard, en esa misma medida, se tendrá cuantificado el error de la ubicación en el tiempo de los primeros nacimientos. Esto permitirá después corregir errores de nacimientos de otros órdenes. Claro está, que se supone que la función de primeros nacimientos es constante en el tiempo, independiente del cambio que puede haber en la fecundidad. Una vez que se da un patrón que mide cuál es la distribución de los primeros nacimientos, las diferencias que frente a este patrón

presenten distribuciones observadas de primeros nacimientos de diferentes cohortes serán evidencias de que hay un error de ubicación en el tiempo de los primeros nacimientos observados.

En el cuadro siguiente tenemos un ejemplo de cómo se aplica este criterio de juzgar los errores de ubicación en el tiempo de los primeros nacimientos, por comparación con un standard.

TASAS DE FECUNDIDAD DE PRIMEROS NACIMIENTOS

Edades	Standard	Cohorte de 30-34 años	Desfase en el tiempo
15 - 19	150	215	t_1
20 - 24	753	819	t_2
25 - 29	953	954	t_3
30 - 34	989	989	$t_4 = 0$

Se presentan dos series de valores. Una corresponde al standard, la otra está formada por las tasas de fecundidad acumuladas de primeros nacimientos de una cohorte, que en el momento de la encuesta pertenece al grupo de edades 30-34. La comparación se realiza de la manera siguiente: se hace coincidir el standard con el nivel alcanzado por la cohorte, en este caso 989; luego se comparan los valores de las tasas del standard correspondientes a los grupos quinquenales de edades considerados con los valores reales de las tasas de la cohorte. Puede observarse que se producen, a veces, grandes diferencias como en el primer grupo, donde en lugar de 215, que es el valor observado, se debería tener 150 según el standard.

Se trata ahora de interpretar esas diferencias, de acuerdo con lo que se ha supuesto antes (representan un error en la ubicación de los nacimientos en el tiempo), y traducirlas a períodos de tiempos. Por ejemplo 215 debe ser 150, lo que podría indicar que acaso los nacimientos observados estén referidos a un período mayor. Cabe preguntarse, ¿Qué valor en tiempo se puede asignar a esa diferencia en el valor de la tasa?

Analizando la información de los primeros nacimientos se puede establecer qué tipo de correcciones debe introducirse en la escala de tiempo, esto es, cómo deben corregirse los errores de ubicación en el tiempo de los nacimientos.

Una vez cuantificados los errores debe establecerse una hipótesis en el sentido que ese patrón de errores es también el que puede afectar al total de nacimientos (de todos los órdenes). Esta es una hipótesis que, desde luego, merece reservas. Puede ser razonable pero, ciertamente, no debe ser igual el error que se comete en la ubicación en el tiempo de los primeros nacimientos que el del resto de los nacimientos. De cualquier manera, constituye un indicio del tipo de error que se comete. El error puede ser en el sentido de reducir o aumentar el período de referencia de los nacimientos.

Utilizando la estimación que se logra para primeros nacimientos se reubicaron los nacimientos en el tiempo, sin alterar el número de ellos, simplemente se los redistribuye conforme con ese patrón de errores.

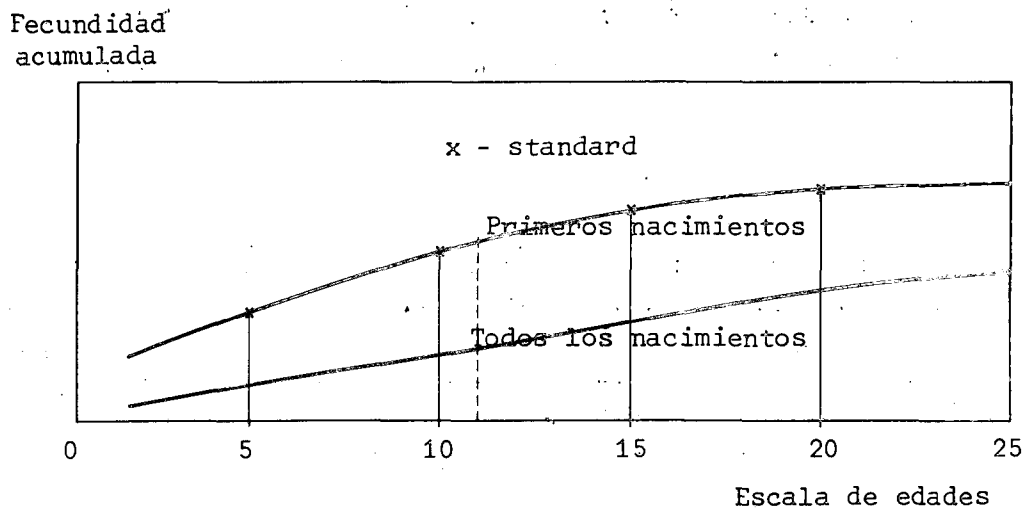
Hay dos aspectos de ese documento que el profesor Brass ha vuelto a reformular porque no le satisfacían. Uno se refiere a la forma de encontrar el error de ubicación de los nacimientos en el tiempo. Se utilizaba para ello un procedimiento gráfico, que tenía quizás muchos elementos subjetivos, no todo lo limpio que a él le hubiera gustado. El segundo aspecto que no le satisfacía era la forma de calcular el número de nacimientos. Trabajando con primeros nacimientos, la información se concentra fundamentalmente en edades jóvenes; no se dispone de información para analizar el patrón de errores correspondiente a edades más avanzadas. En consecuencia, no hay posibilidad de introducir correcciones a los nacimientos de mujeres de edades avanzadas que se basen en el patrón de errores de los primeros nacimientos. Ya el grupo de edades 30-34 produce resultados muy pequeños tratándose de primeros nacimientos y, por lo tanto, la estimación a esas edades no es satisfactoria.

En relación al primer aspecto, el que tiene que ver con la redistribución de los nacimientos en el tiempo basándose en los primeros nacimientos, nos informa sobre el nuevo enfoque que le ha dado. Utiliza para este caso una función de Gompertz. Una característica de utilizar una función de Gompertz es que el logaritmo de menos el logaritmo de la función P (la

fecundidad acumulada) es lineal en x . Esto es matemáticamente cierto si P es una función de Gompertz, y es aproximadamente cierto si P es una función observada.

