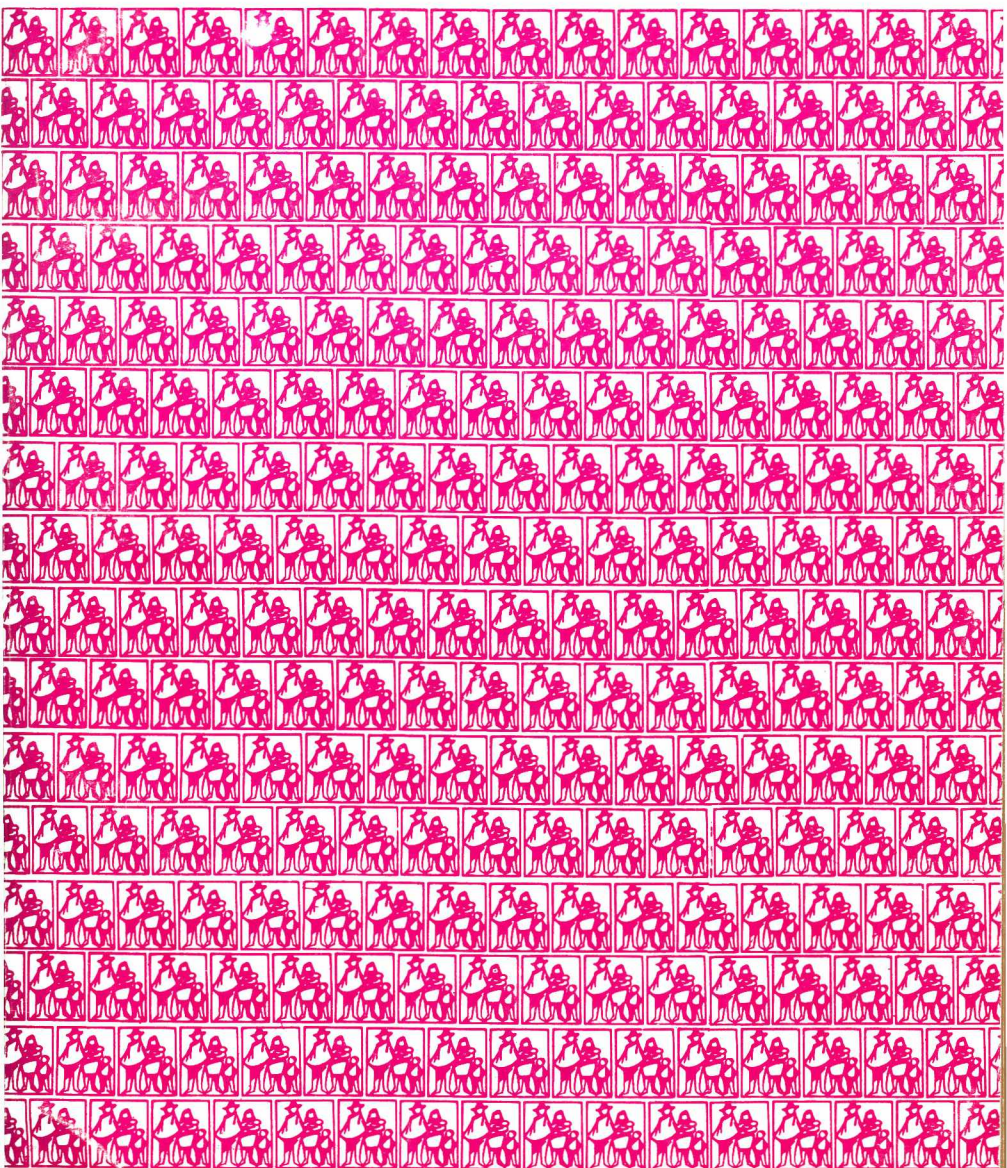


NOTAS *de* POBLACION

Revista Latinoamericana de Demografía



CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

AÑO X

AGOSTO, 1982

Nº 29



NOTAS DE POBLACION



CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

NOTAS DE POBLACION

AÑO X, N° 29 SAN JOSE, COSTA RICA, AGOSTO, 1982

ISSN 0303 - 1829

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

Director: Oscar J. Bardeci

La revista Notas de Población es una publicación del Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica tres veces al año (abril, agosto y diciembre), con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tanto artículos sobre demografía propiamente tal, como otros que aborden las relaciones entre los fenómenos demográficos y los fenómenos económicos, sociales y biológicos.

Editor:

Jorge Arévalo

casilla 91, Santiago, Chile

Comité Editorial:

Oscar J. Bardeci

Guillermo A. Macció

Miguel Villa

Secretaría:

Sylvia Kracht

Enrique Pemjean

Redacción y Administración:

Apartado 5249

San José - Costa Rica

Precio del ejemplar: US\$ 8.

Suscripción anual: US\$ 20.

SUMARIO

Heterogeneidad socio-espacial y fecundidad diferencial en Bolivia (segunda parte), <i>Gerardo González y Valeria Ramírez</i>	9
El financiamiento de jubilaciones mediante capitalización, <i>Jean Bourgeois-Pichat</i> .	43
Estimación de las covariables de la mortalidad en la niñez a partir de declaraciones retrospectivas de las madres, <i>James Trussell y Samuel Preston</i> .	71

Las opiniones y datos que figuran en este volumen son responsabilidad de los autores, sin que el Centro Latinoamericano de Demografía (CELAD) sea necesariamente partícipe de ellos.

HETEROGENEIDAD SOCIO-ESPACIAL Y
FECUNDIDAD DIFERENCIAL EN BOLIVIA
(Segunda parte)

*Gerardo González C.
Valeria Ramírez C.
(CELADE)*

En esta investigación, realizada con los datos del censo de 1976, se ha desagregado a la población simultáneamente en 3 regiones, 5 niveles de urbanización y 5 sectores sociales. En esta segunda parte del artículo se explora el papel de las variables intermediarias mediante el análisis diferencial de la fecundidad marital y mediante un ejercicio de simulación con el modelo de Bongaarts. Se analizan además las tendencias de la fecundidad general entre 1963 y 1972, estimadas mediante el método de "hijos propios". Entre los hallazgos cabe destacar que la estabilidad de la fecundidad en el país sería el resultado de su elevación en las áreas rurales y su descenso en las urbanas —especialmente en sus estratos medios. Hay indicios indirectos de que esta reducción se debería principalmente al creciente recurso a prácticas de control; el efecto de la educación estaría fuertemente condicionado por el nivel de urbanización del contexto, y la mayor fecundidad general en los Llanos se debería a una mayor nupcialidad condicionada por la composición por sexo de las migraciones internas.

< *FECUNDIDAD DIFERENCIAL* > < *ETNICIDAD* >
< *NIVEL DE EDUCACION* > < *NIVEL DE VIDA* >
< *TRABAJO FEMENINO* > < *ZONA URBANA* >
< *ZONA RURAL* >

SOCIO-SPATIAL HETEROGENEITY AND
DIFFERENTIAL FERTILITY IN BOLIVIA
(Part Two)

In this research, based on the 1976 census, the population is simultaneously disaggregated in 3 regions, 5 urbanization levels and 5 social sectors. This second part discusses the role of intermediate variables both through the differential analysis of marital fertility and a simulation exercise with the Bongaarts model. An analysis is also made of the trends of general fertility between 1963 and 1972, estimated through the "own children method".

The findings show that the stability of fertility in the country would be the consequence of the fertility rise in the rural areas and its decrease in the urban areas, particularly in the intermediate strata; there is indirect evidence that this decrease would mainly be the result of the growing practice of birth control. The effect of education on fertility would be strongly conditioned by the urbanization level. The higher fertility in the region of "los Llanos" would be the consequence of a higher nuptiality conditioned by the sex composition of internal migrations.

< DIFFERENTIAL FERTILITY > < ETHNICITY >
< EDUCATIONAL LEVEL > < STANDARD OF
LIVING > < FEMALE EMPLOYMENT > < URBAN
AREA > < RURAL AREA >

VI. EXPLORACION DEL PAPEL JUGADO POR LAS VARIABLES INTERMEDIARIAS

Los resultados presentados y discutidos en la primera parte de este artículo ponen en evidencia que la información censal, debidamente explotada, permite descubrir y describir las notables diferencias en los niveles y tendencias de la fecundidad existentes entre los diversos sectores sociales que conforman una sociedad tan marcadamente heterogénea como es la boliviana. La tarea se hace más compleja —y la fuente de información no resulta ya tan satisfactoria— cuando se quiere explorar el comportamiento reproductivo propiamente tal o, en otras palabras, cuando se quiere saber qué papel están jugando las llamadas variables intermedias —o determinantes próximos— en la explicación de los niveles y tendencias de la fecundidad, tema de crucial importancia tanto para predecir con base sólida su curso probable como para formular políticas destinadas a afectarla.

En esta sección se intenta explorar este tema por dos vías complementarias: el análisis diferencial de la fecundidad global marital y un ejercicio de simulación usando el modelo de Bongaarts.

Debe tenerse en cuenta que desafortunadamente ni la Encuesta Mundial de Fecundidad ni alguna otra encuesta equivalente ha sido realizada en Bolivia, por lo que no se dispone de información que permita la medición y estudio de componentes importantes del comportamiento reproductivo como son, por ejemplo, el uso de anticonceptivos, el recurso al aborto y la esterilidad anovulatoria post-parto producida por la lactancia materna.

A. *Análisis diferencial de la fecundidad marital*

La fecundidad general, que ha sido hasta ahora el objeto de análisis, depende en parte, como se vio, de la nupcialidad. Con el fin de controlar ese efecto y poder detectar las diferencias de fecundidad que se deben a la acción de las otras variables intermedias —principalmente la lactancia materna y la regulación de los nacimientos— se analizará en esta sección la fecundidad de las casadas y unidas.

Para este efecto se ha calculado la tasa global de fecundidad marital¹, que al excluir a las mujeres solteras, viudas o divorciadas, hace

¹ Esta tasa se calculó mediante el método de la razón P/F, asumiendo que no hay diferencias en cuanto a errores relativos a los períodos de referencia entre las mujeres casadas y las que no lo están.

como si todas las mujeres estuvieran casadas desde el inicio de su vida fértil. Por tanto, esta medida es una estimación del número medio de hijos nacidos vivos que tendría una determinada categoría de mujeres si estas se mantuvieran en unión marital durante toda su vida fértil, teniendo a lo largo de ella la fecundidad que recientemente han tenido las mujeres de las edades comprendidas entre 15 y 49 años. Se trata, en consecuencia, de una construcción —útil para efectos de comparación y análisis— pero que no refleja el número de hijos que habrían efectivamente tenido al final de su vida reproductiva, las mujeres que estaban casadas al momento del censo.

En el análisis que sigue se ha optado por desagregar la población de acuerdo al nivel de instrucción de las mujeres y al grado de urbanización del contexto donde residen, por regiones, variables a las que la fecundidad general está fuertemente asociada, como se vio en las secciones precedentes. Al proceder así se está controlando el efecto que esas variables tienen sobre la fecundidad por la vía de la nupcialidad y, en consecuencia, las diferencias que se observen deberían atribuirse principalmente a su influencia por las vías de la duración de la lactancia y del recurso a la anticoncepción o al aborto, que se denominará “prácticas de control”.

Investigaciones efectuadas en otros países, y en particular en un país con algunas características similares a Bolivia, como es el caso de Perú, muestran que la duración de la lactancia tiende a ser menor mientras mayor es el nivel educativo de la mujer; muestran también una relación inversa con el grado de urbanización del contexto. Se comprobó así, en Perú, que la duración media de la lactancia variaba desde 18 meses en las áreas rurales hasta sólo 3 meses en el área metropolitana.²

Sucede así que, si la educación y el contexto actuaren sólo por la vía de la duración de la lactancia, la fecundidad tendería a ser mayor mientras más urbanizado es el contexto y más alto es el nivel de instrucción de las mujeres. Sin embargo, con frecuencia esto no ocurre así debido a que la influencia que el contexto y la educación pueden ejercer por la vía de motivar y facilitar las prácticas de control actúa en sentido contrario, esto es, reduciendo la fecundidad.

Por lo tanto, las diferencias de fecundidad marital que se examinan a continuación expresan el resultado neto de la influencia de la

² INP y EMF *Encuesta Nacional de Fecundidad del Perú 1977-1978. Informe General*. Lima, Marzo 1979.

educación y del contexto por dos vías que actúan en sentido contrario y que tienden a neutralizarse. Debe tenerse en cuenta así que la fecundidad relativamente alta y semejante de dos subpoblaciones o categorías de mujeres puede ser el resultado de diferentes comportamientos de los determinantes próximos: en un caso, consecuencia de una lactancia prolongada sin práctica de control y, en el otro, resultado de una lactancia más breve con control incipiente.

En el cuadro 1 se ha rodeado con un rectángulo las tasas de 10 ó más y con un círculo las inferiores a 7, distinguiendo así de manera gruesa tres estratos de fecundidad.

Cuadro 1

TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD MARITAL SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER Y CONTEXTO, POR ESTRATO ECOLOGICO, ALREDEDOR DE 1975

Nivel de instrucción	Total	Ciudad principal	Ciudades secundarias	Resto urbano	Ruralidad media	Ruralidad alta
<i>Altiplano</i>						
Total	9,4	7,6	9,7	10,4	10,7	10,6
Sin instrucción	10,7	9,6	10,6	11,4	11,8	11,3
1-2 años	9,6	8,6	10,3	10,9	11,2	10,6
3-5 años	9,3	8,0	9,7	10,0	10,5	10,5
6-8 años	8,5	7,0	8,5	10,2	9,4	10,4
9 y más años	7,0	5,9	7,0	7,5	6,3	6,1
<i>Valles</i>						
Total	10,4	8,3	8,7	9,8	10,8	10,5
Sin instrucción	11,0	10,2	10,8	10,3	11,1	10,8
1-2 años	10,2	9,4	9,8	10,0	10,6	10,5
3-5 años	10,0	9,0	8,8	9,3	10,7	9,9
6-8 años	8,4	8,0	8,8	8,7	9,8	9,7
9 y más años	7,1	6,8	7,7	7,1	6,9	6,9
<i>Llanos</i>						
Total	9,2	7,5	8,3	9,1	10,0	10,3
Sin instrucción	10,1	9,3	10,4	10,3	10,0	11,0
1-2 años	9,9	8,9	9,5	10,2	10,3	11,3
3-5 años	9,0	8,1	8,8	9,2	9,8	10,3
6-8 años	7,9	7,1	7,8	8,2	9,5	9,0
9 y más años	6,0	5,8	6,0	6,5	6,5	5,8

Fuente: Censo de Bolivia, 1976. Tabulaciones especiales Proyecto BOL/78/PO1.

Quedan incluidas en el estrato de *fecundidad marital alta* las mujeres de nivel bajo de instrucción (menos de 3 años) que viven en el “resto urbano” y en las áreas rurales de los tres estratos ecológicos; también algunas de las categorías de 3-5 años de instrucción que viven en esos contextos e incluso, en el Altiplano, las que han cursado 6 a 8 años de estudio; y por último, las mujeres sin instrucción de las ciudades secundarias y también de la ciudad principal en el caso de los Valles. Para todos estos casos, no es posible dilucidar si se trata de lactancia prolongada sin prácticas de control o de lactancia más breve con recurso incipiente a la anticoncepción y al aborto. Puede plantearse como hipótesis que la primera situación prevalece en las áreas rurales y la segunda, en las urbanas; su verificación, sin embargo, requiere de información que será necesario generar mediante nuevos estudios de campo.

Dado que los estratos de *fecundidad “media”* y *“baja”* corresponden a mujeres que viven en contextos con grado alto de urbanización y/o tienen niveles altos de educación, puede presumirse que amamantan durante menos tiempo a sus hijos —lo que tendería a elevar su fecundidad— y están recurriendo a prácticas de control, lo que la baja. Si este razonamiento es válido, cabría pensar que en las ciudades principales se está recurriendo en algún grado al control de la fecundidad en todos los niveles de instrucción, aumentando la frecuencia e incidencia de esas prácticas a medida que se sube en la escala educacional. Lo mismo puede sostenerse de las mujeres que viven en las ciudades secundarias, pero a partir de un cierto nivel de educación, que sería aproximadamente tres años. Por último, las prácticas de control parecen estar afectando la fecundidad de las mujeres con seis o más años de instrucción, cualquiera sea el contexto socio-espacial donde estén ubicadas, aumentando la frecuencia e incidencia de estas prácticas mientras más urbanizado sea el contexto.

Pasando ahora a un nivel más global de análisis, se comprueba que la fecundidad marital en cada tipo de contexto tiende a ser ligeramente inferior en los Llanos que en los Valles y Altiplano, contrariamente a lo observado con la fecundidad general. En efecto, si se tipifica por contextos, esto es, si se le impone a cada estrato ecológico una distribución de su población por contextos igual a la del país en su conjunto, la fecundidad marital sería de 9,7 hijos para Valles y Altiplano y de 9,1 para los Llanos. Queda así en evidencia que la mayor fecundidad general existente en los Llanos es el resultado de una nupcialidad más alta y temprana, principalmente en sus áreas rurales.

B. *Ejercicio de simulación mediante el modelo de Bongaarts.*

Se ha señalado reiteradamente en las secciones anteriores que no se dispone de información suficiente para determinar sobre una sólida base objetiva cuál ha sido el papel jugado por cada una de las principales variables intermediarias en la generación de los niveles de fecundidad estimados. Se posee, no obstante, parte de la información requerida para tal propósito. El objetivo de este ejercicio es avanzar hacia una mejor dilucidación del papel que habrían jugado las variables intermediarias si ciertos supuestos, que parecen plausibles, se cumplieran. El carácter hipotético de los resultados que se obtengan se refiere principalmente a las variables para las que no se posee estimadores, que son de acuerdo al modelo utilizado, el recurso a prácticas de control y la duración de la lactancia.

En este ejercicio se usa el modelo propuesto por Bongaarts para analizar los determinantes más próximos de la fecundidad.³ Se asume aquí como válidas la justificación teórica y fundamentación empírica de la relación de variables, estimación de parámetros y demás opciones metodológicas que ahí se hacen.

Bongaarts, después de descartar como poco relevantes algunas de las variables que teóricamente se incluyen entre las intermediarias, selecciona como importantes (*a*) la proporción de mujeres casadas o unidas, entre los factores de exposición a relaciones sexuales; (*b*) la anticoncepción y (*c*) el aborto inducido, como factores de control voluntario de la fecundidad marital; y por último (*d*) la esterilidad temporal producida por la lactancia materna.

Define además como límite máximo de la fecundidad lo que llama tasa de fertilidad total (*TF*), que representa el número medio de nacidos vivos que tendrían las mujeres de una población dada si se mantuvieran en unión marital a lo largo de toda su vida fértil, si no usaran forma alguna de controlar su fecundidad —ya sea evitando el embarazo (anticoncepción), ya sea interrumpiéndolo (aborto voluntario)—, y si no amamantarán a sus hijos. Sus cálculos lo llevan a estimar un campo de variación de la *TF* que va de 13,5 a 17,0 hijos, con un valor recomendado como el más probable de 15,3.

³ John Bongaarts, "A framework for analyzing the proximate determinants of fertility", *Population and Development Review* 4:1, marzo 1978, Págs. 105 a 132.

El modelo de Bongaarts se resume en la siguiente fórmula:

$$TGF = C_m \cdot C_c \cdot C_a \cdot C_i \cdot TF$$

donde:

- C_m = Índice de proporción de casadas. Se puede calcular dividiendo la tasa global de fecundidad general (TGF) por la tasa global de fecundidad marital (TM)
- C_c = Índice de no-anticoncepción
- C_a = Índice de aborto inducido
- C_i = Índice de infertilidad por lactancia.

Para efectos de este ejercicio los índices C_c y C_a se fundirán en un solo C_c , definido como índice de control.