La función P puede representar la fecundidad correspondiente al total de nacimientos o al de los primeros nacimientos. En ambos casos puede aceptarse que la función de Gompertz las describe adecuadamente.

En el gráfico siguiente se muestran las funciones correspondientes al standard dado por los primeros nacimientos y la que corresponde a todos los nacimientos.



El "desfase" en el tiempo queda ilustrado para la abscisa correspondiente a 10 años en la curva superior. El punto marcado con x corresponde al standard, el otro punto marcado con 0 sería de la cohorte que se está considerando. La relación entre los dos puntos da una idea de cuál es el tiempo -en exceso o defecto- en que está errada la información de la cohorte. Se trata de establecer ahora en qué medida se deben modificar todos los nacimientos de la cohorte aceptando que ese corrimiento sea válido.

Para ello se establece la relación entre las dos inclinaciones de las dos rectas tangentes y luego se multiplica esa relación por la corrección de los primeros nacimientos. Se obtiene así la corrección para los nacimientos totales. Estos cálculos se realizan directamente en forma algebraica. No hace falta dibujar el gráfico. La corrección de nacimientos, como se ha dicho antes, no significa aumentar su número sino redistribuirlos mejor en el tiempo.

En relación al segundo aspecto, la falta de solución para establecer el período de referencia de los nacimientos tenidos por las mujeres en edades avanzadas (los primeros nacimientos no proporcionaban información), señala que hace falta analizar el patrón de error encontrado al aplicar el procedimiento mencionado en los párrafos inmediatamente anteriores. En el cuadro siguiente se presentan los resultados de esos análisis para diferentes cohortes que, desde luego, afectan diferentes grupos de edades. La cohorte de 20-24 años es una cohorte joven con poca experiencia, para la que aparece sólo una corrección. A medida que se avanza en la edad se llega a cohortes con más información quedando, por cierto, una cohorte -la 45-49 años- sin estimación alguna porque, como se ha dicho, los primeros nacimientos no permiten hacer una estimación de cómo corregir errores de ubicación en el tiempo para edades tan avanzadas.

Corrección en la escala del tiempo de la escala $\log(-\log P)$					
..... Cohorte					
20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
0,0225	0,0665	0,0983	0,1811	0,1811	
	0,0232	0,1018	0,1678	0,1973	
		0,0117	0,1768	0,1513	
			0,0831	0,2537	

Se refiere a continuación a la hipótesis que formula: para iguales períodos de tiempo los errores han sido iguales en diferentes cohortes (iguales períodos significa una línea diagonal).

Si uno se desplaza en una diagonal estaría examinando el mismo período de referencia de tiempo. Cabría, por lo tanto, esperar que hubiera alguna simpatía entre los valores de una diagonal, si se hubiesen producido errores similares en diferentes cohortes, en ese período de referencia. Algo de eso existe. Se trata entonces de hacer una evaluación de cuánto puede valer la corrección de la diagonal para extrapolarla hacia las cohortes y edades para las cuales no tenemos un criterio para hacer la corrección. Equivale esto a suponer que no hay errores diferenciados según la edad. Los errores dependerían

más bien ahora del período de referencia que se estuviera considerando en el momento de la encuesta.

Este es un método sin duda mucho más limpio que el que presentó antes en el documento mencionado. Da una solución razonable a un problema que antes no estaba considerado. Opina que observar con cuidado este tipo de datos debe darnos alguna indicación acerca de qué tipo de patrón de error, en el período de referencia, se produce según el período.

Finalmente el profesor Brass informa que la Oficina de Estudios de Población de la Universidad de Princeton y el Centro de Estudios de Población que él dirige han celebrado contactos independientes, pero coordinados, con la Encuesta Mundial de Fecundidad, a los efectos de estudiar las primeras encuestas que estén disponibles a fin de establecer qué tipos de errores en la ubicación de los nacimientos se han producido y cómo se pueden corregir. Supone que esta tarea le puede tomar unos dos o tres años y es con ideas como las que nos ha presentado en esta sesión que él piensa abordar el problema.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- (1) Naciones Unidas, Métodos para Establecer Mediciones Demográficas Fundamentales a Partir de Datos Incompletos, Ansley J. Coale y Paul Demeny, Manual IV, ST/SOA/Serie A/42.
- (2) Murphy, E. y Nagmur, P., "A Gompertz Fit that Fits: Applications to Canadian Fertility Patterns", en Demography, Vol. 9, Nº 1, February 1972.
- (3) Naciones Unidas, The Analysis of Maternity Histories to Detect Changes in Fertility, William Brass, E/CN.91 AC12/R 11, Budapest, 14-25 junio, 1971.
- (4) CELADE, Seminario sobre Métodos para Medir Variables Demográficas (Fecundidad y Mortalidad), Serie DS, Nº 9, 1971.

4812

CUARTA SESION

MORTALIDAD AL PRINCIPIO DE LA VIDA, SUPONIENDO
QUE LA MORTALIDAD VARIA EN EL TIEMPO

MORTALIDAD AL PRINCIPIO DE LA VIDA, UTILIZANDO
INFORMACION DE DOS CENSOS

ENCUESTA DE CHINA

CELADE Santiago, 5 de septiembre de 1975

A. MORTALIDAD AL PRINCIPIO DE LA VIDA, SUPONIENDO QUE
LA MORTALIDAD VARIA EN EL TIEMPO

Estimación de la Mortalidad a partir de Información sobre Hijos
Sobrevivientes e Hijos Tenidos por las Mujeres Clasificadas
por Edad

El método propuesto por el Profesor Brass para derivar estimaciones de mortalidad para los primeros años de vida (en general, para los menores de cinco años), a partir de información sobre los hijos sobrevivientes e hijos tenidos por las mujeres clasificadas por edad, ha sido desarrollado hace años (1) (2). Ha sido modificado después por Sullivan (3) y Trussell-Hill(4) pero las ideas básicas son las mismas. Es uno de los procedimientos indirectos para medir la mortalidad que ha dado muestras de ser muy robusto. Entre los supuestos implícitos en el método está el de constancia de la mortalidad, en particular de la mortalidad de la niñez de períodos recientes. Este supuesto no corresponde a muchos casos para los cuales se ha estado aplicando este método. Hace mención a la utilización que está haciendo Lee Jay Cho, con ocasión de aplicar el método de hijos propios para establecer la fecundidad. Cho pidió a Brass que desarrollara algún tipo de modificación a su procedimiento de medición de la mortalidad de la niñez con el propósito de tomar en cuenta descensos importantes y rápidos en la mortalidad.