La fórmula queda entonces como:

$$TGF = C_m \cdot C_c \cdot C_i \cdot TF$$

Se dispone de estimaciones para TGF y para C_m , calculado como TGF/TM . Para TF se asume el valor teórico recomendado de 15,3. Las incógnitas que quedan para las que no hay información confiable son C_c y C_i .

Al introducir en el ejercicio valores hipotéticos para alguna de estas dos incógnitas, automáticamente la otra toma un valor. Por esto, si se asumen valores que parezcan plausibles para la duración de la infecundabilidad por lactancia, se obtiene una estimación del efecto del control voluntario (C_c). Siguiendo este procedimiento, parece razonable asumir que en la población rural de las áreas tradicionales, esto es, del Altiplano y de los Valles, el recurso al aborto inducido o a la anticoncepción, si existe, es insignificante desde un punto de vista estadístico y, en consecuencia, C_c tendría un valor igual o muy cercano a 1. Si se asume para estas subpoblaciones que esto es así ($C_c = 1$) resultan valores para C_i muy cercanos a 0,7, que implican, de acuerdo a los supuestos adoptados por Bongaarts, una duración media de la infecundabilidad por lactancia del orden de 10 meses.

Asumiendo por otra parte que la duración media de la lactancia —y consecuentemente de la infecundabilidad que produce— varía inversamente con el grado de urbanización⁴, se optó por asignar arbitrariamente duraciones medias de la infecundabilidad por lactancia que varían desde 10 meses en las áreas rurales hasta 7 meses en las ciudades principales. Considerando que el contexto “ciudad secundaria” de los Valles es semejante en muchos aspectos a su ciudad principal, se le atribuyó también una duración media de 7 meses.

Bajo estos supuestos, arbitrarios pero plausibles, se ha calculado los valores que tomaría C_c dentro del modelo.

Al aplicar el modelo se obtienen estimaciones para las siguientes variables:

- | | |
|--------------------------------------|--|
| $TF \cdot C_m$: | Nivel de fecundidad si no se amamantara a los hijos ($C = 1$) y no se controlara los nacimientos ($C_c = 1$) y la fecundidad variara sólo por la nupcialidad |
| $TF \cdot C_m \cdot C_i$: | Nivel que tendría la fecundidad si al efecto de la nupcialidad se agrega el del amamantamiento, asumiendo que no hay control. |
| $TF \cdot C_m \cdot C_i \cdot C_c$: | Nivel observado de la fecundidad (TGF) resultante del efecto combinado de nupcialidad, amamantamiento y control. |

Los valores correspondientes a este ejercicio aparecen en el cuadro 2 y los resultados están representados en el gráfico 1. Se aprecia ahí con claridad el importante papel jugado por la nupcialidad. El que las uniones se inicien más temprano o más tardíamente y el que una proporción mayor o menor de mujeres permanezca célibe hasta el término de su vida fértil, determina en gran medida la moderada fecundidad de las áreas más urbanizadas y las diferencias existentes entre áreas

⁴ Para Perú —país que tiene importantes semejanzas socio-culturales con Bolivia— la Encuesta Nacional de Fecundidad (1977-1978) realizada en el marco de la Encuesta Mundial de Fecundidad, permite estimar duraciones medias de la lactancia de 18,3 meses para las áreas rurales, 13,6 meses para el “resto urbano”, 11,4 meses para las ciudades secundarias y 8,4 meses para las ciudades principales. Las hipótesis adoptadas para Bolivia suponen que las diferencias entre contextos son menos marcadas que las observadas en Perú.

Cuadro 2

APLICACION SIMULADA DEL MODELO DE BONGAARTS A BOLIVIA
ALREDEDOR DE 1975. TASAS, INDICES Y RESULTADOS

	TGF ^a	TM ^a	C _m	i ^b	C _i	C _c	TF·C _m	TF·C _m ·C _i
<i>Altiplano</i>								
CP Ciudad principal	4,4	7,6	0,579	7	0,784	0,633	8,86	6,95
CS Ciudades secundarias	6,0	9,7	0,619	8	0,755	0,839	9,47	7,15
RU Resto urbano	6,9	10,4	0,663	9	0,727	0,936	10,14	7,37
RI Rural intermedio	7,3	10,7	0,682	10	0,702	0,997	10,43	7,32
RA Rural alto	7,4	10,6	0,698	10	0,702	0,987	10,68	7,50
<i>Valles</i>								
CP Ciudad principal	4,7	8,3	0,566	7	0,784	0,692	8,66	6,79
CS Ciudades secundarias	4,7	8,7	0,540	7	0,784	0,692	8,26	6,48
RU Resto urbano	6,3	9,8	0,643	9	0,727	0,881	9,84	7,15
RI Rural intermedio	7,4	10,8	0,685	10	0,702	1,00	10,48	7,36
RA Rural alto	7,4	10,5	0,705	10	0,702	0,977	10,79	7,57
<i>Llanos</i>								
CP Ciudad principal	5,0	7,5	0,667	7	0,784	0,625	10,21	8,00
CS Ciudades secundarias	5,6	8,3	0,675	8	0,755	0,718	10,33	7,80
RU Resto urbano	6,5	9,1	0,714	9	0,727	0,818	10,92	7,94
RI Rural intermedio	8,1	10,0	0,810	10	0,702	0,931	12,39	8,70
RA Rural alto	8,7	10,3	0,845	10	0,702	0,959	12,93	9,08
<i>La Paz</i>								
9 y más años instrucción	2,7	5,9	0,458	5	0,851	0,450	7,01	6,00
6-8 años instrucción	4,0	7,0	0,571	6	0,816	0,561	8,74	7,13
3-5 años instrucción	5,2	8,0	0,650	7	0,784	0,667	9,95	7,80
1-2 años instrucción	5,7	8,6	0,663	8	0,755	0,744	10,14	7,66
Sin instrucción	6,3	9,6	0,656	9	0,727	0,863	10,04	7,30

a Valores reales estimados. *Fuente:* Cuadros 7 y 17.

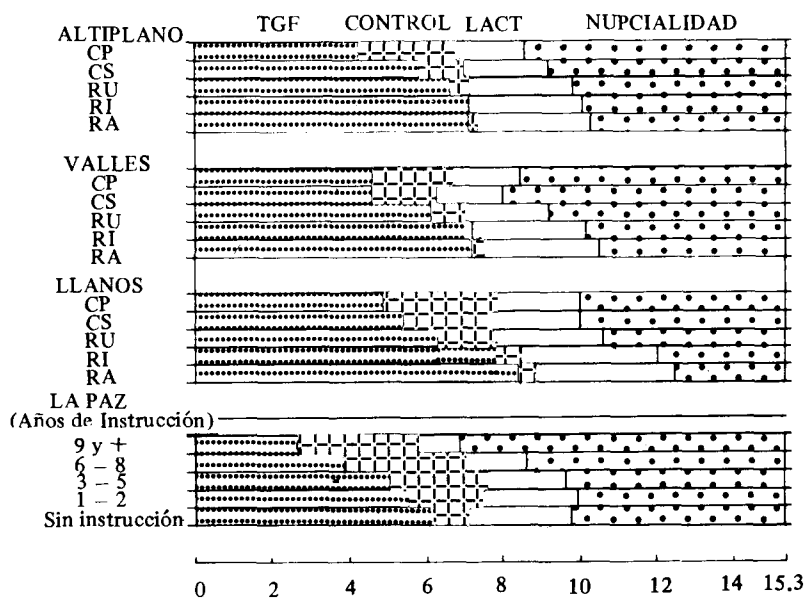
b Valores hipotéticos.

rurales. La importancia de este factor decrece a medida que se avanza del polo urbano al polo rural. Estos resultados no son puramente hipotéticos, ya que se fundan en las estimaciones obtenidas del censo.

La parte no explicada, que aparece representada en el gráfico 1 entre las dos áreas extremas de las barras, es también una estimación confiable en el marco del modelo. Donde entra a jugar la simulación es en la forma como se divide esa parte en dos porciones, una que expresa

Gráfico 1

EJERCICIO DE SIMULACION CON MODELO DE BONGAARTS.
 FECUNDIDAD OBSERVADA (TGF) Y FECUNDIDAD NO HABIDA POR
 EFECTO DE FACTORES NUPCIALIDAD, LACTANCIA Y CONTROL.
 BOLIVIA, 1975.



los hijos no habidos por causa del amamantamiento de los ya tenidos y la otra, el efecto de las prácticas de control.

Si los supuestos adoptados sobre duración de la lactancia son válidos, gran parte de la menor fecundidad de las ciudades principales y secundarias de las tres regiones —y también del resto urbano de los Llanos— se debería a prácticas de control. Si éstas no existieran, la fecundidad de las áreas urbanas y rurales sería poco diferenciada ya que la incidencia de una nupcialidad más baja y tardía en las ciudades se vería en gran medida compensada por las consecuencias de una lactancia menos prolongada.

La importancia de la lactancia —a igual duración media de la misma— es mayor mientras más temprano se inician las uniones. Esto se aprecia al comparar, por ejemplo, las áreas rurales del Altiplano con las de los Llanos.

El papel que se asigna a las prácticas de control en algunas áreas rurales —principalmente en los Llanos— al aplicar el modelo sería efectivo si la hipótesis de lactancia es válida o podría ser sólo el efecto de una subestimación de su duración media. Este es un tema más para la discusión.

Hasta aquí, el ejercicio ha permitido explorar y contrastar el comportamiento de los determinantes próximos de la fecundidad entre contextos con diferente grado de urbanización. Cada uno de estos contextos, sin embargo, —en especial las ciudades— muestra una marcada heterogeneidad interna tanto en términos de su composición social como de la fecundidad. Con el propósito de explorar esa diversidad interna se ha aplicado el modelo al principal centro urbano del país, la ciudad de La Paz, desagregando su población según estratos educacionales. El indicador utilizado es el nivel de instrucción de la madre.

Para este ejercicio se ha adoptado como hipótesis que la duración de la lactancia varía inversa y monótonamente con el nivel de instrucción de la mujer, asignando arbitrariamente duraciones medias que varían de 9 meses a 5 meses entre las categorías extremas.

El gráfico muestra lo que parece plausible que estuviera ocurriendo alrededor de 1975 en La Paz en el supuesto que la hipótesis de duración diferencial de la lactancia que se ha adoptado refleje el comportamiento efectivo de esa variable.

En los tres estratos más bajos de instrucción, la menor fecundidad de las relativamente más educadas se debería a un mayor recurso a prácticas de control, ya que el efecto de la nupcialidad es muy semejante en todos ellos y el de la lactancia —por hipótesis— actúa en sentido contrario. Cabe notar que, si no fuera por el efecto depresor que tiene el control voluntario de los nacimientos, la fecundidad de estos tres estratos en la Paz sería muy semejante a la de la población rural del Altiplano. En los dos estratos superiores de educación, en cambio, se combinarían una iniciación más tardía de las uniones con un mayor recurso a prácticas de control para producir una fecundidad tan baja como 2,7 hijos.

El ejercicio que se acaba de presentar ofrece un cuadro plausible de la diversidad de estructuras del comportamiento reproductivo y da luces sobre el papel que parece estar jugando el recurso a prácticas de control. Queda no obstante en total oscuridad un aspecto de gran relevancia para las políticas sociales relativas a la salud de la población,

la familia y la mujer: en qué medida el control de los nacimientos se está consiguiendo mediante prácticas preventivas —léase anticoncepción en cualquiera de sus formas— y en qué medida como resultado del recurso al aborto. Este es ciertamente un problema que requiere con urgencia de investigación.

Si se pudiese disponer de información confiable sobre duración de la lactancia y/o sobre uso de anticonceptivos y prevalencia del aborto, la aplicación de este modelo sería validada, convirtiéndolo en un valioso instrumento para el diagnóstico. Por el momento sólo tiene un carácter exploratorio.

VII. TENDENCIAS DEL CAMBIO EN LA FECUNDIDAD GENERAL: 1963-1972

La aplicación del método de “hijos propios” a la información censal ha permitido estimar en forma retrospectiva tasas globales de fecundidad para el período comprendido aproximadamente entre 1963 y 1972. Este será el material utilizado en esta sección para analizar las tendencias de cambio.

Antes de entrar a discutir los resultados es necesario señalar que la aplicación de este método a poblaciones abiertas, como se ha hecho en este caso, plantea problemas especiales que deben ser tenidos en cuenta durante el análisis. El principal de ellos es que si la migración de los jóvenes es selectiva por edad, aumentando después de los 10 años a medida que aumenta la edad, esto traerá como efecto sobreestimar los niveles de la fecundidad para los años más alejados del censo en las áreas de destino de esa corriente migratoria y subestimar dichos niveles en las áreas de origen. La migración de las mujeres también puede afectar las estimaciones de la fecundidad en la medida en que la fecundidad pasada de los migrantes difiere de la de los no migrantes y según que la migración de las mujeres se produzca o no acompañada de sus hijos.

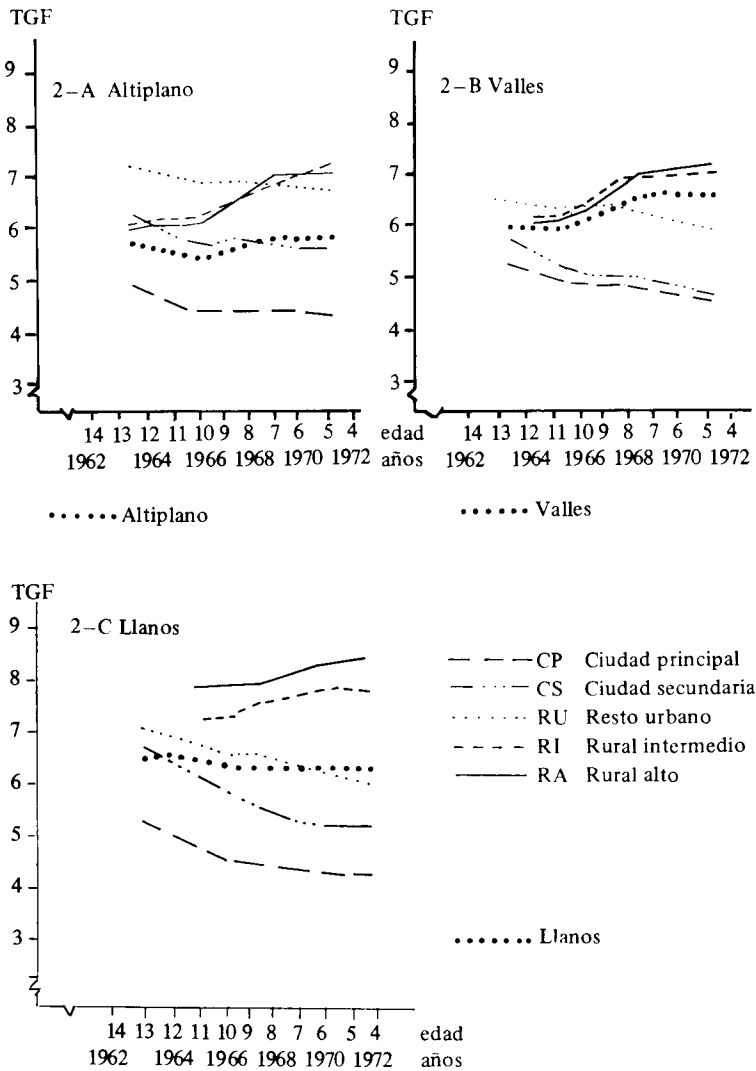
Teniendo en cuenta estas limitaciones, que recomiendan cautela en el análisis, se examinará a continuación los resultados.

A. *Tendencias de la fecundidad a nivel de los contextos socio-espaciales*

Un estudio realizado recientemente con base en la información censal y en la de la encuesta demográfica (1975) concluye —aplican-

Gráfico 2

BOLIVIA: TENDENCIA DE LA FECUNDIDAD GENERAL POR CONTEXTO Y ESTRATO ECOLOGICO. PERIODO 1962-1972¹



¹ La fecundidad ha sido estimada por medio del método de "hijos propios"

do el método de “hijos propios”— que entre 1960 y 1972 la fecundidad de Bolivia a nivel nacional se habría mantenido estable, oscilando alrededor de una *TGF* de 6,5 hijos⁵.

Las tendencias de cambio de la fecundidad estimada a nivel más desagregado, distinguiendo contextos según su grado de urbanización, llevan a pensar que la estabilidad a nivel nacional sería el resultado de la cancelación de dos tendencias de sentido contrario: una declinación de la fecundidad en las áreas urbanas y una elevación en las rurales. Este fenómeno se aprecia con claridad en el gráfico 2.

La tendencia descendente de la fecundidad en las áreas urbanas es un fenómeno plausible y esperado si se tiene en cuenta que esto es lo que parece haber ocurrido en ese tipo de contexto en la mayoría de los países de América Latina durante las últimas décadas. Menos esperable es, en cambio, la elevación de la fecundidad en las áreas rurales. Aunque, por simple lógica, si se acepta la estabilidad de la fecundidad a nivel nacional y la declinación en las áreas urbanas, debe aceptarse también, como necesario para que lo anterior ocurra, una elevación de la fecundidad rural.

Si las trayectorias de la fecundidad que se han estimado reflejan lo que ha ocurrido, uno de los hechos que llama la atención es que la fecundidad de las áreas rurales del Altiplano y de los Valles habría sido a principios del período considerado (1964) del orden de 6 hijos, parecida por tanto a la de las ciudades secundarias de esos estratos ecológicos e inferior a la de los respectivos “restos urbanos”. Las interrogantes que se plantean son entonces dos: ¿por qué en sectores sociales que puede suponerse no regulaban los nacimientos la fecundidad era sólo moderadamente alta alrededor de 1964? y ¿por qué la fecundidad rural en el período analizado se habría elevado en los tres estratos ecológicos?

En un estudio reciente⁶ se ha hecho una revisión amplia de las hipótesis y de las evidencias empíricas en relación con los factores que podrían explicar este fenómeno que, por lo demás, se ha observado

⁵ Solíz, A., J. Bartlema y J. Chackiel, *Bolivia: La mortalidad y la fecundidad en el período 1950-1976*, INE-CELADE, Academia Nacional de Ciencias de los Estados Unidos, La Paz, 1980.

⁶ Ver Moni Nag, “*Fertility-increasing effects of modernization*”, documento presentado al Seminario sobre Determinantes de las Tendencias de la Fecundidad, organizado por la IUSSP, Bad Hamburg, Abril, 1980.

en numerosos países, entre los que cabe citar por vía de ejemplo a Brasil en la década del 60 y a Chile y a Costa Rica en la década anterior. De acuerdo a ese estudio, los principales factores —en el marco de las variables intermediarias— que tendrían incidencia en los niveles y cambios de la fecundidad de poblaciones que no recurren a prácticas de control serían: la edad al casarse y la proporción de mujeres que se casan; la esterilidad temporal ocasionada por la lactancia; la esterilidad derivada de ciertas enfermedades venéreas; el aumento en la edad de viudez que resulta de una elevación en la esperanza de vida; la tasa de divorcio y las separaciones involuntarias (por ejemplo, por migración temporal), y la abstinencia voluntaria después del parto.

La elevación de la fecundidad en las áreas rurales de Bolivia puede haber obedecido a diferentes combinaciones de estos factores, sin que pueda precisarse cuáles han actuado por carecerse de información apropiada para ello. Este es un campo en el que debería profundizarse mediante estudios de campo.

Atendiendo ahora a lo ocurrido en los contextos urbanos, en todos ellos parece haberse producido un descenso regular de la fecundidad, por lo que en general las diferencias entre ellos tienden a mantenerse. Una excepción serían las ciudades secundarias de los Valles, cuya fecundidad se habría ido haciendo cada vez más parecida a la de la ciudad principal de ese estrato ecológico.

La fecundidad de las áreas urbanas pareciera haber estado descendiendo más rápidamente en los Llanos que en el Altiplano. Esta diferencia, no obstante, debe ser considerada con cautela porque podría ser en parte un sesgo del método por efecto de las migraciones.

B. *El comportamiento de la fecundidad en los sectores sociales*

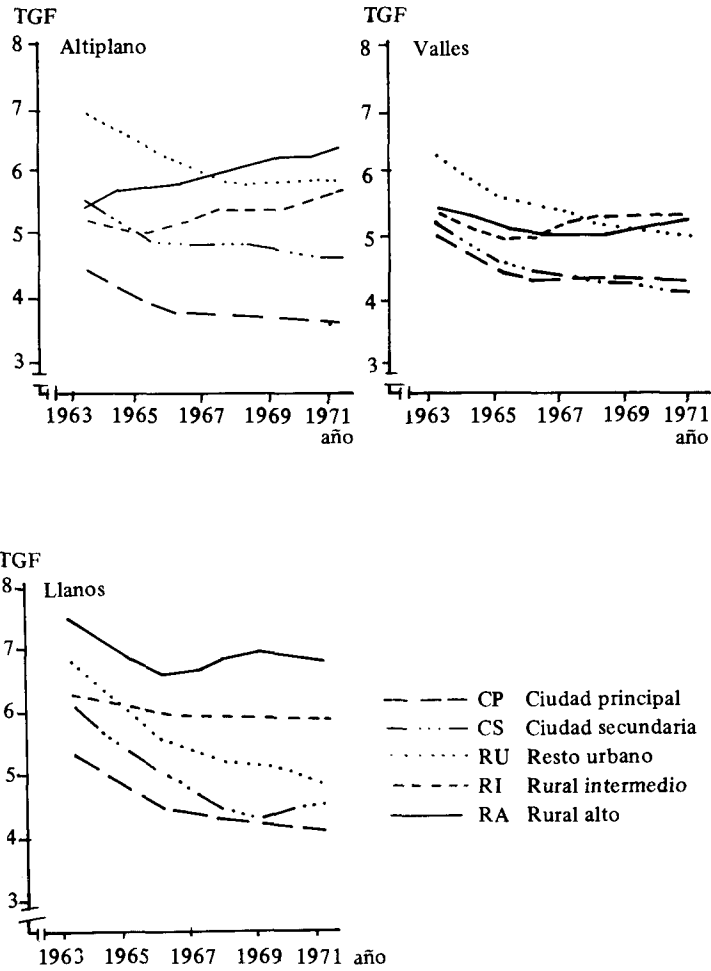
Dos interrogantes orientarán el análisis: El primero es cómo varía el comportamiento de un mismo sector social en diferentes contextos. El segundo es cómo se comportan los diferentes sectores sociales pertenecientes a un mismo contexto.

Los gráficos 3-A, 3-B, 3-C y 3-D, permiten apreciar como ha variado la fecundidad de un mismo sector social en diferentes contextos. De su examen puede concluirse lo siguiente:

- El estrato medio-alto de los tres contextos urbanos mostraría tendencia al descenso en su fecundidad, especialmente en los

Gráfico 3-A

BOLIVIA: TENDENCIA DE LA FECUNDIDAD GENERAL DEL ESTRATO MEDIO-ALTO, POR CONTEXTOS Y ESTRATO ECOLOGICO. PERIODO 1962-1972¹



¹ La fecundidad ha sido estimada por medio del método de "hijos propios".

Gráfico 3-B

BOLIVIA: TENDENCIA DE LA FECUNDIDAD GENERAL DEL ESTRATO NO AGRICOLA ASALARIADO POR CONTEXTO Y ESTRATO ECOLOGICO. PERIODO 1962-1972

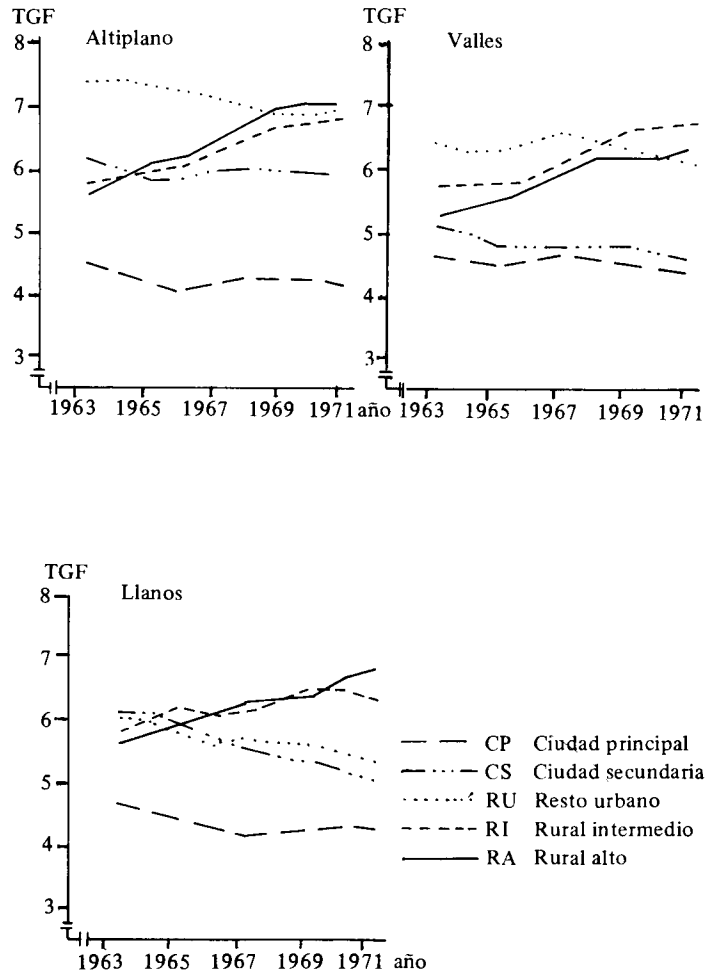


Gráfico 3-C

BOLIVIA: TENDENCIA DE LA FECUNDIDAD GENERAL DEL ESTRATO NO AGRICOLA NO ASALARIADO POR CONTEXTO Y ESTRATO ECOLOGICO. PERIODO 1962-1972.

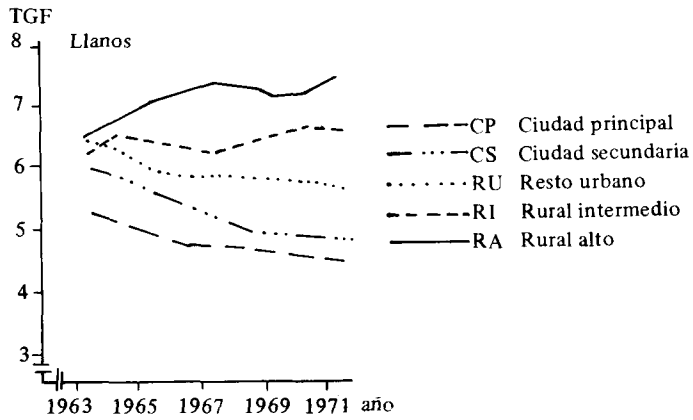
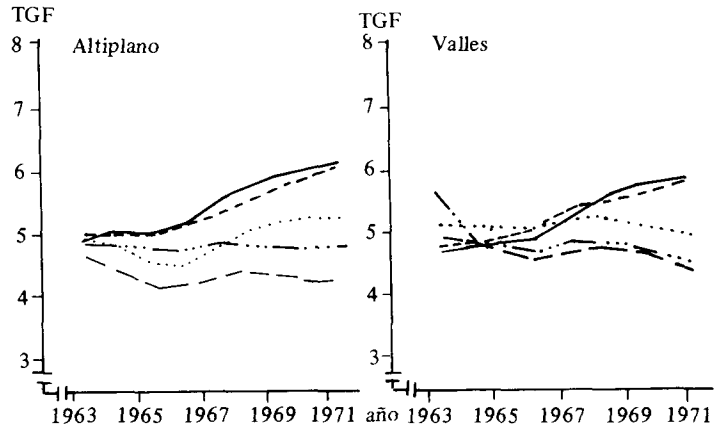
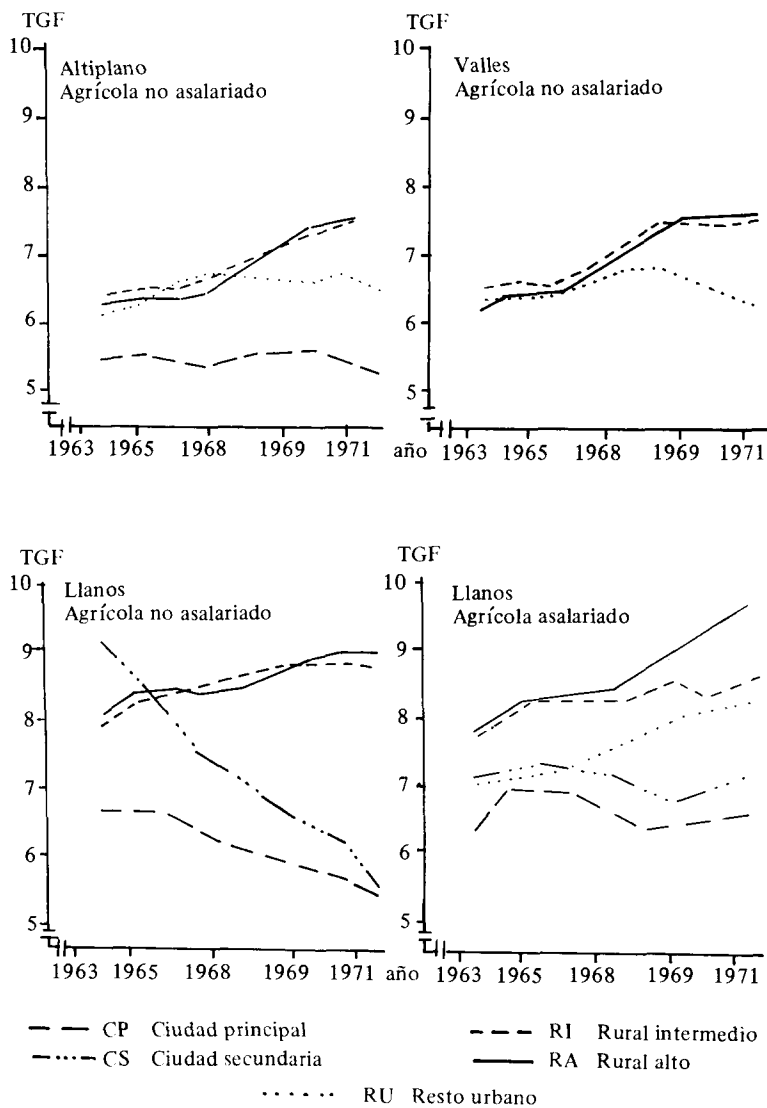


Gráfico 3-D

BOLIVIA: TENDENCIA DE LA FECUNDIDAD GENERAL DE LOS SECTORES AGRICOLAS, POR CONTEXTO Y ESTRATO ECOLOGICO. PERIODO 1962-1972.



Llanos; en las áreas rurales, en cambio, se mantendría estable en Valles y Llanos y habría estado elevándose levemente en el Altiplano.

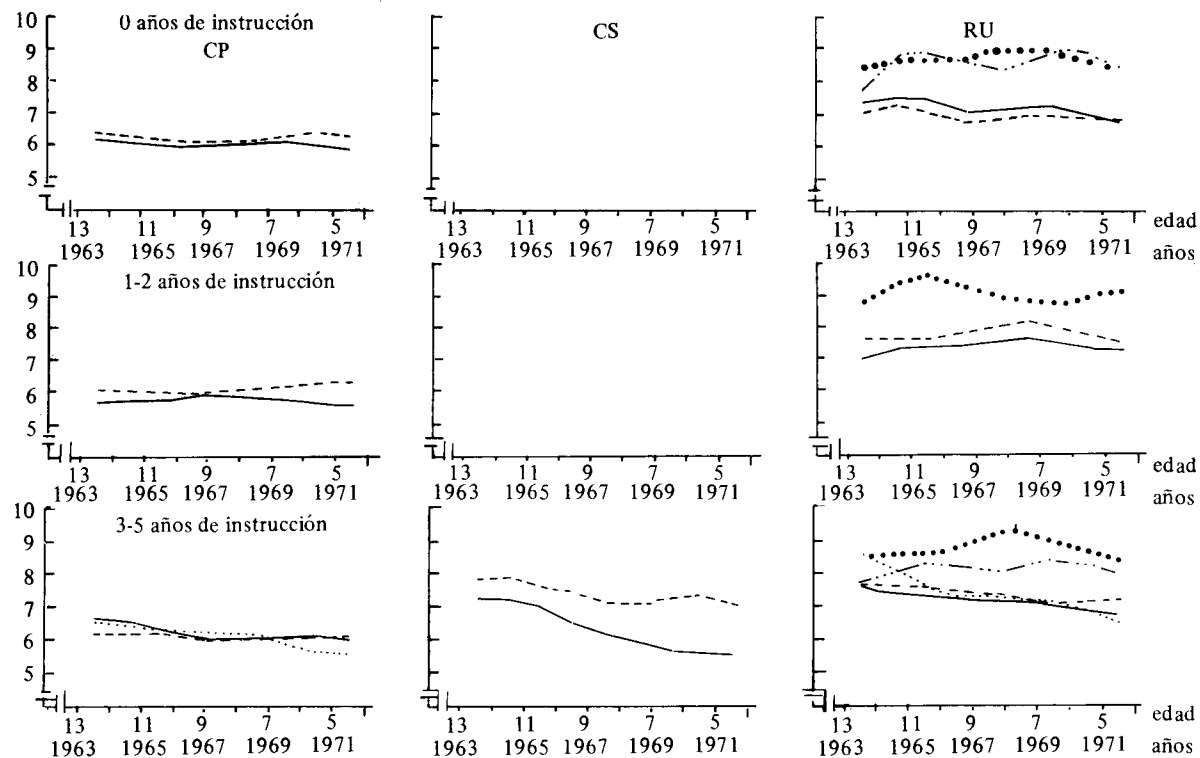
- El estrato bajo no-agrícola asalariado muestra, igualmente, marcadas diferencias de nivel y de tendencia en los diversos contextos. En las áreas rurales su tendencia sería ascendente. En las áreas urbanas de Altiplano y Valles y en la ciudad principal de los Llanos, si bien pareciera existir una tendencia decreciente, su pendiente es mínima. Sólo en las ciudades secundarias y “resto urbano” de los Llanos aparece una declinación más clara y sostenida de su fecundidad.
- En el sector no-agrícola no-asalariado las diferencias entre contextos al principio del período eran pequeñas, especialmente en el Altiplano y Valles. La tendencia creciente en los contextos rurales y decreciente o estable en los urbanos conduce hacia el final del período a una mayor diferenciación de los niveles de fecundidad por contextos.
- La fecundidad del sector campesino (estrato bajo agrícola no-asalariado) en las áreas rurales de las tres regiones habría experimentado una elevación desde niveles altos a niveles aún más altos.
- Finalmente, en el sector agrícola asalariado, que tiene importancia, como hemos visto, sólo en la región de los Llanos, la fecundidad parece haber aumentado tanto en las áreas rurales como en el resto urbano. Si esto ha sido así, sería este sector asalariado el principal responsable de la muy alta fecundidad reciente en las áreas rurales de los Llanos, particularmente en las menos expuestas a la influencia urbana. Podría pensarse, en consecuencia, que ha sido en las áreas de frontera agrícola de los Llanos en donde la fecundidad más se ha elevado, a lo que seguramente ha contribuido en forma significativa la fuerte migración masculina y la consecuente temprana y alta nupcialidad, como se vio en la primera parte de este artículo.

C. *Educación y tendencias de cambio de la fecundidad*

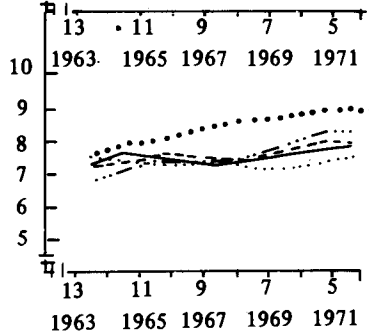
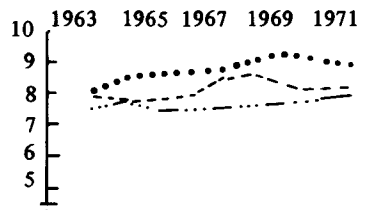
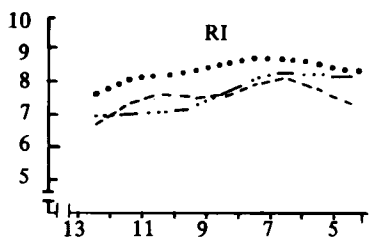
La forma como ha variado la fecundidad de las mujeres de un mismo nivel educativo, pero pertenecientes a diferentes sectores sociales

Gráfico 4

BOLIVIA, LLANOS: TENDENCIA DE LA FECUNDIDAD GENERAL POR NIVEL DE INSTRUCCION, SEGUN CONTEXTO Y ESTRATO SOCIAL. PERIODO 1962-1972¹ (Continúa)



¹ La fecundidad ha sido estimada por medio del método de "hijos propios"



(Continuación)

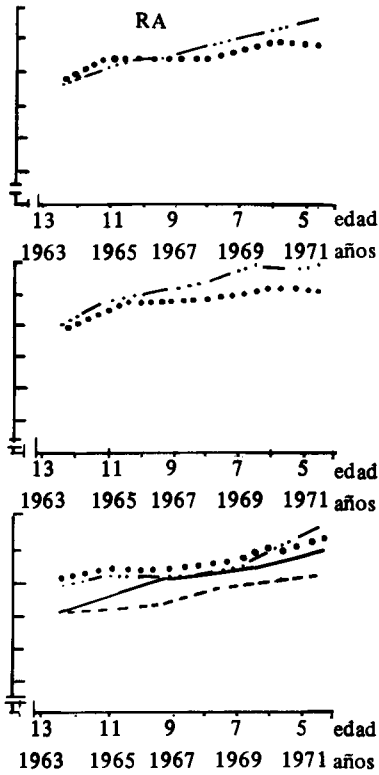
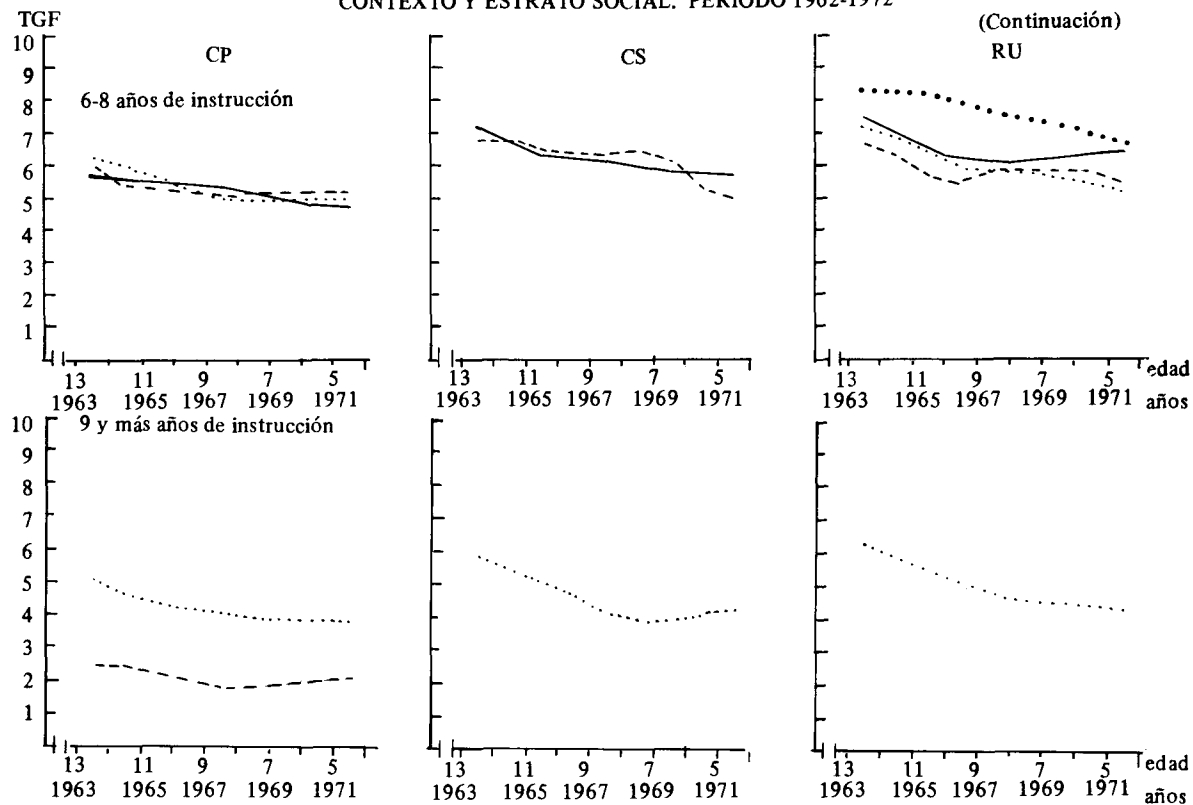
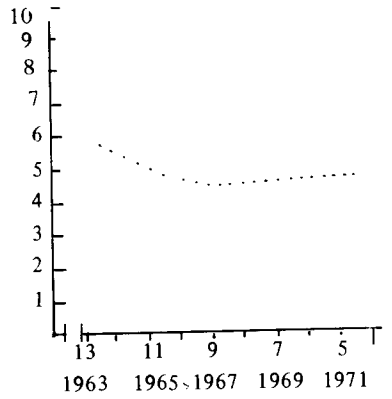
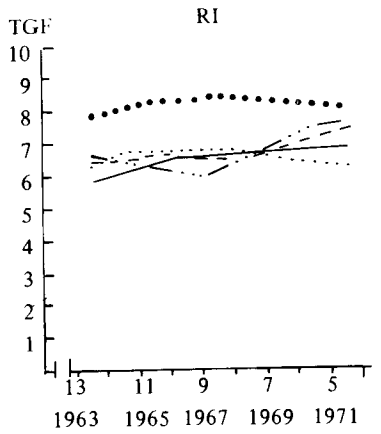