Como se recordará, el método propuesto por el profesor Brass, consiste básicamente en transformar las proporciones de hijos muertos en relación al total de hijos tenidos, según edad de las mujeres, que él simboliza con D_i indicando con i el orden de edades $i = 1, 2, \dots, 10$, (desde 15-19 hasta 60-64), en $q(x)$, esto es la probabilidad de morir entre 0 y x -una medida convencional de la mortalidad.

La transformación se basa en la asociación estrecha que puede establecerse entre D_i y $q(x)$. Conceptualmente las proporciones D_i son $q(x)$, con

valores próximos a probabilidades de muerte a edades exactas. Empíricamente se encontró la siguiente correspondencia:

Edad de la madre	i	$q(x)$
15-19	1	$q(1)$
20-24	2	$q(2)$
25-29	3	$q(3)$
30-34	4	$q(5)$
35-39	5	$q(10)$
40-44	6	$q(15)$
..
..
..
60-64	10	$q(35)$

El profesor Brass elaboró tablas de multiplicadores, cuyos valores son próximos a uno, que permiten convertir D_i en $q(x)$. Los cálculos los realizó utilizando diferentes leyes de fecundidad combinadas con una tabla de vida modelo.

El problema que presenta ahora, de la variación de la mortalidad en el tiempo, lo había estado estudiando hace unos ocho o nueve años. El análisis es simple: basta incorporar en un modelo de simulación diversas hipótesis de cambio de la mortalidad y realizar los cálculos con la ayuda de un computador. Examinando los resultados el profesor Brass señala que dependen de diversas variables: de la edad que se está considerando, del ritmo de descenso de la mortalidad, del nivel de fecundidad entre otros. No encontró una forma de simplificar el modelo para que resultara útil. Sin embargo, aplicó los resultados obtenidos, de ese modelo complejo, y pudo sacar conclusiones en el caso de una aplicación a información de las Islas Fiji.

Cuando L.J. Cho le pidió al profesor Brass que introdujera el supuesto de variación en el método de estimación de mortalidad, reexaminó el desarrollo del método desde sus comienzos. Nos señala que los valores que se obtienen de las probabilidades de morir a una edad exacta se pueden interpretar -en el supuesto de mortalidad constante- de dos maneras diferentes:

- i) como representativos de la mortalidad actual de la población y

ii) como representativos de la mortalidad de una cohorte, en virtud del supuesto de constancia de la mortalidad.

De esta forma, la probabilidad de muerte ${}_2q_0$ representa según i) la probabilidad actual de morir entre el nacimiento y la edad 2, según ii) representa la probabilidad de morir que han tenido los que nacieron hace dos años. Es esta segunda interpretación la que interesa considerar para los propósitos de la aplicación del procedimiento de hijos propios -para determinar la fecundidad- donde es necesario reconstruir los nacimientos que dieron origen a los niños, de determinadas edades, que están vivos en el momento de la encuesta (o censo).

Como se ha recordado, las proporciones D_i (hijos fallecidos/hijos tenidos) equivalen conceptualmente a probabilidades de muerte entre la edad 0 y una edad i , en general no exacta.

Ahora bien, aceptemos que entre el momento 0 y el momento i , la mortalidad varía. En el desarrollo original del método se suponía que la mortalidad era constante y se convertían las probabilidades ${}_zq_0$ en ${}_iq_0$, siendo i una edad exacta, mediante la utilización de los multiplicadores k_i . Para considerar el descenso de la mortalidad los multiplicadores deberían indicar el período de vida que representa la proporción de hijos muertos. Esto es, se trataría de determinar valores, que simbolizamos con $T_{i,\bar{m}}$, tales que la proporción de hijos muertos, en el grupo de las madres cuyas edades están en el grupo de edades i , sería igual a $q(T_{i,\bar{m}})$.

Nos presenta el cuadro siguiente que permite estimar los valores de $T_{i,\bar{m}}$, en la misma forma en que se calculaban antes los multiplicadores k_i . Los valores del cuadro corresponden a magnitudes estándares de períodos de exposición al riesgo de muerte, de forma que la proporción de hijos muertos de los hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres de menos de 20 años, de 20-24, etc., sea equivalente a $T_{i,\bar{m}}q_0$, esto es, la proporción de hijos muertos con edad $T_{i,\bar{m}}$, entre los hijos nacidos vivos.

Cuando la mortalidad está descendiendo, los cambios en el patrón de hijos muertos por edad de las madres, producen sesgos en las estimaciones. La proporción de hijos muertos para cada grupo de edades de las mujeres no es igual a $T_{i,\bar{m}}q_0$ ni para la mortalidad actual, ni para la correspondiente a una generación.

Cuadro 1

MAGNITUDES EQUIVALENTES DEL TIEMPO DE EXPOSICION AL RIESGO DE MUERTE, $T_{i,\bar{m}}$, PARA DIFERENTES UBICACIONES DE LA FECUNDIDAD Y MORTALIDAD CONSTANTE A TRAVES DEL TIEMPO

Grupo de edades de mujeres	Valores de $T_{i,\bar{m}}$								
Menos de 20	1,48	1,35	1,21	1,06	0,90	0,74	0,58	0,42	
20-24	2,57	2,34	2,13	1,93	1,75	1,57	1,40	1,23	
25-29	4,03	3,69	3,38	3,09	2,82	2,57	2,34	2,13	
30-34	7,08	6,26	5,52	4,92	4,42	4,03	3,69	3,38	
35-39	13,40	11,88	10,35	9,10	7,97	7,08	6,26	5,52	
40-44	19,00	18,08	17,07	15,97	14,68	13,35	11,88	10,35	
Parámetros para seleccionar valores $T_{i,\bar{m}}$									
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	26,7	27,7	28,7	29,7	30,7	31,7	

Puede hacerse, sin embargo, una corrección para dar valores $T_{i,\bar{m}}$ tales que la probabilidad de muerte sea igual a la proporción de hijos muertos, entre los nacidos $T_{i,\bar{m}}$ años atrás. Esas correcciones se leen en el gráfico 1 en términos de tasa de cambio de la mortalidad en la escala logito. En este sistema, la diferencia entre los logitos de ${}_5q_0$ en el momento t_2 y t_1 se divide por $t_2 - t_1$ para tener el cambio por año en α , el parámetro que expresa el cambio en el nivel de la mortalidad.

Las curvas en el gráfico dan correcciones en los valores de α en un intervalo de 0,01 a 0,06 por año. Un cambio moderado de la mortalidad de 0,01 es aproximadamente equivalente a un descenso de 1,7 por ciento anual de la probabilidad de morir hacia la edad de 5 años. Un cambio en la mortalidad de 0,06 por año, en términos de α , equivale a un descenso muy pronunciado, del orden del 60 por ciento en 10 años.

Ilustremos el uso del cuadro anterior. Supongamos que para una población P_2/P_3 es 0,49 y que la mortalidad de la niñez ha decrecido a un ritmo

del 3 por ciento anual durante algunos años anteriores a la encuesta. Para el grupo de madres con edades 30-34 años, el cuadro nos da el valor $T_{i,m}$ igual a 4,92. El gráfico muestra que para 4,92 en el eje de las abscisas y un cambio de 0,03 en α , la desviación es alrededor de 2,58. El valor corregido de $T_{i,m}$, es entonces $4,92+2,58 = 7,50$, y la proporción de hijos muertos de mujeres con edades 30-34 es aproximadamente igual a la proporción, entre los nacimientos ocurridos 7,5 años antes, que han muerto hasta el momento de la encuesta.

El profesor Brass hace notar que el mismo gráfico se utiliza para todas las edades, es decir, es independiente de la edad.

En resumen, el gráfico permite determinar los valores que deben agregarse a $T_{i,m}$, como resultado de una menor mortalidad, a partir de un valor $T_{i,m}$ dado para diferentes edades de las mujeres y para diferentes ubicaciones de la fecundidad (véase el cuadro 1) y de una cuantificación del descenso de la mortalidad en términos de α . Si ocurre, lo que puede ser frecuente, que no se tenga una idea clara acerca del ritmo de variación de la mortalidad, las curvas del gráfico 1 (las diferencias que presentan) pueden ilustrar acerca de la magnitud del error que se está cometiendo en razón de no haber estimado con mucha precisión la variación anual de la mortalidad.

El gráfico, esto es, las curvas representadas, corresponden a tendencias centrales señaladas por puntos que se obtuvieron en diferentes situaciones. La tendencia central era muy clara, había pocos desvíos en torno a ella. Debe tenerse presente que los cambios de la mortalidad quedan medidos en el gráfico sólo en términos de α , y sabemos que el parámetro β está también asociado con los cambios de la mortalidad cuando ésta se expresa en el sistema logito.

Los resultados que se obtienen se refieren a estimaciones del riesgo de morir para períodos fraccionarios de vida (3,7 años, por ejemplo) que no resultan cómodos para utilizar. Este hecho no tiene importancia en el caso de la aplicación de este procedimiento de ajuste para la determinación de fecundidad mediante el método de "hijos propios".

Las curvas del gráfico 1 muestran que el ajuste máximo que debe hacerse se ubica entre las abscisas (valores de $T_{i,m}$) 4 y 6, que corresponden según

puede observarse en el cuadro 1 a la información sobre proporción de hijos muertos de mujeres con edades de 30-34 años. El profesor Brass llama la atención sobre la magnitud del ajuste -en algunos casos es del mismo orden de magnitud que $T_{i,m}$ cuando la mortalidad experimenta un gran descenso. Puede ocurrir que dado un valor de $T_{i,m}$ se tenga una primera estimación del período al cual se refiere la mortalidad, digamos de 4 años. Luego, como consecuencia del ajuste, esa probabilidad de morir se considera que corresponde más bien a 8 años. La corrección es importante en términos de tiempo pero no en términos de las probabilidades de muerte en razón de que la mortalidad entre 4 y 8 años es reducida (se comparan ${}_4q_0$ con ${}_8q_0$).

Otra consideración importante que justifica esta corrección tan grande, en términos de tiempo de exposición al riesgo de muerte, se relaciona con la forma de la distribución de las muertes cuando la mortalidad está cambiando. En el gráfico 2 aparecen las curvas de mortalidad que corresponderían al 1°, 2°, 3°, y 4° años de exposición al riesgo de muerte en condiciones de mortalidad decreciente. Si se mantiene bajo observación a través del tiempo una cohorte de recién nacidos se tendrá que durante el primer año de vida (entre las edades de 0 y 1 años) estará sometida a la mortalidad del año 1; cuando vive entre las edades 1 y 2 estará sujeta a la mortalidad del año 2, y así sucesivamente. La distribución de muertes de una cohorte, ilustrada en el caso recién mencionado, tiene la forma que se indica en el gráfico con línea continua. (Véase el gráfico 2).

Esto explica por qué la distribución por edades de las muertes sea tan diferente según sea que se está considerando una cohorte sujeta a mortalidad constante o una cohorte con mortalidad en descenso.

En relación con lo que sucede con los hijos de mujeres de edades más avanzadas, digamos mayores de 35 años, el ajuste pierde importancia debido a que a esas edades de las mujeres, sus hijos tienen más edad y los cambios que pueden afectar a la mortalidad tienen poca importancia (debe tenerse presente que este procedimiento tiene como propósito la estimación de la mortalidad de los primeros años de vida).

Las curvas presentadas en el gráfico 1 son tan claras que seguramente alguien podría pensar que pudieran describirse con mucha propiedad mediante una

DESVIACIONES DE T_z DESDE $T_{i,m}$, PARA VARIOS RITMOS DE DESCENSOS DE LA MORTALIDAD
 (EN TERMINO DE CAMBIOS DE α) (T_z ES EL VALOR CORREGIDO DE $T_{i,m}$)