Gráfico 4

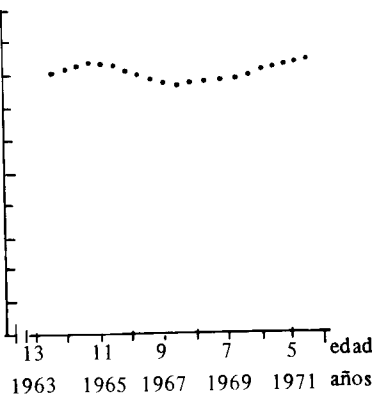
BOLIVIA, LLANOS: TENDENCIA DE LA FECUNDIDAD GENERAL POR NIVEL DE INSTRUCCIÓN, SEGUN CONTEXTO Y ESTRATO SOCIAL. PERIODO 1962-1972



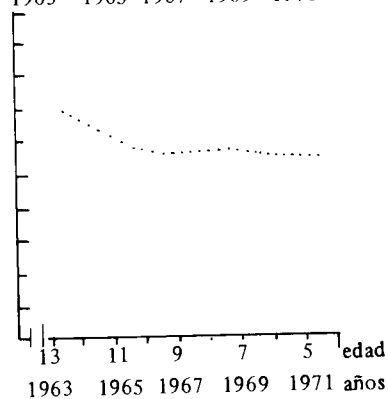


RA

(Conclusión)



- Medio-alto
- No agrícola asalariado
- No agrícola no asalariado
- . . . - Agrícola asalariado
- Agrícola no asalariado



- CP Ciudad principal
- CS Ciudad secundaria
- RU Resto urbano
- RI Rural intermedio
- RA Rural alto

y ubicadas en distintos contextos, se analiza a continuación. Se ha usado para este efecto solamente la población de los Llanos.

Por estar trabajando aquí en un nivel aún mayor de desagregación, la confiabilidad de las estimaciones es menor y sólo corresponde detectar tendencias generales. El gráfico 4 servirá de referencia para la discusión que sigue. De su examen se concluye lo siguiente:

- La fecundidad de las mujeres sin instrucción se habría mantenido sin mayor variación en los contextos urbanos y se habría estado elevando en las áreas rurales, siendo esta tendencia más marcada en el contexto de ruralidad alta.
- El comportamiento de la fecundidad de las mujeres con 1 ó 2 años de instrucción parece haber sido muy semejante al de las sin instrucción.
- En el nivel 3 a 5 años de educación aparece ya, en el estrato medio-alto y en los sectores no agrícolas ubicados en los tres contextos urbanos, una clara tendencia declinante en la fecundidad. En el contexto de ruralidad media, el estrato medio-alto y los sectores no-agrícolas muestran una fecundidad relativamente constante, no así los sectores agrícolas, en los que se habría estado elevando. Por último, en el contexto de alta ruralidad la fecundidad habría estado aumentando, cualquiera sea el sector social que se considere.
- Al pasar al nivel siguiente —6 a 8 años de instrucción— se hace aún más marcada la tendencia declinante de la fecundidad en los contextos urbanos, mientras en los rurales parece predominar la estabilidad con tendencia a un aumento moderado en los sectores no-agrícolas y en el agrícola asalariado.
- Finalmente, la fecundidad de las mujeres con 9 ó más años de instrucción, que se concentran en el estrato medio-alto, muestra una tendencia declinante en todos los contextos.

En síntesis, el contexto parece haber estado condicionando en alto grado la influencia de la educación sobre el comportamiento reproductivo, tanto en los niveles de fecundidad como en las tendencias del cambio. Ocurre así que en las áreas rurales incluso las mujeres con 6 a 8 años de instrucción que no pertenecían al estrato medio-alto habrían elevado su fecundidad en el período de referencia. En el medio urbano,

por el contrario, los niveles más bajos de educación mantuvieron estable su fecundidad y a partir de los 3 a 5 años de instrucción la tendencia parece haber sido francamente declinante.

VIII. CONCLUSIONES

El análisis efectuado en los capítulos precedentes sobre los niveles y tendencias de la fecundidad en Bolivia y algunas características sociales asociadas conduce a las siguientes conclusiones:

1. La fecundidad a nivel nacional parece haberse mantenido relativamente estable entre 1960 y 1972, oscilando alrededor de una *TGF* de 6,5 hijos. Las tendencias de cambio estimadas a nivel más desagregado llevan a pensar que esta estabilidad habría resultado de la cancelación de dos tendencias de sentido contrario: una declinación de la fecundidad en las áreas urbanas y una elevación en las rurales.
2. Estas tendencias divergentes habrían tenido como efecto aumentar las diferencias de fecundidad existentes entre poblaciones ubicadas en contextos extremos urbanos y rurales, como también entre sectores sociales. Se ha estimado así que alrededor de 1975 la fecundidad en el contexto de alta ruralidad de los Llanos (*TGF* = 8,7 hijos) prácticamente duplicaba la prevalente en la ciudad de La Paz (4,4 hijos). Estas diferencias se tornan aun más marcadas cuando se considera además la inserción social. Se constata así una diferencia máxima entre el estrato medio-alto de la ciudad de La Paz (*TGF* = 3,6) y el sector agrícola asalariado de los Llanos (*TGF* = 9,8).
3. Atendiendo a la fecundidad rural, se ha podido constatar —como se señalara anteriormente— que parece haberse ido elevando desde niveles relativamente altos hacia niveles muy altos, del orden de 8 hijos por mujer, siendo sensiblemente más elevado ese nivel en los Llanos —particularmente en su contexto de ruralidad alta— que en el Altiplano y en los Valles. Los antecedentes acumulados permiten explorar algunas posibles explicaciones para estos tres fenómenos, esto es, nivel alto, tendencia creciente y diferencias entre estratos ecológicos.
 - a. Se ha constatado que en el medio rural la fecundidad era alta cualquiera fuera el nivel de educación de la mujer, por debajo de los seis años de instrucción. Este umbral es válido para todos los sectores considerados. Se comprobó también que la fecundidad no variaba según que las condiciones materiales de vida fueran

mejores o peores, como ocurría en el medio urbano. Se verificó por último que, una vez controlada la inserción social, la fecundidad no era afectada por la pertenencia etno-cultural; en otras palabras, al interior de cada sector social la fecundidad parece ser igualmente alta en las mujeres que se habrían socializado en culturas indígenas (aimará y quechua), que en las que habrían sido socializadas en la cultura hispano criolla y que en las que habrían recibido la influencia de ambos tipos de cultura (bilingües). Lo anterior lleva a pensar que existe un factor común, que no ha podido ser debidamente captado mediante la información censal, que sería el determinante principal de la fecundidad elevada. Cabe pensar que este factor sería la economía doméstica campesina y la estructura de roles y estrategia de sobrevivencia familiar que a ella se asocia. En esas condiciones la significación económica y social de los hijos sería alta y positiva lo que, sumado a la persistencia de muy altas tasas de mortalidad en los primeros años de vida, hace plenamente comprensible la mantención de un comportamiento reproductivo orientado hacia una familia numerosa.⁷ Esta explicación parece ser teóricamente ajustada a la condición social del sector campesino (agrícola no asalariado) pero no se ajusta necesariamente a la de los sectores agrícola asalariado y no-agrícola que también tienen niveles muy altos de fecundidad. Una posible explicación sería que en las áreas rurales todos estos sectores poseen, en mayor o menor medida, tierras en explotación familiar, aunque el jefe del hogar haya reportado en el censo como actividad principal una no agrícola o la condición de asalariado en el sector agrícola. Este es un aspecto que convendría profundizar mediante estudios focalizados de carácter socio-antropológico.

- b. En cuanto a la tendencia ascendente de la fecundidad, ésta podría deberse a la acción aislada o combinada de diversos factores, como ya se señaló. Para el caso de las áreas rurales de Bolivia parece pertinente pensar en cambios en la nupcialidad; reducción de la esterilidad involuntaria derivada de la prevalencia de ciertas enfermedades venéreas y un aumento en la edad de viudez femenina resultante de una reducción de la mortalidad adulta masculina. No se dispone, sin embargo, de series temporales de infor-

⁷ Ver: González, Gerardo, "Styles of development and fertility decline: some theoretical guidelines" en Höhn, Charlotte y Mackensen, Rainer (ed.) *Determinants of Fertility Trends: Theories Re-examined*, Ordina Editions, Liege, 1981, pág. 233-234.

mación sobre ninguna de estas variables, por lo que no es posible por el momento proponer de manera fundada una explicación plausible. Esta es otra área en la que se requiere de estudios complementarios que utilicen fuentes aún no explotadas o que recurran directamente a trabajo de campo para obtener información retrospectiva. La encuesta demográfica nacional, llevada a cabo en 1981, puede ayudar a despejar la incógnita sobre posibles cambios en la edad media de iniciación de las uniones, ya que recoge información sobre esa materia.

- c. Los niveles más altos de fecundidad general de las áreas rurales de los Llanos con respecto a la de esas áreas en el Altiplano y Valles no parecen deberse a factores tales como actitudes y valores sobre la reproducción o una duración menos prolongada de la lactancia, ya que la fecundidad marital de los tres estratos ecológicos es muy semejante. La explicación parece encontrarse en una iniciación más temprana de las uniones y una nupcialidad más elevada que se deberían en gran medida a una muy alta razón de masculinidad (117 hombres por cada 100 mujeres en las edades de 15 a 24 años) que encuentra su causa en una inmigración, con fuerte predominio masculino, hacia las áreas rurales de los Llanos. En último término, la migración selectiva por sexo hacia las áreas rurales de frontera agrícola sería el principal factor que explicaría los más altos niveles de fecundidad encontrados en ese contexto.
 - d. Se constató además que la fecundidad general de las mujeres que hablan sólo aimará o quechua y habitan en el "resto urbano" y en el medio rural era sistemáticamente un poco más alta en el Altiplano que en los Valles. Si se tiene en cuenta la composición étnica de esos estratos ecológicos cabe pensar que la fecundidad de los aimarás era levemente superior a la de los quechuas. Nuevamente la explicación parece estar en la nupcialidad, ya que ambos grupos étnicos no diferían en su fecundidad marital, pero sí se comprobó que, en las mujeres de 20 a 24 años de edad, existe entre las que hablan sólo aimará un menor porcentaje de solteras que entre las que hablan sólo quechua.⁸
4. Los contextos clasificados como "resto urbano", esto es locali-

⁸ Tórrez, Hugo, *Bolivia: La población y sus características demográficas, socio-culturales y económicas*, Ministerio de Planeamiento y Coordinación, Proyecto Políticas de Población La Paz, Bolivia, 1980, pág. 34.

dades de entre dos mil y veinte mil habitantes, tenían alrededor de 1975 una fecundidad intermedia entre la rural y la de los contextos más urbanizados y mostraban, a diferencia de las áreas rurales, una tendencia descendente.

- a. En el caso del Altiplano la fecundidad era menor en el “resto urbano” que en el contexto de ruralidad media sólo como resultado de su diferente composición social, ya que si mediante un ejercicio de tipificación se les asigna a ambas poblaciones una misma composición por sectores sociales o por nivel de instrucción de la mujer, su fecundidad se hace semejante.
 - b. En el caso de Valles y Llanos la menor fecundidad del “resto urbano” con respecto a las áreas rurales obedecería no sólo a un más alto nivel medio de educación —y demás características socio-económicas que le están asociadas— sino también a una menor fecundidad en cada nivel de instrucción. En los Valles es donde se aprecia más claramente el efecto del contexto, porque incluso controlando simultáneamente por sector social y por educación, la fecundidad es menor en el “resto urbano” que en el contexto de ruralidad media.
 - c. A diferencia de lo que se constató en las áreas rurales, en el “resto urbano” la fecundidad varía en razón inversa con las condiciones materiales de vida, al interior de cada sector social.
 - d. Atendiendo ahora a la tendencia declinante de la fecundidad en el “resto urbano”, el examen de las trayectorias de cambio de los sectores sociales al interior de los contextos permite pensar que el descenso leve que parece haberse estado produciendo en Altiplano y Valles se debería exclusivamente a una reducción de la fecundidad del estrato medio-alto. El descenso más marcado en el “resto urbano” de los Llanos se debería, en cambio, a una reducción de la fecundidad tanto en el estrato medio-alto como en los estratos bajos no agrícolas.
5. Las *ciudades secundarias* muestran diferentes niveles de fecundidad general en los tres estratos ecológicos, siendo ésta relativamente mayor en el Altiplano (6,0) y menor en los Valles (4,7). La menor fecundidad encontrada en los Valles parece deberse en gran medida a una nupcialidad más tardía y baja, lo que se ve confirmado cuando se examinan las tasas de fecundidad marital. En los tres estratos ecológicos las ciudades secundarias muestran una clara tendencia declinante de la fecundidad en el período considerado.

6. Las *ciudades principales* tenían todos niveles relativamente bajos de fecundidad hacia 1975 variando apenas entre 4,4 hijos en La Paz y 5,0 hijos en Santa Cruz. Estos niveles eran el resultado de una clara tendencia descendente durante los diez años anteriores.

- a. La menor fecundidad de las ciudades principales parece deberse en parte a un efecto específico del contexto, ya que de manera sistemática las mujeres pertenecientes a un mismo sector social y con un mismo nivel educacional tenían menor fecundidad en este tipo de contexto que en los menos urbanizados.
- b. El estrato medio-alto tenía en este medio una fecundidad considerablemente más baja (alrededor de 1 1/2 hijo menos) que las de los estratos bajos. Estos últimos, sin embargo, tenían una fecundidad sensiblemente inferior en las ciudades principales que en el “resto urbano” y áreas rurales, cercana o inferior a 6 hijos.
- c. La fecundidad en las ciudades principales variaba fuerte y regularmente con la educación. Se constató así que la fecundidad de las mujeres sin instrucción duplicaba la de las mujeres con 9 ó más años de estudio. El nivel más bajo de fecundidad, considerando simultáneamente contexto socio-espacial y educación, se encontró en las mujeres con 9 y más años de instrucción de la ciudad de La Paz (2,7 hijos).
- d. El efecto del contexto es tal que incluso las mujeres sin instrucción o las que sólo hablan lengua indígena tienen una *TGF* inferior a 7. Este hecho parecería ser en alguna medida el efecto de incipientes prácticas de control, ya que se percibe también en la fecundidad marital, que no está afectada por la nupcialidad.
- e. Se observa también una clara relación inversa entre las condiciones materiales de vida y la fecundidad de las mujeres, al interior de cada sector social.
- f. La tendencia declinante de la fecundidad en las tres ciudades principales se debería a una franca reducción de la fecundidad del estrato medio-alto y a un moderado descenso en los estratos bajos.
- g. El conjunto de hallazgos que se acaba de presentar parece sustentar la hipótesis según la cual la menor fecundidad que se observa

en los contextos socio-espaciales de mayor grado relativo de urbanización –cualesquiera que sean las características de las mujeres que se consideren– obedece a la alta concentración de clase media (42 por ciento). Debido a esta alta concentración, los valores, estilo de vida y patrones de comportamiento de la clase media influirían sobre los estratos bajos, afectando en general su comportamiento social y, en particular, su comportamiento reproductivo.

7. La *educación* de las mujeres aparece como un factor central en la explicación tanto de los niveles diferenciales de fecundidad como de las tendencias de cambio. Debe tenerse en cuenta, sin embargo, que su influencia se ejerce de manera combinada y en interacción con un conjunto de factores socioeconómicos que le están asociados.

- a. La influencia de la educación sobre la fecundidad, cuando no sobrepasa los nueve años de instrucción, parece estar condicionada fuertemente por el contexto socio-espacial.
- b. La tendencia declinante de la fecundidad aparece en las mujeres con nivel relativamente alto de instrucción cualquiera sea el contexto donde están insertas. Los niveles medios de educación (3 a 8 años) muestran una tendencia declinante en su fecundidad sólo cuando están ubicados en un medio con un grado relativamente alto de desarrollo urbano.
- c. La tendencia histórica a un progresivo mejoramiento de los niveles de educación, particularmente en los contextos más urbanizados, permite esperar que la tendencia declinante de la fecundidad en esas áreas se mantendrá en el futuro.

8. El ejercicio de simulación efectuado con el modelo de Bongaarts permite pensar que la menor fecundidad que se constata en el medio urbano, especialmente en las ciudades principales, se debe no sólo al efecto de una nupcialidad más tardía y baja que en el medio rural, sino también –y de manera importante– a prácticas de regulación de los nacimientos.

- a. Si las hipótesis adoptadas respecto a la esterilidad temporal por lactancia son válidas –lo que es plausible–, en las ciudades principales del Altiplano y de los Llanos alrededor de un 40 por ciento de los embarazos habrían sido evitados mediante prácticas preventivas o interrumpidos mediante prácticas abortivas. Este

porcentaje llegaría al 55 por ciento en las mujeres con 9 y más años de instrucción que viven en La Paz, que es la categoría con fecundidad más baja.

- b. La tendencia declinante de la fecundidad que se observa en las mujeres más educadas y/o de estrato social medio-alto, e incluso en las de niveles medios de educación ubicadas en contextos más urbanizados, parece deberse en gran medida al creciente recurso a la regulación de los nacimientos.
- c. Estos indicios, que surgen de estimaciones indirectas, muestran la necesidad de realizar investigaciones sociodemográficas que permitan adquirir un conocimiento directo tanto de los valores, normas y motivaciones en relación con la reproducción, como de las prácticas destinadas a regularla.

El análisis efectuado a lo largo de este artículo ha puesto en evidencia que la marcada heterogeneidad socio-espacial que caracteriza a Bolivia se manifiesta no sólo en notables diferencias en los niveles de fecundidad, sino también en una diversidad de patrones de comportamiento reproductivo. Detrás de la aparente estabilidad de la fecundidad en el país parece existir un dinámico proceso de cambio, especialmente en las poblaciones urbanas, que tiende a acentuar aún más las diferencias entre sectores sociales.