Desviaciones
 de T_z desde
 $T_{i,m}$

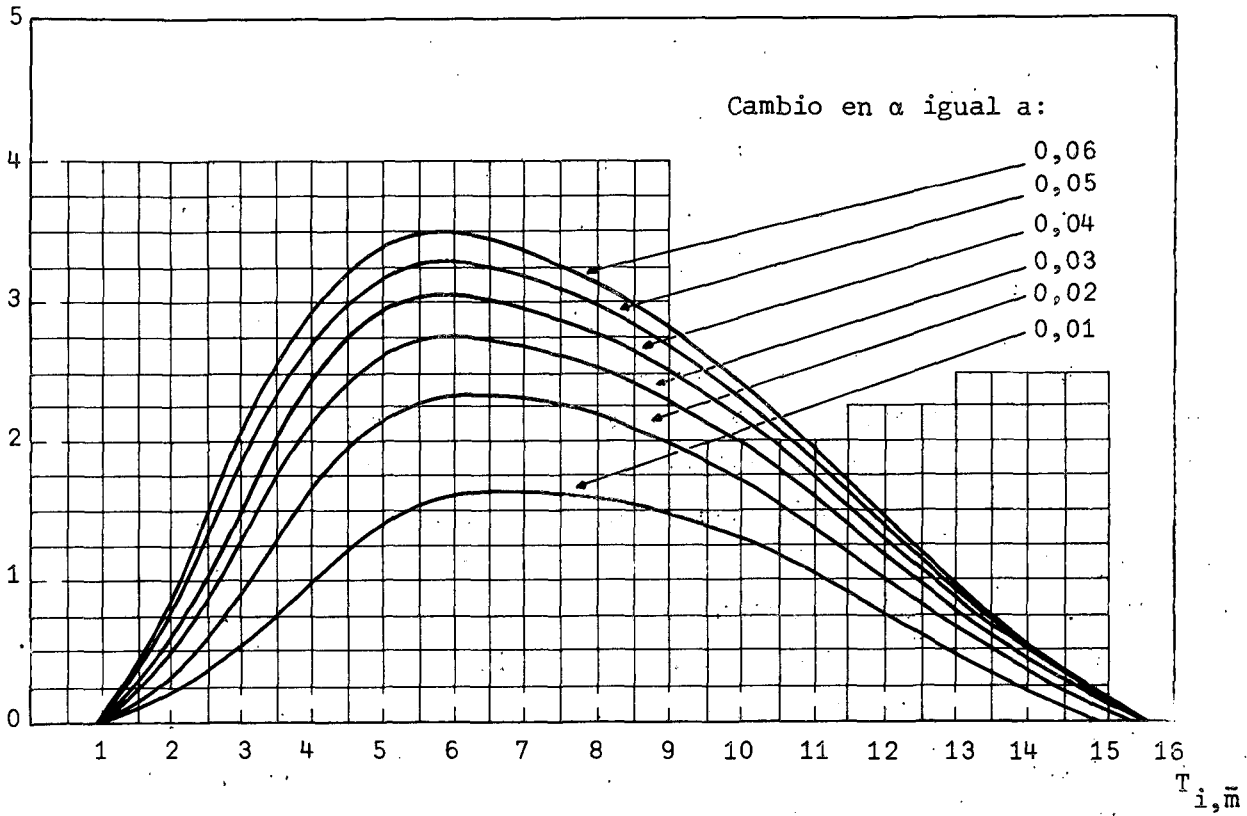
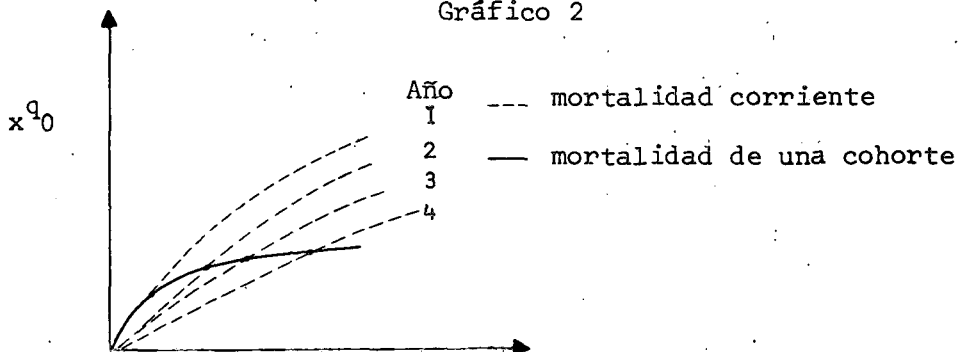


Gráfico 2



función matemática. El profesor Brass dedicó algún tiempo a buscar ese tipo de descripción matemática concluyendo que el esfuerzo era demasiado y que no tenía mucho sentido por cuanto el uso del gráfico era sencillo y conducía a resultados satisfactorios.

La corrección que se determine es aplicable a la mortalidad de una cohorte. Se puede traducir a una mortalidad corriente fácilmente. De las curvas del gráfico 1 y 2 se obtienen valores de

$${}_1q_0^c, {}_1q_1^c, {}_1q_2^c, {}_1q_3^c, {}_1q_4^c$$

que representan probabilidades de morir entre cada una de las edades exactas, y que reflejan la experiencia combinada de las cohortes. En el gráfico 2 se esquetizan las probabilidades ${}_xq_0$ de una cohorte.

Lo que interesa tener es la mortalidad de los diferentes momentos. La ${}_1q_0^c$, probabilidad corregida de morir entre el nacimiento y la edad exacta 1, puede considerarse como expresión de la mortalidad reciente por referirse al último año. La segunda probabilidad ${}_1q_1^c$, que mide la mortalidad entre las edades exactas 1 y 2, debe contener una corrección, en términos de α , del mismo orden del que se tuvo en cuenta cuando se utilizó el gráfico 1. En ese gráfico se tuvo, como parámetro de entrada, el ritmo de variación anual de α . Luego, para transformar esa mortalidad de cohorte en lo que sería la mortalidad de un año antes, hay que tomar en cuenta la corrección adoptada.

El tercer valor ${}_1q_2^c$, se refiere a la mortalidad de 2 años antes. Para transformarla en una mortalidad corriente habría que sumarle dos veces el efecto de la corrección anual de α ; y así sucesivamente.

Nos dice el profesor Brass que no hay mucha utilidad en este ejercicio, no ha tenido él necesidad de hacerlo. Dice, en cambio, que lo que debería hacerse primero es pasar a la función l_x , luego a los logitos de l_x y expresar la tabla de vida en el sistema logito determinando α . Sólo entonces será oportuno agregar las correcciones de α que se suponen que son los efectos del descenso de la mortalidad.

Este procedimiento no es más que el procedimiento inverso que se utilizó para elaborar estos gráficos. Se disponía de tablas de vida de diferentes

momentos, con diferentes niveles reflejados en el parámetro α . Luego se interpretó la experiencia de una cohorte como una tabla en la que se reflejaba el paso de una tabla de momento a otra, esto es, un recorrido a través de las tablas de vida con diferentes α .

B. MORTALIDAD AL PRINCIPIO DE LA VIDA, UTILIZANDO INFORMACION DE DOS CENSOS

Se va a referir a la utilización del método presentado por C. Arretx en Lieja (5), para estimar la fecundidad, con el fin de estimar ahora la mortalidad. Se supone que existe información proveniente de dos censos o de dos encuestas relativas a la misma población. Para simplificar el análisis se supone que las encuestas están separadas por cinco años. En cada uno de esos levantamientos se ha recogido información sobre la paridez media de las mujeres clasificadas por grupos de edades, que simbolizamos con \underline{P} , en la primera encuesta, y con \underline{P}^* , en la segunda. Se dispone además de información del número de niños muertos, que se simbolizan con \underline{D} en la primera encuesta y con \underline{D}^* en la segunda encuesta.

La pregunta obvia en este caso será si la mortalidad ha cambiado entre el primer y segundo momentos, es decir, entre una y otra encuesta.

Aparentemente la forma más directa de contestar la pregunta anterior sería comparar la mortalidad estimada separadamente para cada una de las dos situaciones.

Sin embargo, este camino tan directo no parece ser el más adecuado por cuanto sólo interesa determinar las muertes producidas en el período reciente para los propósitos de establecer medidas de mortalidad corriente. Se trata, en consecuencia, de generar un método que utilice sólo la información reciente, tanto de nacimientos como de muertes. Se examina el cuadro siguiente:

Edad	Primera Encuesta		Segunda Encuesta		Cohorte sintética
	Número medio de hijos		Número medio de hijos		
	vivos por mujer	muer-tos por mujer	vivos por mujer	muer-tos por mujer	
15-19	P_1	D_1	P_1^*	D_1^*	P_1^* D_1^*
20-24	P_2	D_2	P_2^*	D_2^*	$P_1^*+P_2^*-P_1$ $D_1^*+D_2^*-D_1$
25-29	P_3	D_3	P_3^*	D_3^*	$P_1^*+P_2^*-P_1+P_3^*-P_2$ $D_1^*+D_2^*-D_1+D_3^*-D_2$
30-34	P_4	D_4	P_4^*	D_4^*	_____

Se trata de construir ahora una cohorte sintética que refleje la experiencia en fecundidad y mortalidad de los últimos cinco años.

El primer grupo de edades en la segunda encuesta proporciona nacimientos y muertes que sólo pudieron haberse producido en el período inter-encuestas, esto es durante los últimos cinco años y forma parte en consecuencia de la cohorte sintética. El segundo componente se forma con información proporcionada por mujeres según grupo de edades, en relación a la paridez media.

- Se suma a la paridez media del primer grupo, correspondiente a la segunda encuesta, P_1^x , la diferencia entre la paridez media del segundo grupo en la segunda encuesta y la paridez media alcanzada por las mujeres de esa cohorte al momento de la primera encuesta cuando tenían edades correspondientes al primer grupo ($P_2^*-P_1$).

En relación a las muertes la formación del segundo grupo es similar a la correspondiente a la paridez media recién descrita.

No es difícil generar los componentes restantes de la cohorte sintética tanto de la paridez media como de las muertes. Una vez terminada esta elaboración se tendrá un conjunto de valores de hijos vivos por mujer según

edad y paralelamente un número sintético de muertes, correspondientes a los últimos cinco años.

La determinación de la mortalidad puede hacerse entonces utilizando el método que todos conocen (HS/HT). Nos señala que el planteo es convincente pero errado: en situaciones en que puede cambiar la fecundidad y la mortalidad ocurre que los niños expuestos a los riesgos de morir (por cohortes) no son equivalentes a los niños expuestos que se pueden generar por los procedimientos sintéticos.

Para ver esto con más claridad supongamos que la fecundidad es constante y que la mortalidad ha bajado. Sucede como consecuencia de una mortalidad más alta antes de la primera encuesta, que el número de muertes D_1 es relativamente mayor que el que se produce en los últimos cinco años D_1^* . Por lo tanto, los sobrevivientes de esa mortalidad mayor son menos que los que van a haber ahora en circunstancias donde la mortalidad es más baja. Consecuentemente en el segundo renglón al componer el elemento sintético, las muertes que provengan de la cohorte anterior provienen de hecho de un número menor del que estamos suponiendo nosotros ahora al reconstruir una cohorte con la mortalidad nueva. Por lo tanto, hay un problema con el cálculo de las verdaderas personas que están expuestas al riesgo en esta cohorte sintética.

Brass dice que dedicó mucho tiempo a pensar en el problema y que llevaría mucho tiempo exponerlo. Prefiere, en cambio, darnos un esquema de la forma en que razonó destacando qué tipo de problema hay que resolver y en qué líneas se puede actuar para resolverlo. Para hacer las correcciones, dice, hace falta dividir las muertes que se tienen en la segunda encuesta en dos partes, atendiendo al origen: las que provienen de niños que han nacido a lo largo del intervalo y las que provienen de niños que habían nacido antes del intervalo.

Las muertes del intervalo no requieren ser modificadas porque se asocian con nacimientos que ocurrieron en el mismo intervalo. En tanto que, a los efectos de hacer un cálculo correcto, hace falta tomar en cuenta que las muertes que provienen de nacimientos ocurridos antes del intervalo tienen que ser ponderadas por una cantidad de niños que han estado sujetos a una mortalidad diferente a la del intervalo.

Nos dice que es tedioso elaborar estos ajustes porque hace falta hacer distinguos de mortalidad que requieren muchos cálculos. Diseñó un sistema cuyo uso es similar al de los factores de separación, porque en el fondo se trata de separar las muertes en dos componentes según sea que provengan de nacimientos de un período o del período anterior.

Aplicó el sistema, con los ajustes pertinentes para que el método resultara teóricamente aceptable, a condiciones en que la fecundidad y la mortalidad variaban y llegó a la conclusión de que toda la corrección que era necesario introducir a los efectos de hacer un manejo limpio de la información, era tan pequeña que realmente no valía la pena tomarla en cuenta. Es fácil de explicar esto porque, de las muertes que ocurren entre los niños en el último período de cinco años, la parte más importante está dada por las muertes que ocurren al principio de la vida y, por lo tanto, la corrección que hay que hacer por el problema que estaba mencionando antes, pierde importancia. La conclusión es que a pesar de ser un método que en teoría merece reservas, en la práctica produce resultados aparentemente apropiados.