Si bien se ha avanzado considerablemente en este esfuerzo de diagnóstico, el conocimiento acumulado dista mucho de ser suficiente para predecir con cierta seguridad el probable curso futuro y para orientar el proceso de toma de decisiones en el campo de las políticas sociales. Se han resuelto numerosas incógnitas, pero las interrogantes que han surgido son mucho más numerosas y plantean un apasionante desafío a la investigación sobre población en Bolivia.

EL FINANCIAMIENTO DE JUBILACIONES MEDIANTE CAPITALIZACION(*)

Jean Bourgeois-Pichat
(CICRED)

RESUMEN

Se proporciona una fórmula que permite estimar el capital poseído por cada generación, en función de la edad. Se efectúa también una aplicación para la población de Francia al primero de enero de 1977. Se demuestra así que la Caja debería poseer un capital equivalente a 5 veces la suma de los salarios anuales si se considera una tasa de interés de 5 por ciento, y 10 veces la suma de salarios si se considera una tasa de interés nulo. Es un capital enorme, ya que en efecto, el capital de una nación es aproximadamente igual a 4 ó 5 veces la suma de los salarios. En una población estable los cálculos se simplifican mucho. Se verifica entonces que el capital necesario a la Caja es inferior a 5 veces la suma de los salarios, si la mortalidad, la fecundidad y la tasa de interés son elevadas. Parece imposible entonces que el sistema funcione en los países desarrollados.

< CAJAS DE JUBILACIONES > < FORMACION DE
CAPITAL > < METODO DE ANALISIS >

(*) Tanto la publicación de este artículo como su traducción han sido autorizadas por el autor y el INED.

FINANCING RETIREMENT BENEFITS THROUGH CAPITALIZATION

SUMMARY

A formula is established giving, as a function of age, the capital owned by each cohort. The formula is applied to the population of France on January 1st, 1977. It shows that the Fund must own five times the yearly salaral mass with a rate of interest equal to 5 per cent, and 10 times with a rate of interest equal to zero. This represents an enormous capital, as it is generally assumed that the total capital of a country is equal to 4-5 times the salaral mass.

In a stable population, the calculations are much more simple. In order to obtain a capital smaller than 5 times the salaral mass, mortality, fertility, and the rate of interest must be very high. It seems, therefore, that in developed countries, the system is unable to function.

< *PENSION FUNDS* > < *CAPITAL FORMATION* >
< *METHOD OF ANALYSIS* >

La mayoría de los regímenes de jubilaciones funcionan, en Francia, según el régimen llamado de reparto. El principio es simple y bien conocido. Una Caja recibe los aportes de las personas activas y los utiliza para pagar las jubilaciones. Las cuentas están equilibradas por año civil. Lo que la Caja recibe en un año dado es distribuido en el mismo año. Una vez fijadas la edad del retiro y el importe de la jubilación referido al salario en actividad, la evolución de un sistema tal se remite a un problema clásico de demografía. Es suficiente efectuar una proyección por sexo y edad de la población involucrada para determinar la porción del salario en actividad que debe deducirse para asegurar el pago de jubilaciones.¹

Pero hay otra manera de hacer funcionar un régimen de jubilaciones, que consiste en constituir un capital para cada individuo en el curso de su vida activa, capital que es utilizado después para pagarle su jubilación. Hay numerosas modalidades posibles. Lo más frecuente es que las cuentas sean equilibradas por generación. Las personas nacidas en un mismo año aportan a una cuenta que es atribuida a las que sobreviven. Las sumas así recaudadas son invertidas por la caja y los intereses recibidos son acreditados en la misma cuenta. A partir de la edad de retiro, los sobrevivientes dejan de aportar y reciben, por el contrario, una jubilación. La suma poseída por la generación continúa generando intereses cada vez más bajos a medida que la suma disminuye. El sistema es organizado de tal manera que el capital constituido se hace nulo el día siguiente al que desaparece el último representante de la generación. Los sistemas privados funcionan en base a este modelo. Son particularmente numerosos en los Estados Unidos de América.

El mecanismo de los sistemas de reparto es muy simple: cada año los aportes recaudados de los activos son redistribuidos entre los jubilados.

El sistema de capitalización supone un ajuste más complejo puesto que el equilibrio no se realiza inmediatamente sino a largo plazo. Entre el momento en que el asegurado comienza a aportar y el momento en que muere, el organismo de jubilaciones recibe en depósito el

¹ Si hubiera una sola caja para el conjunto del país, una proyección de toda la población francesa satisfaría. Pero hay muchas cajas sirviendo a las profesiones o a conjuntos de profesiones diferentes y cada población considerada tiene evoluciones demográficas diferentes. Hace falta calcular tantas proyecciones como subpoblaciones haya. Es más, para evitar mucha disparidad entre las cajas, es necesario prever un ajuste.

dinero y lo hace producir a una tasa de interés de mercado. Para comparar los dos sistemas de jubilación, es necesario calcular primero el aporte que debe efectuar un individuo en cada uno de los casos, para los sistemas de capitalización, y hace falta evaluar el capital administrado por la Caja de Jubilaciones, así como los intereses ganados.

Cálculo del aporte

Para no complicar mucho los cálculos, nos colocaremos en condiciones simples, las que habrá que tener en cuenta cuando se trate de obtener conclusiones prácticas sobre los sistemas existentes. Las hipótesis son:

- a) La vida activa comienza a la edad α y termina a la edad β , que indica el comienzo del período de jubilación. La edad límite de vida será designada por w . Todas las personas trabajan entre las edades α y β .
- b) El salario S es el mismo para todos y no varía con el transcurso del tiempo. Esto significa que no hay promoción ni progreso del nivel de vida.
- c) No hay inflación y las sumas invertidas producen un interés r .
- d) Existe una sola caja nacional para el conjunto de la población. Cada trabajador aporta a la caja una fracción k de su salario.
- e) La jubilación pagada es igual al salario.

Estando fijadas estas condiciones, nos propondremos calcular la suma $s(x)$ que se acredita a la cuenta de las personas de edad x . Ubiquémonos ahora en el período activo α, β , y calculemos las variaciones de $s(x)$ en el intervalo $x, x + dx$.

1. Sea $p(x)$ la función de supervivencia. Los $p(x)$ sobrevivientes aportan a la caja una suma $k S p(x) dx$.
2. La caja que ha invertido la suma $s(x)$ recibe un interés $r s(x) dx$.

Entonces se tiene,

$$d s(x) = k S p(x) dx + r s(x) dx$$

lo que se escribe,

$$s'(x) - r s(x) = k S p(x) \quad (I)$$

que es una ecuación diferencial lineal que se puede resolver. Ella es válida para x variando entre α y β .

Ubiquémosnos ahora luego de la edad β .

1. Los $p(x)$ sobrevivientes no aportan más a la caja, pero por el contrario reciben una jubilación S . La suma $s(x)$ se encuentra disminuida en $S p(x) dx$.
2. Los intereses obtenidos por la caja son siempre $r s(x) dx$.

Se tiene entonces,

$$d s(x) = - S p(x) dx + r s(x) dx$$

$$s'(x) - r s(x) = - S p(x) \quad (II)$$

es decir, una ecuación diferencial del mismo tipo que (I); esta vez la ecuación (II) es válida para $x > \beta$.

Resolución de la ecuación (I)

Para resolver la ecuación (I), se pone

$$y = e^{-rx} s(x)$$

Se tiene,

$$\begin{aligned} \frac{dy}{dx} &= - r e^{-rx} s(x) + e^{-rx} s'(x) = e^{-rx} [s'(x) - r s(x)] = \\ &= k S e^{-rx} p(x) \end{aligned}$$

Integrando

$$y = k S \int_{\alpha}^x e^{-rx} p(x) dx + C \cdot$$

donde C es una constante.

Finalmente, se tiene que

$$e^{-rx} s(x) = kS \int_{\alpha}^x e^{-rx} p(x) dx + C$$

Para $x = \alpha$

$$e^{-r\alpha} s(\alpha) = kS \int_{\alpha}^{\alpha} e^{-rx} p(x) dx + C$$

pero $s(\alpha) = 0$

$$\text{se tiene también } \int_{\alpha}^{\alpha} e^{-rx} p(x) dx = 0$$

Y así resulta que

$$C = 0$$

y se tiene el resultado buscado

$$\boxed{s(x) = kS e^{rx} \int_{\alpha}^x e^{-ru} p(u) du} \quad (III) \text{ válido entre } \alpha \text{ y } \beta.$$

Resolución de la ecuación (II)

Para resolver la ecuación (II) se aplica el mismo procedimiento y se obtiene:

$$y = -S \int_{\beta}^x e^{-rx} p(x) dx + C \quad \text{donde } C \text{ es una constante}$$

$$e^{-rx} s(x) = -S \int_{\beta}^x e^{-rx} p(x) dx + C$$

Sea $x = w$. Se tiene,

$$e^{-rw} s(w) = -S \int_{\beta}^w e^{-rx} p(x) dx + C$$

Ahora bien, $s(w) = 0$

Se tiene entonces, para la constante, el valor:

$$C = S \int_{\beta}^w e^{-rx} p(x) dx$$

y la ecuación se escribe

$$\begin{aligned} e^{-rx} s(x) &= -S \int_{\beta}^x e^{-ru} p(u) du + S \int_{\beta}^w e^{-ru} p(u) du = \\ &= S \int_x^w e^{-ru} p(u) du \end{aligned}$$

Y finalmente, se tiene:

$$\boxed{s(x) = S e^{rx} \int_x^w e^{-ru} p(u) du} \quad (IV)$$

válido entre β y w .

Determinación de la constante k

Es evidentemente necesario que las expresiones III y IV den los mismos valores para $s(\beta)$.

Entonces se tiene:

$$k S e^{r\beta} \int_{\alpha}^{\beta} e^{-rx} p(x) dx = S e^{r\beta} \int_{\beta}^w e^{-rx} p(x) dx$$

de donde,

$$k = \frac{\int_{\beta}^w e^{-rx} p(x) dx}{\int_{\alpha}^{\beta} e^{-rx} p(x) dx} \quad (V)$$

Así, la fracción del salario colocada en la caja en el curso de la vida activa está determinada por la función de supervivencia y la tasa de interés (r).

Interpretación demográfica de k

La demografía utiliza frecuentemente el concepto de población estable. Es una población donde la mortalidad y la fecundidad son constantes, así como la tasa de crecimiento. Se demuestra que tales poblaciones existen, siempre que ciertas relaciones sean verificadas entre la mortalidad, la fecundidad y la tasa de crecimiento. Si ρ es la tasa de crecimiento, b es la tasa bruta de natalidad y $N(t)$ es el total de personas en el momento t , el número de personas de edad x a $x + dx$ en el instante t están dadas por la relación

$$N(t) b e^{-\rho x} p(x) dx$$

Resulta que las personas activas son en número igual a

$$A = N(t) b \int_{\alpha}^{\beta} e^{-\rho x} p(x) dx$$

y las personas jubiladas

$$B = N(t) b \int_{\beta}^w e^{-\rho x} p(x) dx$$

sea h la fracción del salario pagado como cotización en un sistema de jubilaciones por reparto.

Se debe tener que

$$h AS = BS$$

de donde

$$h = \frac{B}{A}$$

o también,

$$h = \frac{\int_{\beta}^w e^{-\rho x} p(x) dx}{\int_{\alpha}^{\beta} e^{-\rho x} p(x) dx} \quad (VI)$$

Cuanto más alto es ρ , más bajo es h .

Comparando (V) y (VI) se ve entonces que, en las condiciones simplificadas en donde nos hemos colocado, el aporte k en un sistema de jubilaciones por capitalización a suma nula es igual a la cotización de un sistema de jubilaciones por reparto con una población estable que tuviera por tasa de crecimiento la tasa de interés de las sumas invertidas.

Cuando se habla de la tasa de interés, los órdenes de magnitud que se utilizan van del tres al cinco por ciento. Comparadas con las tasas de variación de las poblaciones humanas estables, aquéllas son las más elevadas. En efecto, ρ varía de cero a cuatro por ciento. Resulta así que k frecuentemente es inferior a h y este resultado da un atractivo al sistema basado en la capitalización. En un sistema como este, se requiere de la persona activa un aporte menor que en el sistema de reparto. Esto es posible dado que la caja obtiene intereses sobre los importes invertidos. Todo transcurre como si además del aporte deducido directamente del salario, cada persona —activa o no— pagará un aporte indirecto incluido en el precio de los bienes y servicios y destinado a remunerar al capital

Para hacer un breve balance total, hace falta calcular ahora este aporte indirecto. Para ello, calcularemos la suma en poder de la caja en un momento dado.

Capital medio a la edad x

Ubiquémonos ahora entre α y β . Se ha visto que los sobrevivientes poseían

$$s(x) = kS e^{rx} \int_{\alpha}^x e^{-nu} p(u) du$$

Entonces, cada sobreviviente posee,

$$\frac{s(x)}{p(x)} = kS \frac{e^{rx}}{p(x)} \int_{\alpha}^x e^{-nu} p(u) du \quad (VII)$$

Antes de ir más adelante, examinaremos la forma de la función

$$F(x) = \frac{ke^{rx}}{p(x)} \int_{\alpha}^x e^{-nu} p(u) du \quad \text{(válida para } x \text{ comprendida entre } \alpha \text{ y } \beta \text{).}$$

Comencemos por el caso más simple, en que la tasa de interés es nula: $r = 0$.

Entonces, $F(x)$ se escribe

$$F(x) = \frac{k}{p(x)} \int_{\alpha}^x p(u) du$$

Evidentemente, se tiene que,

$$F(\alpha) = 0$$

Calculemos $F(\beta)$.

$$F(\beta) = \frac{k}{p(\beta)} \int_{\alpha}^{\beta} p(u) du$$

que se escribe tomando en cuenta (V)

$$F(\beta) = \frac{1}{p(\beta)} \int_{\beta}^w p(u) du = E(\beta)$$

donde $E(\beta)$ designa la esperanza de vida a la edad β .

A la edad β , cada sobreviviente posee entonces $SE(\beta)$.

Este es un resultado evidente. Siendo nulos los intereses de las sumas invertidas, hace falta que cada sobreviviente posea lo que hace falta para pagar su jubilación durante un plazo igual a su vida media a la edad β . La función $F(x)$ es creciente de α a β .

Ubiquémosnos ahora más allá de la edad de retiro β y calculemos el capital medio poseído por cada sobreviviente.

Se tiene, para la suma total

$$s(x) = Se^{rx} \int_x^w e^{-ru} p(u) du$$

y para cada sobreviviente

$$\frac{s(x)}{p(x)} = \frac{Se^{rx}}{p(x)} \int_x^w e^{-ru} p(u) du$$

Examinemos la forma de la función

$$R(x) = \frac{e^{rx}}{p(x)} \int_x^w e^{-ru} p(u) du \quad (\text{válida para } x \geq \beta)$$

Supongamos primero que la tasa de interés es nula, $r = 0$, entonces $R(x)$ se escribe

$$R(x) = \frac{1}{p(x)} \int_x^w p(u) du = E(x)$$

A cada edad x , cada sobreviviente posee entonces $SE(x)$.

$E(x)$ designa a la esperanza de vida a la edad x . Este resultado es evidente. Lo que se ha dicho de la edad β debe verificarse para todas las edades superiores a β . Cada sobreviviente debe poseer lo que le es necesario para pagar su jubilación durante un plazo igual a su vida media a la edad x .

La función $E(x)$ decrece de $E(\beta)$ a $E(w) = 0$.

El cuadro 1 y el gráfico 1 dan los valores de $F(x)$ y de $R(x)$ según la tabla modelo de mortalidad femenina, serie oeste² ($e_0 = 77,5$ años) y cinco tasas de interés (r).

Cuadro 1

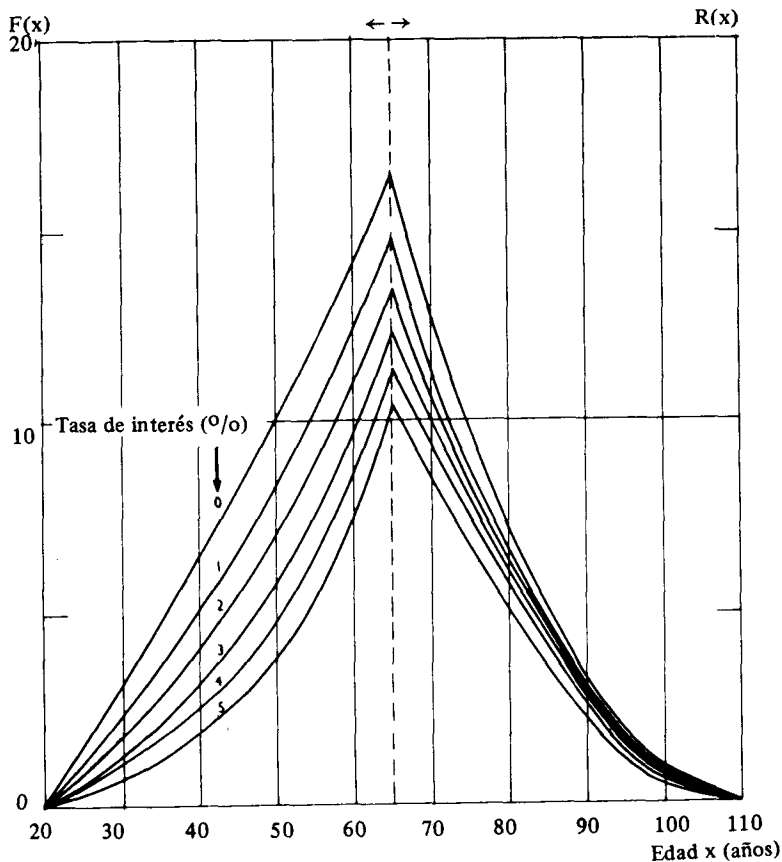
VALOR DE $F(x)$ Y DE $R(x)$ PARA LA TABLA MODELO DE MORTALIDAD FEMENINA, MODELO OESTE ($e_0 = 77,5$ AÑOS) Y SEIS TASAS DE INTERES

x (años)	Tasa de interés en %					
	0	1	2	3	4	5
20-24	0,8	0,6	0,4	0,3	0,2	0,2
25-29	2,5	1,8	1,3	0,9	0,7	0,5
30-34	4,0	3,1	2,4	1,6	1,3	1,0
35-39	5,5	4,5	3,5	2,7	2,1	1,5
40-44	7,3	6,0	4,8	3,7	3,0	2,3
45-49	9,1	7,5	6,2	5,0	4,1	3,2
50-54	11,0	9,3	7,9	6,5	5,5	4,5
55-59	13,0	11,4	9,9	8,5	7,5	6,4
60-64	15,2	13,2	12,0	11,0	9,7	8,6
65-69	14,5	13,3	12,1	11,2	10,3	9,5
70-74	11,0	10,1	9,5	8,9	8,3	7,5
75-79	8,2	7,5	7,3	6,9	6,5	5,8
80-84	6,1	5,6	5,4	5,1	4,8	4,2
85-89	4,1	3,8	3,7	3,5	3,3	2,8
90-94	2,5	2,3	2,2	2,0	1,8	1,5
95-100	1,2	1,1	1,0	0,9	0,8	0,6

² Coale, Ansley y Demeny, Paul. *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, USA, 1966.

Gráfico 1

VALORES DE $F(x)$ Y DE $R(x)$ PARA LA TABLA MODELO DE MORTALIDAD FEMENINA, MODELO OESTE (${}^0e_0 = 77,5$ AÑOS) Y SEIS TASAS DE INTERES.