Se presentan en el cuadro 2 los resultados de estas elaboraciones. En las dos columnas aparecen los cocientes entre hijos muertos e hijos tenidos, en la primera aparecen los valores sin corregir, en la segunda, los cocientes corregidos.

Señala el profesor Brass que en este caso el descenso de la mortalidad había sido muy fuerte y que había habido también cambios en la fecundidad. Examinando los resultados se puede concluir que los valores de ambas columnas son prácticamente iguales, en particular, en las edades que nos interesa considerar, esto es, por debajo de los 35 años.

El método descrito es seguramente interesante, pero Brass lo consideraba hasta hace poco de escasa importancia porque en general faltan los datos que permiten este tipo de análisis. No faltarían los datos, ciertamente, si se previera aplicar este método a datos de dos censos sucesivos, separados por diez años. En ese caso el método carecería del interés que tiene en otras circunstancias, porque si hay diez años que separen a un censo del otro, prácticamente todos los niños que han muerto de mujeres de 25 o menos años han muerto durante los últimos diez años y solamente una pequeña fracción de

los que han muerto en el grupo siguiente -el tercer grupo de edades- corresponderá a nacimientos anteriores a los diez años. Consecuentemente, en esas circunstancias deja de ser atractiva esta medición para un período de referencia concreto. Sin embargo, teniendo en cuenta que próximamente estarán disponibles muchas informaciones de historias de embarazos, provenientes de la Encuesta Mundial de Fecundidad, ve la posibilidad de aplicar este procedimiento a esas informaciones. Nada impide, si uno dispone de esa información, acomodarla de manera tal que permita, para períodos diferentes de tiempo, obtener valores de hijos vivos por mujer y de hijos muertos por mujer, y hacer todo el análisis que se ha expuesto.

Cuadro 2

Edad	Hijos muertos	
	Hijos nacidos vivos	
	Sin corregir	Corregidos
15-19	0,0715	0,0715
20-24	0,1000	0,0999
25-29	0,1190	0,1197
30-34	0,1346	0,1365
35-39	0,1520	0,1572
40-44	0,1745	0,1888

Existe un documento preparado por Miroslav Macura, presentado al seminario de CICRED que se desarrolló en mayo en Bangkok, donde justamente trataba de utilizar información de historias de embarazo para estimar la mortalidad. Macura presentó allí un método, que aparentemente era muy complicado, frente a este otro que es tan simple.

C. ENCUESTA DE CHINA

Como tema final de esta sesión el profesor Brass se va a referir a un análisis de la información de unas encuestas realizadas en China agrícola allá por los años 1930. Se está elaborando, a partir de los datos de la encuesta, un análisis de las características demográficas de la población rural en China; Brass lo llamaría Nuevo enfoque. Se trata de una encuesta demográfica pionera realizada en 1929-1932 por el esposo de la conocida novelista Pearl Buck. El era profesor de un colegio rural de China. Durante las vacaciones de sus alumnos, les pidió a cada uno de ellos que hiciera entrevistas en el lugar en que estaban sus hogares distribuidos por toda China. Esas entrevistas, en consecuencia, cubren toda China aunque no de una manera aleatoria. Lo que asombra es el tamaño de la encuesta: cubre 50 mil hogares, y se incluyeron las preguntas de hijos tenidos, hijos sobrevivientes, nacimientos ocurridos en el último año, muertes ocurridas en el último año, instrucción por edades, matrimonios. En otras palabras, incluyó todas las preguntas que se hubieran hecho en una encuesta demográfica si esa encuesta demográfica se hubiera realizado hace pocos años. No están por cierto las preguntas más novedosas que se incluirían en una encuesta que haríamos hoy. Pero, si se hubiese hecho una hace pocos años, cuando todavía no habían surgido las preguntas de orfandad y de viudez, todas las preguntas que en ese momento hubiesen sido incorporadas a un formulario habrían sido similares a las de la Encuesta de China. La información de esta encuesta fue analizada por Frank Notestein y otra persona de origen chino, habiendo aparecido dos o tres documentos publicados entre los años 1935 y 1938. Ese análisis condujo a las estimaciones más corrientes en demografía: la tasa cruda de natalidad, la tasa cruda de mortalidad. Se construyó con las muertes por edades una tabla de vida y se llegó a que la tasa de crecimiento de la población era del orden de 15 por mil.

En 1961, mientras el profesor Brass trabajaba en Princeton, tuvo acceso a esta información a través de Irene Taeuber. Le dijo ella que sería interesante aplicar a la información de la Encuesta de China los métodos que se estaban ensayando en Africa. El profesor Brass aplicó los procedimientos con buenos resultados. Nos dice que la calidad de la información que se obtiene

es de primera clase. Las estimaciones de fecundidad, de mortalidad al comienzo de la vida derivadas de información de hijos sobrevivientes e hijos tenidos y la distribución por edad de la población, resultaron muy satisfactorias y coherentes. Sólo resultaron poco fehacientes las estimaciones de la mortalidad adulta que pudieron derivarse de la información sobre muertes ocurridas el último año. Reflejaban una mortalidad muy baja en relación con la mortalidad estimada para la niñez. Sin embargo, esa misma información analizada ahora con el método basado en la distribución por edad de las muertes, condujo a resultados muy satisfactorios. El método se aplicó a condiciones realmente ideales: información de gran calidad, población con características muy semejantes a una población estable.

El análisis de la Encuesta de China, mediante los métodos más modernos, se completó al iniciarse este año. Está todavía en una forma de borrador. La profesora Irene Taeuber murió el año pasado dejando sin terminar un estudio demográfico de China (manuscrito). Durante muchos años ella se ocupó de estudiar la población china. La Universidad de Princeton decidió terminar ese trabajo inconcluso de Irene Taeuber encargando a John Barclay esas labores. Es el hombre ideal, se piensa, porque además de tener una formación técnica muy sólida habla chino, pues nació en China.