Aplicación a la población femenina de Francia al 1° de enero de 1977

La mortalidad femenina en Francia es, en 1978, cercana a la de la tabla modelo utilizada para el cálculo de los coeficientes del cuadro 1. Entonces se la puede aplicar al efectivo de la población de Francia al

Cuadro 2

FRANCIA: POBLACION FEMENINA AL 1° DE ENERO DE 1977

Suma total en poder de la Caja, expresada en salario anual							
Edad (años)	Efectivos (en miles)	Coefficiente $r=0\%$	(2) x (3)	Coefficiente $r=3\%$	(2) x (5)	Coefficiente $r=5\%$	(2) x (7)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
20-24	2 079,2	0,8	1 663,4	0,3	623,8	0,2	415,8
25-29	2 137,3	2,5	5 343,3	0,9	1 923,6	0,5	1 068,6
30-34	1 612,3	4,0	6 449,2	1,6	2 579,7	1,0	1 612,3
35-39	1 417,7	5,5	7 797,4	2,7	3 827,8	1,5	2 126,6
40-44	1 578,9	7,3	11 526,0	3,7	5 841,9	2,3	3 631,5
45-49	1 645,1	9,1	14 970,4	5,0	8 095,5	3,2	5 264,3
50-54	1 619,1	11,0	17 810,1	6,5	10 524,2	4,5	7 286,0
55-59	1 208,5	13,0	15 710,5	8,5	10 272,3	6,4	7 734,4
60-64	1 181,1	15,2	17 952,7	11,0	12 992,1	8,6	10 157,5
65-69	1 322,8	14,5	19 054,8	11,2	14 815,4	9,5	12 566,6
70-75	1 186,8	11,0	13 054,8	8,9	10 562,5	7,5	8 901,0
75-79	920,2	8,2	7 545,6	6,9	6 349,4	5,8	5 337,2
80-84	587,0	6,1	3 580,7	5,1	2 993,7	4,2	2 465,4
85-89	282,6	4,1	1 158,7	3,5	989,1	2,8	791,3
90-94	89,4	2,5	223,5	2,0	178,8	1,5	134,1
95 y más	16,4	1,2	19,7	0,9	14,8	0,6	9,8
20-W	18 884,4	Total	143 860,8	Total	92 584,6	Total	69 502,4
20-64	14 479,2						
65-W	4 405,2						

1° de enero de 1977 para calcular la suma total en poder de la caja. El cuadro 2 nos da el detalle del cálculo para tres tasas de interés: 5 por ciento, 3 por ciento y cero por ciento.

Así, con una tasa de interés del 5 por ciento, la caja posee 69 502,4 S , con el tres por ciento posee 92 584,6 S y con el cero por ciento 143 860,8 S .

La masa salarial anual es igual al efectivo de la población de 20 a 64 años multiplicado por el salario S , es decir: 14 479,2 S .

La relación entre la suma en poder de la caja y la masa salarial anual total es, entonces:

$$\frac{69\,502,4\ S}{14\,479,2\ S} = 4,80 \quad \text{para } r = 5 \text{ por ciento}$$

$$\frac{92\,584,6\ S}{14\,479,2\ S} = 6,39 \quad \text{para } r = 3 \text{ por ciento}$$

$$\frac{143\,860,8\ S}{14\,479,2\ S} = 9,94 \quad \text{para } r = 0 \text{ por ciento}$$

Así, la caja poseería de 5 a 10 veces la masa salarial anual si la tasa de interés estuviera entre 5 y cero por ciento. Esta es una masa considerable. Se admite generalmente que el patrimonio de una nación es igual a 4 ó 5 veces la masa salarial. Nos encontramos ante una imposibilidad: no hay suficiente capital para que el sistema funcione. Aún si la caja poseyese todo el capital, lo que no es de ninguna manera imaginable, esa fortuna estaría todavía por debajo de lo necesario para funcionar. Se volverá más adelante sobre este punto.

Retorno a las poblaciones estables

Hemos calculado la suma total poseída por la caja utilizando fórmulas aproximadas aplicadas a una población real. Vamos a retomar el problema suponiendo que nos encontramos en una población estable con tasa de crecimiento ρ . Esta hipótesis permite obtener una expresión muy simple de la suma total en poder de la caja. Ubiquémonos ahora entre α y β . Se ha visto que cada individuo medio de edad x poseía

$$kS \frac{e^{rx}}{p(x)} \int_{\alpha}^x e^{-ru} p(u) du$$

En una población estable, las personas de edad x a $x+dx$ son en número igual a

$$N(t) b e^{-\rho x} p(x) dx$$

y el conjunto de personas posee

$$kS N(t) b \frac{e^{(r-\rho)x} p(x)}{p(x)} \int_{\alpha}^x e^{-ru} p(u) du dx =$$

$$= kS N(t) b e^{(r-\rho)x} \int_{\alpha}^x e^{-ru} p(u) du dx$$

El conjunto de las cuentas de personas de edad α a β es entonces:

$$A = kSN(t) b \int_{\alpha}^{\beta} \left[e^{(r-\rho)x} \int_{\alpha}^x e^{-rx} p(x) dx \right] dx$$

que se puede escribir

$$A = \frac{kSN(t)b}{r-\rho} \int_{\alpha}^{\beta} \int_{\alpha}^x e^{-ru} p(u) du \cdot \frac{d}{dx} e^{(r-\rho)x} dx$$

e, integrando por parte

$$A = \frac{kSN(t)b}{r-\rho} \left[\left(e^{(r-\rho)x} \int_{\alpha}^x e^{-ru} p(u) du \right) \Big|_{\alpha}^{\beta} - \int_{\alpha}^{\beta} e^{(r-\rho)x} e^{-rx} p(x) dx \right]$$

$$A = \frac{kSN(t)b}{r-\rho} \left[e^{(r-\rho)\beta} \int_{\alpha}^{\beta} e^{-rx} p(x) dx - \int_{\alpha}^{\beta} e^{-\rho x} p(x) dx \right]$$

Pasemos ahora a las personas de edad β y más. Cada una de entre ellas posee, en promedio, a la edad x

$$\frac{Se^{rx}}{p(x)} \int_x^w e^{-ru} p(u) du$$

y el conjunto de las personas de edad x a $x+dx$ posee

$$\begin{aligned} SN(t)b \frac{e^{(r-\rho)x} p(x)}{p(x)} \int_x^w e^{-ru} p(u) du = \\ = SN(t)b e^{(r-\rho)x} \int_x^w e^{-ru} p(u) du \end{aligned}$$

El conjunto de las personas jubiladas posee, así:

$$\begin{aligned} B = SN(t)b \int_{\beta}^w \left[e^{(r-\rho)x} \int_x^w e^{-ru} p(u) dx \right] du = \\ = SN(t)b \int_w^{\beta} \left[e^{(r-\rho)x} \int_w^x e^{-ru} p(u) du \right] dx \end{aligned}$$

e integrando como antes,

$$\begin{aligned} B = \frac{SN(t)b}{r-\rho} \left[e^{(r-\rho)\beta} \int_w^{\beta} e^{-rx} p(x) dx - \right. \\ \left. - \int_w^{\beta} e^{-\rho x} p(x) dx \right] \end{aligned}$$

El conjunto de las sumas poseídas por la caja, es entonces,

$$A + B = \frac{SN(t)b}{r - \rho} \left[k e^{(r-\rho)\beta} \int_{\alpha}^{\beta} e^{-rx} p(x) dx - \right. \\ \left. - e^{(r-\rho)\beta} \int_{\beta}^w e^{-rx} p(x) dx - k \int_{\alpha}^{\beta} e^{-\rho x} p(x) dx + \right. \\ \left. + \int_{\beta}^w e^{-\rho x} p(x) dx \right]$$

Las dos primeras integrales son iguales y se eliminan en virtud de la relación (V) y se tiene finalmente,

$$A + B = \frac{SN(t)b}{r - \rho} \left[\int_{\beta}^w e^{-\rho x} p(x) dx - k \int_{\alpha}^{\beta} e^{-\rho x} p(x) dx \right]$$

Introduciendo el aporte h en un sistema jubilatorio de reparto en una población estable (aporte dado por la fórmula (VI)), se tiene,

$$A + B = \frac{SN(t)b}{r - \rho} (h - k) \int_{\alpha}^{\beta} e^{-\rho x} p(x) dx$$

El conjunto de los salarios pagados es:

$$\Sigma = N(t)b S \int_{\alpha}^{\beta} e^{-\rho x} p(x) dx$$

Se tiene entonces

$$\boxed{\frac{A + B}{\Sigma} = \frac{h - k}{r - \rho}} \quad (IX)$$

Como se había indicado, se obtiene entonces un resultado particularmente simple. Si se posee un sistema de poblaciones estables, se puede obtener muy rápido $\frac{A+B}{\Sigma}$ para una gran variedad de situaciones.

La obra de Coale y Demeny nos provee precisamente tales sistemas. Se tiene, en efecto, dos sistemas. Uno que da las series de poblaciones estables calculadas asociando a las tablas modelo de mortalidad una serie de tasas de crecimiento.

El otro da una serie de poblaciones estables calculadas asociando a las tablas modelo de mortalidad una serie de tasas brutas de reproducción. El primer sistema permite calcular k y el segundo h .

A título de ejemplo, se ha elaborado el cuadro 3 que corresponde a la tabla modelo femenina de la serie oeste, con una esperanza de vida al nacer de 77,5 años. El gráfico 2 ilustra el cuadro 3. Si se admite que el capital de una nación es igual a cinco veces la masa de los salarios, la caja no puede funcionar para todas las situaciones ubicadas por encima de la recta AB . Este es el caso de los países desarrollados capitalistas.³ Una mortalidad más fuerte aminora todas las curvas y aumenta las posibilidades de funcionamiento. Así el sistema exige una fuerte fecundidad o una fuerte mortalidad para funcionar.

Se ha indicado sobre el gráfico 2 los tres puntos que corresponden a los cálculos efectuados anteriormente sobre la población femenina francesa al 1° de enero de 1977. Se encuentra una curva muy cercana a la correspondiente a una población estable con tasa bruta de reproducción igual a 1,3.

Retorno a las condiciones simplificadas adoptadas para el cálculo

La realidad difiere de las condiciones adoptadas para establecer las fórmulas. La adopción de edades exactas α y β para la entrada a la actividad y al retiro no parece tener la naturaleza de viciar los cálculos. Se podría reemplazarlas sin inconvenientes por las edades medias.

El salario supuesto igual para todos puede también ser considerado como un salario medio. Por el contrario, no parece realista admitir que ese salario medio no varíe en el tiempo. La noción misma de desa-

³ Ello no impide que ciertos sistemas parciales funcionen. Es la generalización en el conjunto de la población lo que es imposible.

Cuadro 3

CALCULO DEL NUMERO DE AÑOS DE SALARIO EN PODER DE LA CAJA EN UN SISTEMA DE JUBILACION POR CAPITALIZACION A SUMA NULA. CALCULOS DETALLADOS POR LA TABLA MODELO DE MORTALIDAD FEMENINA DE COALE Y DEMENY (SERIE OESTE): ESPERANZA DE VIDA AL NACER = 77,5 AÑOS. Y RESULTADO FINAL SOLO PARA LA TABLA MODELO DE MORTALIDAD FEMENINA DE COALE Y DEMENY (SERIE OESTE): ESPERANZA DE VIDA AL NACER = 50 AÑOS.

Tasa bruta de reproducción para una mujer	Esperanza de vida al nacer = 77,5 años							Esperanza de vida al nacer = 50 años (c) $\frac{h-k}{r-\rho}$
	Tasa de interés	(a) ρ o/o	$r-\rho$ o/o	(a) $\frac{h}{h}$ o/o	(b) $\frac{k}{k}$ o/o	$h-k$ o/o	$\frac{h-k}{r-\rho}$	
4,00	5	4,919	0,081	5,72	5,53	0,19	2,35	1,41
	4	4,919	-0,919	5,72	8,08	-2,36	2,57	1,59
	3	4,919	-1,919	5,72	11,68	-5,96	3,11	2,01
	2	4,919	-2,919	5,72	16,73	-11,01	3,77	2,38
	1	4,919	-3,919	5,72	23,67	-17,96	4,58	2,85
3,00	0	4,919	-4,919	5,72	33,11	-27,39	5,57	3,41
	-1	4,919	-5,919	5,72	45,74	-40,02	6,76	4,07
	5	3,854	1,146	8,54	5,53	3,01	2,63	1,73
	4	3,854	0,146	8,54	8,08	0,46	3,15	2,02
	3	3,854	-0,854	8,54	11,68	-3,14	3,68	2,30
2,00	2	3,854	-1,854	8,54	16,73	-8,19	4,42	2,80
	1	3,854	-2,854	8,54	23,67	-15,13	5,30	3,31
	0	3,854	-3,854	8,54	33,11	-24,17	6,38	3,91
	-1	3,854	-4,854	8,54	45,74	-37,20	7,66	4,63
	5	2,384	2,616	14,58	5,53	9,05	3,46	2,24
1,00	4	2,384	1,616	14,58	8,08	6,50	4,02	2,57
	3	2,384	0,616	14,58	11,68	2,90	4,71	2,94
	2	2,384	-0,384	14,58	16,73	-2,15	5,60	3,29
	1	2,384	-1,384	14,58	23,67	-9,09	6,57	4,01
	0	2,384	-2,384	14,58	33,11	-18,53	7,97	4,89
0,80	-1	2,384	-3,384	14,58	45,74	-31,16	9,21	5,64
	5	-0,053	5,053	33,67	5,53	28,14	5,57	3,63
	4	-0,053	4,053	33,67	8,08	25,59	6,31	4,07
	3	-0,053	3,053	33,67	11,68	21,99	7,20	4,59
	2	-0,053	2,053	33,67	16,73	16,94	8,25	5,20
-	1	-0,053	1,053	33,67	23,67	10,00	9,50	5,99
	0	-0,053	0,053	33,67	33,11	0,56	10,57	6,73
	-1	-0,053	-0,947	33,67	45,74	-12,07	12,75	7,87
	5	-0,818	5,818	43,17	5,53	37,64	6,47	4,18
	4	-0,818	4,818	43,17	8,08	35,09	7,28	4,66
-	3	-0,818	3,818	43,17	11,68	31,49	8,25	5,21
	2	-0,818	2,818	43,17	16,73	26,44	9,38	5,86
	1	-0,818	1,818	43,17	23,67	19,50	10,73	6,68
	0	-0,818	0,818	43,17	33,11	10,06	12,30	7,48
	-1	-0,818	-0,182	43,17	45,74	-2,57	14,12	8,47

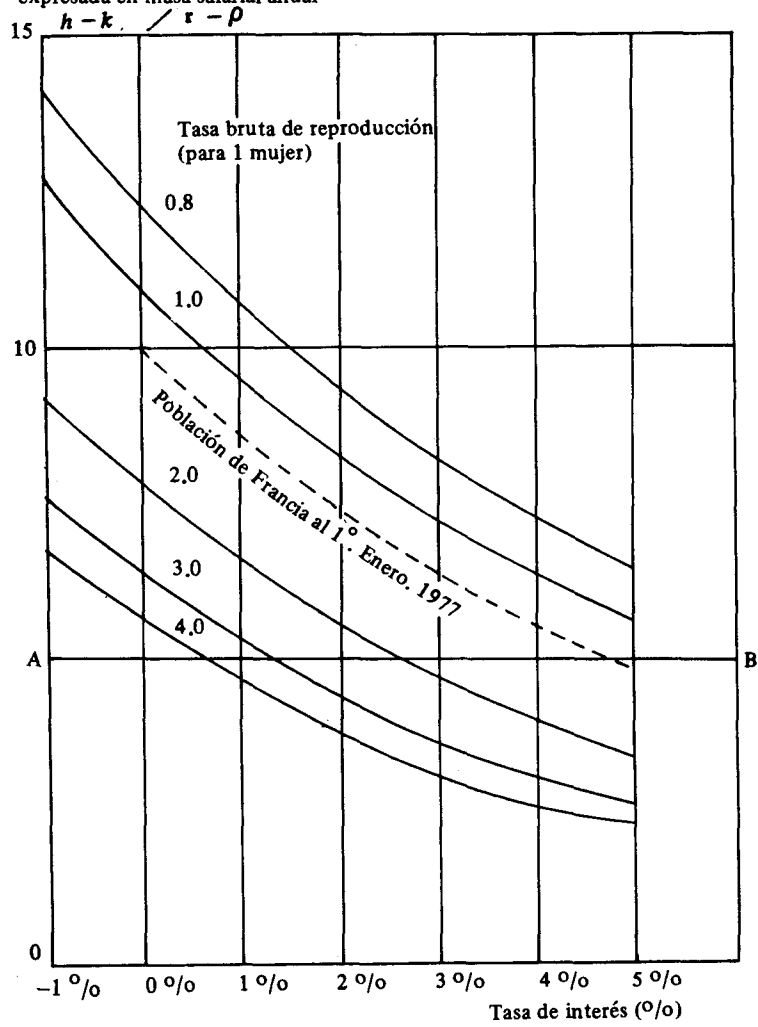
Coale y Demeny (a) pág. 120; (b) pág. 72; (c) pág. 98 y 50.

Gráfico 2

SUMA EN PODER DE LA CAJA DE JUBILACIONES EN UN SISTEMA POR CAPITALIZACION A SUMA NULA PARA SIETE TASAS DE INTERES EN LA SERIE OESTE DE POBLACIONES ESTABLES FEMENINAS DE COALE DEMENY.

(Esperanza de vida al nacer = 77,5 años)

Suma en poder de la Caja,
expresada en masa salarial anual



rollo económico implica un crecimiento de ese salario. Pero vamos a ver que es fácil modificar ligeramente nuestras fórmulas para tener en cuenta una progresión tal.

Para una generación dada, es decir el conjunto de las personas nacidas en un mismo año, todo pasa como si el desarrollo económico llevase un incremento del salario con la edad a una cierta tasa λ . Pasa a ser una función de la edad tal que

$$\sigma(x) = \sigma(\alpha) e^{\lambda(x-\alpha)}$$

La ecuación diferencial (I) se escribirá entonces:

$$s'(x) - rs(x) = k \sigma(\alpha) e^{\lambda(x-\alpha)} p(x)$$

Se resuelve poniendo

$$y = e^{-rx} s(x) \text{ para que}$$

$$\frac{dy}{dx} = -re^{-rx} s(x) + e^{rx} s'(x) = e^{-rx} [s'(x) - rs(x)] =$$

$$= e^{-rx} k \sigma(\alpha) e^{\lambda(x-\alpha)} p(x)$$

$$\frac{dy}{dx} = k \sigma(\alpha) e^{-\alpha\lambda} e^{(\lambda-r)x} p(x) \text{ de donde}$$

$$y = k \sigma(\alpha) e^{-\alpha\lambda} \int_{\alpha}^x e^{(\lambda-r)u} p(u) du + C$$

y se ve fácilmente que la constante C es nula. Se tiene entonces,

$$s(x) = k \sigma(\alpha) e^{-\lambda\alpha} e^{rx} \int_{\alpha}^x e^{(\lambda-r)u} p(u) du$$

De igual manera, de β a w , se tiene,

$$s(x) = \sigma(\alpha) e^{-\lambda\alpha} e^{rx} \int_x^w e^{(\lambda-r)x} p(x) dx$$

El aporte k será igual a

$$k = \frac{\int_{\beta}^w e^{-(r-\lambda)x} p(x) dx}{\int_{\alpha}^{\beta} e^{-(r-\lambda)x} p(x) dx}$$

Todo transcurre como si la tasa de interés no fuera más r sino $r-\lambda$. Si hay una progresión del salario del 3 por ciento por año y una tasa de interés del 5 por ciento, todo transcurre como si la tasa de interés fuera $5-3 = 2$ por ciento. El aporte directo es aumentado por efectos de la progresión de los salarios.

En el cálculo por generación, como el que hicimos para calcular k , se puede considerar a $\sigma(\alpha)$ como una constante, pero esto no es más que el caso de cuando se quiere calcular el capital total poseído por la caja. Se efectúa entonces la suma de los capitales inscritos en la cuenta de las diversas generaciones y el salario que ellas han recibido a la edad α dependiendo de la época en que ellas alcanzaron esa edad. Si se designa por $\sigma(t)$ el salario en el instante t donde se efectúa el cálculo, se tendrá para las personas de edad x

$$\sigma(\alpha) = e^{-(x-\alpha)\lambda} \sigma(t)$$

y cada persona de edad x a $x+dx$ poseerá en promedio

$$\begin{aligned} k \sigma(t) \frac{e^{\alpha\lambda} e^{-\alpha\lambda}}{p(x)} e^{(r-\lambda)x} \int_{\alpha}^x e^{-(r-\lambda)u} p(u) du = \\ = k \sigma(t) \frac{e^{(r-\lambda)x}}{p(x)} \int_{\alpha}^x e^{(r-\lambda)u} p(u) du \end{aligned}$$

Es la expresión (VII) en la que r es reemplazado por $(r-\lambda)$. Los resultados precedentes concernientes al capital total en poder de la caja permanecen válidos, con la condición de restar de la tasa de interés, la tasa de crecimiento de la economía. Estando todo lo demás constante, ello aumenta el capital y en consecuencia, la probabilidad de que nos encontremos por sobre la recta AB del gráfico 2 donde el sistema no puede funcionar.

Se ha supuesto también que no hay inflación. Si la caja invirtiese juiciosamente las sumas que recauda, el capital se revaloriza y la inflación se encuentra automáticamente anulada. Pero la revalorización jamás es completa y demanda siempre una demora. Es más, la ley frecuentemente prevé que una parte del capital poseído por la caja deba ser invertido en valores de renta fija que no se revalorizan.

La inflación produce entonces, en realidad, un interés negativo, inferior por cierto a su tasa, pero que disminuye todavía la tasa de interés a intervenir en los cálculos. Esto nos lleva a efectuar los cálculos con tasas de interés muy bajas, del orden del uno y dos por ciento. El gráfico 2 muestra que se reencuentra así, en todos los casos, la imposibilidad de encontrar suficiente capital para que el sistema funcione.

El hecho de que el monto de la jubilación no sea calculado sobre el salario medio, pero sí sobre el salario de los mejores años, aporta una dificultad suplementaria. Es cierto que es raro que la jubilación sea igual al salario, lo que puede compensar lo anterior.

El aporte indirecto

Los cálculos precedentes han sido conducidos con el objeto de calcular el aporte indirecto recaudado por la caja a través de la remuneración del capital. Se lo obtiene inmediatamente multiplicando por r la cantidad $(\Delta + B)/\Sigma$. Se obtiene así, este aporte indirecto:

$$C_i = r \frac{h - k}{r - \rho} \quad (X)$$

Recordemos que k es el aporte directo y h el aporte en un sistema de reparto.

La fórmula (X) es válida en las condiciones simplificadas donde estamos ubicados, si hay un desarrollo económico caracterizado por una tasa de crecimiento λ . Se ha visto que haría falta reemplazar r por $r-\lambda$ para el cálculo del capital poseído por la caja, pero siempre hace falta multiplicar a ese capital por la tasa r para tener la cotización indirecta.

Se tiene entonces,

$$C_i^i = r \frac{h - k'}{r - \lambda - \rho} \quad (XI)$$

k' es el aporte directo, calculado con una tasa de interés $r-\lambda$. El aporte en el sistema de reparto permanece igual a h .

Tomemos una tasa de interés del cinco por ciento y una tasa de crecimiento de la economía del tres por ciento. La fórmula (XI) da los resultados indicados en el cuadro 4 para el sistema de poblaciones estables femeninas de Coale y Demeny (serie oeste). El gráfico 3 ilustra este cuadro. En la situación demográfica actual de los países desarrollados (tasa bruta de reproducción cercana a la unidad y mortalidad femenina cercana a los 77,5 años) se encuentra un aporte del 41,3 por

Cuadro 4

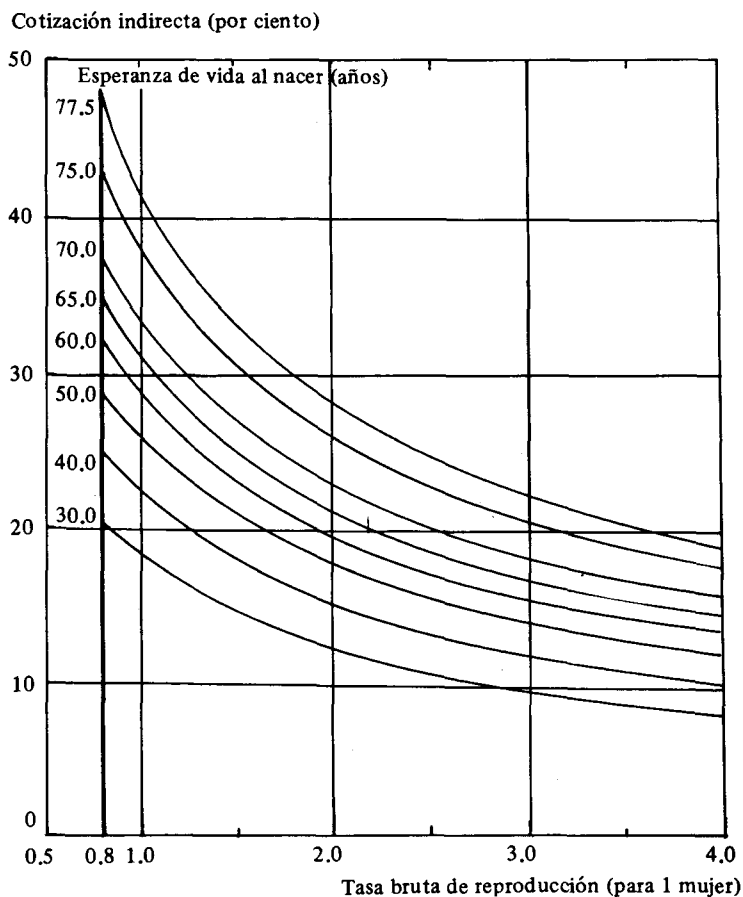
COTIZACION INDIRECTA EXPRESADA EN PORCENTAJE DEL SALARIO
EN UN SISTEMA DE JUBILACION POR CAPITALIZACION
A SUMA NULA EN LA SERIE OESTE DE POBLACIONES ESTABLES
FEMENINAS DE COALE Y DEMENY. TASA DE INTERES: 5 POR CIENTO;
TASA DE CRECIMIENTO DE LA ECONOMIA 3 POR CIENTO.
LA JUBILACION ES IGUAL AL SALARIO

Esperanza de vida al nacer (años)	Tasa bruta de reproducción para 100 mujeres				
	80	100	200	300	400
77,5	46,9	41,3	28,3	22,1	18,9
75,0	43,2	38,2	25,5	20,4	17,5
72,5	40,4	35,6	24,0	19,2	16,4
70,0	38,0	33,5	22,2	18,2	15,7
67,5	36,6	32,3	21,7	17,4	14,9
65,0	35,2	31,2	20,8	16,9	14,5
60,0	32,9	29,1	19,8	15,6	13,4
50,0	29,3	26,0	17,8	14,0	11,9
40,0	25,1	22,2	15,1	12,0	9,9
30,0	20,7	18,3	12,4	9,7	7,8

Gráfico 3

COTIZACION INDIRECTA, EXPRESADA EN PORCENTAJE DEL SALARIO, EN UN SISTEMA DE JUBILACION POR CAPITALIZACION A SUMA NULA EN LA SERIE OESTE DE POBLACIONES ESTABLES FEMENINAS DE COALE Y DEMENY.

(Tasa de interés: 5 por ciento. Tasa de crecimiento de la economía: 3 por ciento)



ciento. Esto vuelve a decir que, en las condiciones consideradas, hace falta distribuir, por el mecanismo de la remuneración del capital, una suma que represente el 41,3 por ciento del conjunto de los salarios.

Este es un porcentaje muy elevado y lo que hemos dicho de la relación que liga la masa de los salarios al patrimonio de la nación hace pensar que un porcentaje como ese no podría ser alcanzado y que, en consecuencia, el sistema no puede funcionar.

Sin embargo, sólo un examen de las cuentas nacionales puede permitir responder a la cuestión planteada. Esto es lo que nos proponemos hacer en un artículo próximo. Allí se verá que las sumas distribuidas por el mecanismo de la remuneración del capital son del orden del 20 por ciento de la masa de los salarios. El gráfico 3 indica entonces que muy pocos países están en las condiciones demográficas en que el sistema puede funcionar, aun suponiendo que todo el patrimonio sea poseído por la caja. Si la caja no posee más que la mitad del patrimonio, no puede recibir más que el 10 por ciento de la masa de los salarios y entonces se puede decir que no existe ninguna situación demográfica que permita al régimen funcionar.

ESTIMACION DE LAS COVARIABLES DE LA
MORTALIDAD EN LA NIÑEZ A PARTIR DE
DECLARACIONES RETROSPECTIVAS DE
LAS MADRES(*)

James Trussell
Oficina de Investigaciones de Población
Universidad de Princeton

Samuel Preston
Centro de Estudios de Población
Universidad de Pennsylvania

RESUMEN

En este artículo(**) se comparan diversos modelos de estimación de las covariables de la mortalidad en la niñez. Específicamente, se examina la precisión que se pierde cuando se descartan algunos datos, como las fechas de nacimiento y muerte de cada niño. La conclusión es que los datos incompletos sobre la mortalidad del tipo recogido en encuestas o censos pueden proporcionar estimaciones muy cercanas a las que se obtienen a partir de datos mucho más ricos provenientes de historias de maternidad. Dos conclusiones importantes son que en los dos países estudiados, Sri Lanka y Corea, la educación del padre tiene un efecto marcado y significativo sobre la mortalidad en la niñez, aun cuando se controla la educación materna y que, una vez que se controlan las otras covariables, no hay diferencias en la mortalidad de los niños de las zonas rural y urbana.

< MORTALIDAD INFANTIL > < MEDICION DE
LA MORTALIDAD > < NIVEL DE EDUCACION >
< FUENTE DE INFORMACION >

* Documento presentado a la reunión de la "Population Association of America" de marzo de 1981.

** Los autores desean dejar constancia de su reconocimiento a Ozer Babakol y David Bloom por su ayuda en la programación de los numerosos cálculos que contiene el presente trabajo. Este se financió con arreglo a la donación NIH HD11720 y a la donación NSF SOC-78-13777.

ESTIMATING THE COVARIATES OF
CHILDHOOD MORTALITY FROM
RETROSPECTIVE REPORTS OF MOTHERS

SUMMARY

In this paper we compare various models for estimating the covariates of childhood mortality. Specifically, we examine how much precision is lost as various pieces of information, such as dates of birth and death for each child, are discarded. The conclusion which we reach is that even incomplete mortality data of the type collected in household surveys or censuses can yield estimates which are very close to those based on the much richer wealth of data collected in detailed maternity histories. Two substantive conclusions of interest are that in the two countries (Sri Lanka and Korea) we examined, education of father has a significant and pronounced effect on childhood mortality even when mother's education is controlled, and once other covariates are controlled, there is no difference between urban and rural childhood mortality.

< *INFANT MORTALITY* > < *MORTALITY MEASUREMENT* > < *EDUCATIONAL LEVEL* > < *INFORMATION SOURCE* >

En los últimos quince años, los métodos para estimar los niveles de la mortalidad en la niñez en los países en desarrollo han variado fundamentalmente como consecuencia de la amplia aceptación de procedimientos como los utilizados por Brass. Estos se basan en las declaraciones retrospectivas hechas por las mujeres en una encuesta o censo sobre el número de sus hijos nacidos vivos y de sus hijos sobrevivientes o fallecidos (Brass y otros, 1968; Sullivan, 1972; Trussell, 1975). Debido al éxito y a la popularización de estos procedimientos, en casi todas las encuestas demográficas que se realizan en los países en desarrollo, incluida la Encuesta Mundial de Fecundidad, se formulan preguntas análogas a las del método de Brass. Las encuestas contienen a menudo información adicional (la fecha de nacimiento o la edad de los hijos sobrevivientes), que puede utilizarse para complementar el procedimiento de Brass, fijando con mayor precisión la duración del período en que el hijo está expuesto a la mortalidad (Preston y Palloni, 1978).

La información del tipo Brass también ha prestado gran utilidad para definir los factores socioeconómicos asociados a la mortalidad. Así, fue la base de una amplia tabulación multinacional de la mortalidad en la niñez en América Latina (Behm y colaboradores, 1976-1979). Caldwell (1979) empleó esta clase de información en una demostración multivariante de la importancia del grado de instrucción de la madre en la mortalidad en la niñez en Ibadan. Otros ejemplos de la aplicación de esta clase de información son los estudios de Avery y Haines (1980), Schultz (1979), y Carvahal y Burgess (1978).

Hasta ahora se ha prestado escasa atención a los procedimientos estadísticos multivariantes para estimar la relación entre la mortalidad en la niñez, medida a partir de preguntas como las utilizadas por Brass, y diversas características de la familia, del hogar y de la comunidad en que nacieron los hijos. En su mayor parte, los procedimientos han sido informales y de tipo *ad-hoc*. El objetivo del presente trabajo es precisar procedimientos estadísticamente adecuados para estimar las covariables de la mortalidad en la niñez y demostrar la manera en que se comportan cuando se aplican a dos conjuntos de datos: la Encuesta Mundial de Fecundidad de Corea del Sur y la de Sri Lanka.

I. *Modelos subyacentes*

El elemento que distingue el problema aquí examinado de la mayoría de los demás problemas estadísticos que se plantean en las ciencias sociales es la duración de la exposición. La probabilidad de que

fallezca un hijo es función, entre otros elementos, del tiempo que éste haya estado expuesto al riesgo de morir. Sin embargo, no resulta muy atractivo, por ejemplo, introducir simplemente en un análisis de regresión un término de duración aditivo, porque ello entraña que los efectos de la duración actúan independientemente de los efectos de las covariables en las probabilidades acumuladas de fallecer. En cambio, es más razonable partir de la base de que los efectos de un medio desfavorable tienden a acumularse mientras más prolongado sea el tiempo que el hijo esté expuesto a dicho medio; esto es, habría interacciones entre la duración de la exposición y las demás covariables. El análisis de un conjunto de tablas de vida tomadas de muchos países y períodos ofrece apoyo empírico a este supuesto. Las tasas de mortalidad en determinados pares de edades están muy correlacionadas; un medio en el que la mortalidad es baja tiende a producir baja mortalidad en todas las edades (Coale y Demeny, 1966). Así, es razonable suponer que lo mismo sucede dentro de los subgrupos de una misma población.

Sin embargo ¿exactamente de qué manera habrá que incorporar al análisis estas interrelaciones entre las tasas de mortalidad? Las tablas modelo de vida contienen las indicaciones más confiables de la forma en que varían los patrones de edad de la mortalidad a medida que cambia el nivel de ésta. En el presente trabajo se han utilizado tres supuestos que reciben distintos grados de apoyo empírico de las tablas modelo de vida para mostrar las variaciones que experimenta la mortalidad en la niñez cuando varían los niveles de mortalidad. Dichos supuestos son:

1. Las funciones de la probabilidad acumulada de morir a partir del nacimiento que dependen de la edad son proporcionales a un modelo estándar (impuesto por el investigador) y, por lo tanto, entre sí.
2. Las funciones de la razón entre la probabilidad acumulada de morir y la probabilidad acumulada de sobrevivir según la edad son proporcionales a un modelo estándar y, por lo tanto, entre sí.
3. Las funciones de la fuerza de la mortalidad que dependen de la edad son proporcionales entre sí, pero no a un estándar impuesto por el investigador.

Estos tres supuestos ya han sido utilizados para ilustrar las variaciones de la mortalidad. Brass (1968), Sullivan (1972), y Trussell (1975) utilizaron el primero a fin de obtener los multiplicadores necesa-

rios para aplicar el conocido método de Brass de estimar los niveles de la mortalidad en la niñez. Brass utilizó el segundo como base para elaborar los sistemas de tablas de vida modelo de un parámetro del “estándar general” y del “estándar africano” (véase Carrier y Hobcraft, 1971). Por último, los bioestadísticos han recurrido ampliamente al tercer supuesto —a menudo llamado de los “riesgos proporcionales”— para estudiar los efectos de las covariables en la mortalidad (por ejemplo, Kalbfleisch y Prentice, 1980).

Desde el punto de vista formal, cada supuesto no es coherente con los otros dos. Sin embargo, para la mortalidad en la niñez de las poblaciones de mortalidad moderada a baja, los efectos empíricos de la incoherencia carecen de importancia¹. El gráfico 1 demuestra empíricamente la validez de los supuestos dentro del campo de variación de la mortalidad que ordinariamente se encuentra hoy en los países en desarrollo. Cuando las funciones se trazan en papel logarítmico los diversos supuestos deberían traducirse en líneas paralelas.

¹ Las razones de su solidez pueden comprobarse matemáticamente. Si se designa $u(t)$ la función de la fuerza de la mortalidad en la edad t , la razón entre la probabilidad acumulada de fallecer antes de la edad x , $q(x)$ y la probabilidad de sobrevivir hasta esa edad, $p(x)$ es

$$\frac{q(x)}{p(x)} = \frac{1 - e^{-\int_0^x u(t) dt}}{e^{-\int_0^x u(t) dt}} = e^{\int_0^x u(t) dt} - 1$$

$$= \int_0^x u(t) dt + \frac{\left[\int_0^x u(t) dt \right]^2}{2} + \frac{\left[\int_0^x u(t) dt \right]^3}{6} + \dots$$

Si más allá del primero se pasan por alto los términos de este desarrollo que en las primeras edades serán muy pequeños, una variación equiproporcional de $u(t)$ induciría un cambio equiproporcional idéntico en $q(x)/p(x)$. En general, las variaciones de la última función serán proporcionalmente algo superiores a aquéllas de la primera.

Además, para las primeras edades de las poblaciones de mortalidad moderada a baja, $p(x)$ se encuentra dentro de 0,1 ó 0,2 de la unidad, de manera que los resultados efectivos para $q(x)/p(x)$ también lo son en cierta medida para $q(x)$ por sí solos.

(continúa)

El paralelismo de las curvas $q(x)$ de las tablas de vida "oeste" de las mujeres entre las esperanzas de vida al nacer de 45, 55 y 65 años es bastante notable. La diferencia entre los logaritmos naturales de $q(x)$ de las poblaciones de mortalidad más alta y más baja sólo aumenta de 1,07 a la edad 1 a 1,20 a la edad 15. En el caso de la función $q(x)/p(x)$ el incremento es ligeramente superior (de 1,18 a 1,42) pero el paralelismo sigue siendo una representación aceptable, en especial en las edades jóvenes en que se concentra la mayor parte de la experiencia. Sin embargo, en el caso de la función de la fuerza de la mortalidad, las diferencias proporcionales de valor son indudablemente menores en la edad 0 a 1 que en las edades posteriores². Este aumento con la edad puede reflejar que la mortalidad infantil contiene factores "endógenos" que, proporcionalmente, responden menos a la modificación de las condiciones ambientales. En el tramo de edades superiores a 2 el paralelismo es un supuesto aceptable.