En abril de 1975 el profesor Brass, a pedido de Coale, desarrolló un Seminario en la Oficina de Estudios de Población de la Universidad de Princeton, sobre los trabajos más recientes que estaba realizando. Presentó entre ellos el uso de la distribución por edades de las muertes para derivar estimaciones de la mortalidad adulta y, como ejemplo, mostró la aplicación a los datos de la Encuesta de China. El profesor Frank Notestein, que estaba entre los auditores, proporcionó al profesor Brass información adicional de la Encuesta, que no había sido utilizada en los estudios anteriores por habérsela considerado de poca calidad. Los nuevos análisis, usando ahora toda la información disponible, constituyen la médula central de un libro que Brass publicará dentro de poco.

Refiriéndose a los resultados dice, en primer lugar, que se dispone de mucha información; por ejemplo para 8 divisiones geográficas que componen China, para las regiones norte y sur del país y, desde luego, para todo el país.

El hallazgo más importante lo constituye la estimación de la mortalidad adulta mediante el procedimiento de la distribución por edades de las muertes, que se presentó en la Primera Sesión. El gráfico que relaciona la distribución por edad de las muertes con la distribución por edades de la población muestra una clara tendencia rectilínea que, como se dijo, ocurre en circunstancias ideales. En el caso de la Encuesta de China sucede tanto para hombres como para mujeres y aun para divisiones menores de la población.

El factor que mide la omisión de las muertes recientes, que se simbolizó con f , alcanza un valor de 1,77 en el caso de los hombres y 1,66 en el caso de las mujeres, poniendo de relieve que hubo una fuerte omisión en el registro de las muertes del último año. En relación con la tasa de crecimiento dice que la estimación puede estar entre 0 y 2 por mil, según se trate, de hombres o mujeres. Esto es posiblemente la característica que contrasta más con las estimaciones que se habían hecho antes: los estudios de 1930 conducían a una tasa de crecimiento del orden del 15 por mil.

Las estimaciones que se han podido hacer en relación con la fecundidad las considera excelentes. El análisis de fecundidad, si se aplica la técnica del profesor Brass, conduce a valores de los cocientes P_1/F_1 muy próximos a 1, lo que indica que no habría habido error en el período de referencia. Los resultados, por otra parte, son muy similares a los de una población estable. También es muy sólida la estimación que puede hacerse en relación con la mortalidad al principio de la vida a partir de información de hijos nacidos e hijos sobrevivientes. Las estimaciones de la probabilidad de morir entre 0 y 2 años son de 328 por mil, en el caso de los hombres, y de 352 por mil, en el caso de las mujeres. Dice que si se corrige la mortalidad adulta utilizando el factor de corrección estimado, se consigue una asociación correcta entre la mortalidad al principio de la vida y la mortalidad adulta; en tanto que si se hiciera lo mismo relacionando la sólida estimación de la mortalidad al principio de la vida con la mortalidad adulta, tal como es informada, deja de haber esa correcta correspondencia. El valor de β que resulta del uso apropiado de las muertes es un valor perfectamente normal de 1,23.

Cabe hacer notar que los análisis se han hecho independientemente para hombres y para mujeres de modo que la concordancia que se observa en los

resultados se podría considerar como una verificación. La tasa de natalidad es del orden del 40 por mil: 39,5 por mil para hombres y 39 por mil para mujeres. La tasa de mortalidad resulta casi igual: 37,5 por mil para hombres y 37 por mil para mujeres. Esto conduce a una tasa de crecimiento del orden del 2 por mil y la esperanza de vida al nacer se estima en torno a los 27 años.

Es interesante señalar que Irene Taeuber nunca creyó en aquella estimación de 15 por mil como tasa de crecimiento de la población de China. Siempre tuvo ella la sensación de que el crecimiento era más bajo: del orden de 5 ó 6 por mil. De modo que este análisis viene ahora a darle la razón.

Hay variaciones entre los resultados que se tienen según regiones, pero la característica más importante es que los resultados generalmente muestran situaciones bastante similares. Es muy poca la variación que se advierte en relación con la fecundidad. Es mayor en el caso de la mortalidad, pero nunca la combinación de las dos estimaciones conduce a tasas de crecimiento que superen el 5 por mil, lo que permite concluir que se trata más bien de fluctuaciones debidas al azar. Esto también confirma la bondad de la encuesta. Aparentemente se trataba de una población muy homogénea: han trabajado diferentes estudiantes en diferentes ciudades con resultados que apuntan a una misma realidad.

Otra característica interesante de la información es que con diferentes fuentes de datos, se llega siempre a la conclusión de que la relación de masculinidad al nacimiento era extremadamente alta: del orden de 115 hombres por 100 mujeres. Aparentemente, una explicación para este fenómeno podría ser la prevalencia del infanticidio: niños que eran matados al nacer y que no eran declarados en la encuesta como nacidos. Nos dice que esto posiblemente también explique los valores extraños que encontramos en relación con la mortalidad al principio de la vida: la población femenina muere más que la masculina. Podría ser que algunos casos de infanticidio hubieran sido considerados, lo que hubiera producido este tipo de fenómeno. Podría ser también que si en esa sociedad existía una discriminación en contra de las niñas, aun cuando no se las llegara a matar se las hubiera tratado mal al principio de la vida lo que habría producido mortalidad más alta. Dice que ha confirmado la existencia, la prevalencia de este tipo de costumbres, conversando con gente que ha vivido en áreas rurales de China.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- (1) Brass, William, Métodos para Estimar la Fecundidad y la Mortalidad en Poblaciones con Datos Limitados. Selección de trabajos de William Brass. CELADE, Serie E, N°14.
- (2) CELADE, Seminario sobre Métodos para Medir Variables Demográficas (Fecundidad y Mortalidad), Serie DS, N°9, 1971.
- (3) Sullivan, Jeremiah, "Models for the Estimation of the Probabilities of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood", en Population Studies, Vol. 26, Parte I, 1972.
- (4) Trussell, James y Hill, Kenneth, Further Developments in Indirect Mortality Estimations, trabajo inédito, 1975.
- (5) Arretx, Carmen, Fertility Estimates Derived from Information on Children Ever-born Using Data from Censuses, International Population Conference, Lieja, 1973.

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE**

**Edificio Naciones Unidas
Avenida Dag Hammarskjöld
Casilla 91, Santiago, CHILE**

**Avenida 6^a, Calle 19, Apartado Postal 5249
San José, COSTA RICA**