Supóngase que la hipótesis de proporcionalidad no sea estrictamente aplicable, pero que se introduce para fines de estimación. ¿Cuál es la interpretación del factor de "proporcionalidad" estimado?. Algebraicamente, estos factores serán alguna forma de promedio ponderado de las razones reales que predominaron, edad por edad. La manera más sencilla de ver este resultado es en el supuesto de la proporcionali-

¹ (continuación)

Expresado de manera más general,

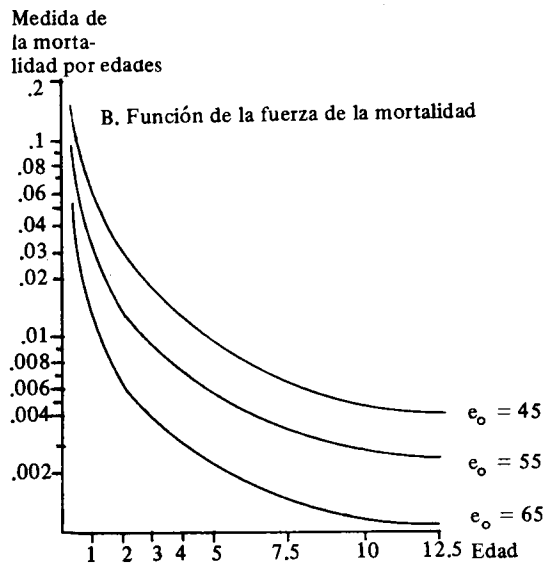
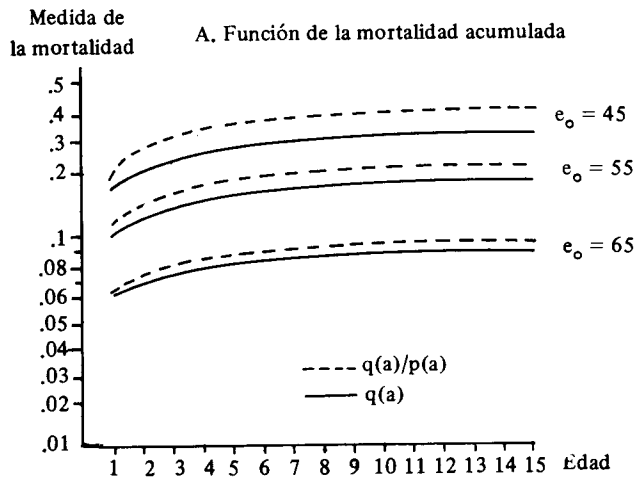
$$q(x) = \frac{\int_0^x u(t) dt + \left[\frac{\int_0^x u(t) dt}{2} \right]^2 + \dots}{1 + \int_0^x u(t) dt + \left[\frac{\int_0^x u(t) dt}{2} \right]^2 + \dots}$$

Cuando los valores de $\int_0^x u(t) dt$ son bajos, un cambio equiproporcional en $u(t)$ originará aproximadamente la misma variación en $q(x)$. La correspondencia es menos estrecha que en los casos anteriores y las modificaciones $q(x)$ siempre serán algo menos que proporcionales a las variaciones de la función $u(t)$.

² La función trazada en el gráfico 1 es el valor medio de la función de la fuerza de la mortalidad entre las edades exactas x y $x + n$, trazadas a la edad $x + n/2$, y estimadas por $(-ln p_x)/n$, en que p_x es la probabilidad de sobrevivir entre las edades x y $x + n$.

Gráfico 1

COMPARACION DE LAS TRES FUNCIONES DE MORTALIDAD POR EDADES EN TRES NIVELES DE MORTALIDAD. TABLAS DE VIDA MODELO DE COALE-DEMENY PARA MUJERES "OESTE"



dad de $q(x)$. Si comparamos dos grupos, numerados 1 y 2, y designamos $b_i(x)$ como la proporción de nacimientos en el grupo i que ocurrió x años antes, la proporción de hijos fallecidos nacidos en los grupos 1 y 2, PD_1 y PD_2 será:

$$PD_1 = \int_0^{\infty} b_1(x) q_1(x) dx \quad (1)$$

$$PD_2 = \int_0^{\infty} b_2(x) q_2(x) dx$$

Si se parte de la base de que $q_2(x) = K q_1(x)$, entonces

$$PD_2 = \int_0^{\infty} b_2(x) K q_1(x) dx, \text{ ó}$$

$$K = \frac{PD_2}{\int_0^{\infty} b_2(x) q_1(x) dx} = \frac{\int_0^{\infty} b_2(x) q_2(x) dx}{\int_0^{\infty} b_2(x) q_1(x) dx} \quad (2)$$

$$= \frac{\int_0^{\infty} b_2(x) q_1(x) \frac{q_2(x)}{q_1(x)} dx}{\int_0^{\infty} b_2(x) q_1(x) dx} = \int_0^{\infty} f(x) \frac{q_2(x)}{q_1(x)} dx \quad (3)$$

Resolviendo algebraicamente en función de K , el valor resultante es un promedio ponderado de la función de razón, $q_2(x)/q_1(x)$, en que las ponderaciones combinan la historia de nacimientos del grupo 2 y la función estándar de mortalidad, $q_1(x)$, con que se compara su propia función de mortalidad. Naturalmente, la comparación de las mortalidades relativas se facilita eligiendo un estándar con el cual comparar

todos los grupos. Sin embargo, también es evidente que, a menos que las funciones sean de hecho estrictamente proporcionales, el valor del factor de proporcionalidad definido por comparación con dicho estándar puede depender de la historia de nacimientos de las mujeres de un grupo determinado. Esta dependencia debe tenerse presente, particularmente en las comparaciones que abarcan más de dos grupos.

El supuesto más conveniente de los tres dependerá de la información de que disponga el analista. Se distinguirán seis situaciones de disponibilidad de información en encuestas retrospectivas de una sola visita y se examinarán en detalle cuatro de ellas:

FECHAS DE FALLECIMIENTO DISPONIBLES

FECHAS DE NACIMIENTO DISPONIBLES	NO	SI
	Ninguna	I. $q(a)$ proporcional
Hijos sobrevivientes únicamente	II. $q(a)/p(a)$ proporcional	-
Todos los nacimientos	IIIa, b. $q(a)$ proporcional IIIc. $q(a)/p(a)$ proporcional o función lineal $\ln [q(a)/p(a)]$	IV. Fuerza de la mortalidad proporcional

Según se cree, el número de encuestas que caen en los dos casilleros vacíos es muy reducido, ya que es poco probable que una encuesta tenga información sobre la fecha del fallecimiento y no sobre la de nacimiento. Las clasificaciones I – IV van desde la situación de menos información a la de más información. Los supuestos introducidos para facilitar la estimación en las distintas situaciones se indican dentro de los casilleros. En los casos I – III, se introduce una función de mortalidad “estándar” sea $q(a)$ o $q(a)/p(a)$ y se parte de la base de que cada categoría de una variable tiene un efecto proporcional determinado en dicha función de mortalidad. El problema estadístico consiste, pues, en definir el conjunto de factores de proporcionalidad para cada categoría de cada variable. En el caso IV la información disponible permite al analista no imponer una función “estándar” y, de hecho, resolver di-

rectamente en función del estándar. En la práctica, tanto la encuesta de Corea como la de Sri Lanka contienen esta información "completa", de tal modo que se pueden comparar los resultados de otros métodos con los de este "caso mejor". Sin embargo, parte de las ventajas teóricas del caso IV desaparece ante la posibilidad de que el supuesto de proporcionalidad allí utilizado sea menos válido que los supuestos utilizados en los casos I-III.

II. *Descripción de los métodos de estimación*

Con estos antecedentes generales procedemos a describir, de manera más exacta, los métodos, procedimientos de estimación y resultados de los distintos métodos.

METODO I

A. *Información*

Número de hijos nacidos y de hijos sobrevivientes de las mujeres clasificadas en las categorías estándar, y tiempo transcurrido desde el primer matrimonio (o edad). Se deben hacer tabulaciones cruzadas de esta información por categorías de covariables.

B. *Modelo*

Existe un modelo estándar de mortalidad adecuado $q^s(a)$, en que $q^s(a)$ es la probabilidad de morir a la edad exacta a . Se parte de la base de que el modelo de mortalidad de cada casillero de una matriz de covarianza es proporcional al modelo estándar.

C. *Procedimiento*

Estimar el factor de proporcionalidad de cada celda como el número de muertes observado dividido por el número esperado de muertes, partiendo de la base de que dentro de ese subgrupo predominó el modelo estándar de mortalidad. Se calcula que el número esperado de muertes es

$$E_i = \sum_d B_i(d) \cdot PD^s(d) \quad (4)$$

en que $B_i(d)$ es el número de hijos nacidos de las mujeres del casillero i en la duración del matrimonio d (de 0 a 4 años a través de un límite especificado) y $PD^S(d)$ es la proporción estándar esperada de hijos fallecidos de las mujeres del grupo de duración d . Como el número de fallecidos observados es $\beta_i E_i$, bajo el supuesto de proporcionalidad de que $q_i(a) = \beta_i q^S(a)$, la razón entre el número de fallecidos observado y el esperado es simplemente β_i , que es el factor de proporcionalidad.

Para estimar la proporción esperada de hijos fallecidos de las mujeres de una determinada categoría de duración del matrimonio, simplemente se invierte al proceso tradicional en virtud del cual la proporción de hijos fallecidos por duración del matrimonio se convierte en estimaciones de la mortalidad en la niñez. Este procedimiento utiliza la siguiente fórmula (Trussell, 1975):

$$q^S(a) = PD^S(d) K_d^S \quad (5)$$

en que $PD^S(d)$ es la proporción de fallecidos entre las mujeres del grupo de duración d expuestas al modelo estándar de mortalidad y K_d^S un factor multiplicador que depende de las parideces medias de mujeres casadas por 0 a 4, 5 a 9 y 10 a 14 años. Invirtiendo esta fórmula se obtiene:

$$PD^S(d) = q^S(a) / K_d^S \quad (6)$$

El cuadro 1 muestra los valores $q^S(a)$ para estándares seleccionados tomados de las tablas de vida modelo de Coale-Demeny (1966). Los valores K_d^S se estiman a partir de una regresión que entraña parideces medias P_i en los grupos de duración 0-4 ($j = 1$), 5 a 9 ($j = 2$) y 10 a 14 ($j = 3$); los coeficientes de regresión se tomaron del manual de la National Academy of Sciences que aparecerá próximamente (Hill, Zlotnik y Trussell, 1981) y se reproducen en el cuadro 2. Si la información se tabulara por grupos de edades estándar de las mujeres utilizando los coeficientes de regresión correspondientes que aparecen en el cuadro A del anexo, indudablemente podría utilizarse el mismo procedimiento. En esta oportunidad sólo se analiza en detalle la fórmula de la duración, ya que, por lo general, los patrones de fecundidad marital por duración del matrimonio varían mucho menos que los patrones de fecundidad por edades.

Para estimar la proporción esperada de hijos fallecidos de las mujeres de la categoría i hay dos procedimientos. Uno de ellos utiliza los valores del promedio de hijos registrados para las mujeres de la ca-

Cuadro 1

VALORES ESTANDAR DE q^s PARA LAS CUATRO FAMILIAS DE LAS
TABLAS DE VIDA MODELO DE ACUERDO CON EL SISTEMA
COALE-DEMENY, NIVEL 19 ($e_0 = 65$)

Grupo de duración	Grupos de edades	Edad*	q(edad)			
			Norte	Sur	Este	Oeste
--	15-19	1	0,0533	0,0818	0,0718	0,0566
0- 4	20-24	2	0,0632	0,0967	0,0804	0,0655
5- 9	25-29	3	0,0701	0,1038	0,0843	0,0699
10-14	30-34	5	0,0801	0,1101	0,0889	0,0755
15-19	35-39	10	0,0921	0,1158	0,0949	0,0824
20-24	40-44	15	0,0994	0,1198	0,0992	0,0877
25-29	45-49	20	0,1095	0,1256	0,1063	0,0960
30-39	--	25	0,1234	0,1338	0,1163	0,1076

* Edad: la proporción de fallecidos del grupo de duración o de edades corresponde aproximadamente a la edad q . Para calcular la proporción esperada de fallecidos, hay que dividir la edad q por el factor multiplicador que se obtiene del cuadro 2 ó del cuadro A del anexo.

tegoría i , que explicarían claramente las historias de fecundidad de las mujeres de esa categoría; el otro utiliza los valores del promedio de hijos que abarcan toda la población. El primero tiene una ventaja y dos inconvenientes. La ventaja consiste simplemente en que las historias de los nacimientos deducidas a través de comparaciones de las parideces acumuladas de hijos del grupo i , de hecho pertenecen a dicho grupo. Sin embargo, a menos que el grupo esté cerrado a la movilidad geográfica o social, los resultados de la comparación de las parideces acumuladas de hijos a través de las cohortes para deducir la historia de nacimientos de una cohorte real, podría inducir a error (Preston y Palloni, 1978). Un inconveniente más importante es que a menudo se encuentran casilleros con pocos casos, ya que se necesitan subdivisiones por categorías no sólo de las covariables sino también de la duración del matrimonio. Esto puede llevar a que los valores P_i resulten muy irregulares. Por lo tanto, vale la pena investigar hasta qué punto se pierde (o gana) exactitud si los valores por casillero se sustituyen por valores P_i de la población en su conjunto. Se ha designado como METODO Ia, aquél basado en promedios específicos de hijos para cada categoría i y como METODO Ib el que se basa en un promedio fijo de hijos para toda la población. Cabe señalar que no siempre se pueden calcular las razones del promedio de hijos por casilleros porque P_2 ó P_3 podrían tener valor cero. Otros valores también pueden considerarse poco probables. Al aplicar el METODO Ia, se sustituyó el coeficiente de población cuando

Cuadro 2

COEFICIENTES DE REGRESION QUE SE UTILIZARAN PARA ESTIMAR
LOS FACTORES DE AJUSTE $k(i)$ CUANDO LA INFORMACION SE
CLASIFICA SEGUN LA DURACION DEL MATRIMONIO

Ecuación de regresión: $k(i) = a(i) + b(i) (P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3))$

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Modelo	Grupo de duración	i	$q(x)/D(i)$	$a(i)$	$b(i)$	$c(i)$
Norte	0- 4	1	$q(2)/D(1)$	1,2615	-0,5340	0,1252
	5- 9	2	$q(3)/D(2)$	1,1957	-0,4103	-0,0930
	10-14	3	$q(5)/D(3)$	1,3067	-0,0103	-0,4618
	15-19	4	$q(10)/D(4)$	1,4701	0,1763	-0,7268
	20-24	5	$q(15)/D(5)$	1,5039	0,0039	-0,7071
	25-29	6	$q(20)/D(6)$	1,4798	-0,2487	-0,5582
	30-34	7	$q(25)/D(7)$	1,4373	-0,2317	-0,5047
Sur	0- 4	1	$q(2)/D(1)$	1,3103	-0,5856	0,1367
	5- 9	2	$q(3)/D(2)$	1,2309	-0,3463	-0,1073
	10-14	3	$q(5)/D(3)$	1,2774	0,0336	-0,3987
	15-19	4	$q(10)/D(4)$	1,3493	0,1366	-0,5403
	20-24	5	$q(15)/D(5)$	1,3592	-0,0315	-0,4944
	25-29	6	$q(20)/D(6)$	1,3532	-0,1978	-0,4099
	30-34	7	$q(25)/D(7)$	1,3498	-0,1663	-0,4131
Este	0- 4	1	$q(2)/D(1)$	1,2299	-0,3998	0,0910
	5- 9	2	$q(3)/D(2)$	1,1611	-0,2451	-0,0797
	10-14	3	$q(5)/D(3)$	1,2036	0,0171	-0,2992
	15-19	4	$q(10)/D(4)$	1,2773	0,1015	-0,4276
	20-24	5	$q(15)/D(5)$	1,3014	-0,0219	-0,4195
	25-29	6	$q(20)/D(6)$	1,3160	-0,1630	-0,3751
	30-34	7	$q(25)/D(7)$	1,3287	-0,1523	-0,3925
Oeste	0- 4	1	$q(2)/D(1)$	1,2584	-0,4683	0,1080
	5- 9	2	$q(3)/D(2)$	1,1841	-0,3006	-0,0892
	10-14	3	$q(5)/D(3)$	1,2446	0,0131	-0,3555
	15-19	4	$q(10)/D(4)$	1,3353	0,1157	-0,5245
	20-24	5	$q(15)/D(5)$	1,3875	-0,0193	-0,5472
	25-29	6	$q(20)/D(6)$	1,4227	-0,1954	-0,5127
	30-34	7	$q(25)/D(7)$	1,4432	-0,1977	-0,5339

P_1/P_2 o P_1/P_3 eran iguales a cero o superiores o iguales a 1,0; en realidad este rango (de 0 a 1) es mayor al jamás observado en una población tal; podría haberse afinado el recorrido de cada coeficiente remitiéndose a los modelos de fecundidad, pero se estimó que ello sería innecesario.

Existe otra variante, mucho más sencilla, que no entraña agrupar inicialmente a las mujeres en categorías. Se puede calcular la razón entre los fallecimientos observados y los esperados para cada mujer que haya tenido un hijo; para obtener la proporción esperada de fallecidos en la duración del matrimonio, se utilizan las razones de paridez para toda la población. En este caso, la variable dependiente es la razón entre lo observado y lo esperado, en que cada mujer es la unidad de observación; cada observación se pondera por el número de hijos que ha tenido la mujer. Este método, designado como METODO Ic, tiene la ventaja adicional de no exigir covariables por categorías y puede adaptarse a variables continuas.

METODO II

A. Información

Número de hijos sobrevivientes por edad y número de hijos fallecidos, en tabulaciones cruzadas por categorías de covariables.

B. Modelo

Existe un modelo estándar de mortalidad adecuado y se parte de la base de que los modelos correspondientes a cada casillero i se relacionan por un sistema lineal logístico de un parámetro:

$$\text{logito } Q_f(a) = \ln \frac{Q_f(a)}{L_f(a)} = \alpha_i + \text{logito } Q^S(a) \quad (7)$$

en que $L(a)$ corresponde a los años-personas vividos desde la edad a hasta la edad $a + 1$ para una raíz igual a la unidad y $Q(a) = 1 - L(a)$. El cuadro 3 muestra los valores $Q^S(a)$ tomados de las tablas de vida modelo de Coale-Demeny. Obsérvese que $\text{logito } L(a) = -\text{logito } Q(a)$.³

³ La relación entre los parámetros de la transformación logística y los utilizados en el sistema logito tradicional de Brass es directa. De acuerdo con este último

$$\frac{1}{2} \ln \frac{q_x}{l_x} = a + c - \frac{1}{2} \ln \frac{q_x^s}{l_x^s} \quad (\text{continúa})$$

C. *Procedimiento*

Estimar $e^{\alpha i}$, como la razón de las muertes observadas y esperadas en el casillero i . El número observado de hijos fallecidos en el i -ésimo casillero debe ser igual a:

$$O_i = \sum_a S_i(a) \frac{Q_i(a)}{L_i(a)} = \sum_a S_i(a) \frac{Q^s(a)}{L^s(a)} e^{\alpha i} \quad (8)$$

en que $S_i(a)$ es el número de hijos sobrevivientes del casillero i que tenían a años (completos) al realizarse la encuesta. $S_i(a)/L_i(a)$ es el número esperado de hijos nacidos a años antes de la encuesta y $Q_i(a)$ la proporción esperada que ha fallecido a la edad a , y por hipótesis,

$$Q_i(a)/L_i(a) = e^{\alpha i} Q^s(a)/L^s(a)$$

Por lo tanto, la razón de las muertes observadas y las esperadas es simplemente $e^{\alpha i}$, porque

$$\sum_a S_i(a) \cdot \frac{Q_i(a)}{L_i(a)}$$

es el número esperado de hijos fallecidos, partiendo de la base de que estuvieron expuestos al modelo estándar de mortalidad.

Para aplicar este procedimiento hay que agrupar los datos por categorías de mujeres; no se ha ideado una variante por clases simples.

³ (continuación)

Si se multiplican ambos términos por 2, se obtiene

$$\ln \frac{q_x}{\ell_x} = 2a + c \quad \ln \frac{q_x^s}{\ell_x^s} = \alpha + \gamma \ln \frac{q_x^s}{\ell_x^s}$$

De esta manera, los parámetros del sistema aquí utilizado (α y γ) guardan la siguiente relación con los de Brass:

$$\begin{aligned} \alpha &= 2a \\ \gamma &= c \end{aligned}$$

Aquí, de acuerdo con el Método II, $\gamma = 1,0$. Este supuesto se modera en el METODO IIIc. Nótese que el sistema también puede expresarse en función de L_x y Q_x , en vez de ℓ_x y q_x .

Cuadro 3

VALORES ESTANDAR DE $Q(a) = 1 - \int_0^a L_x$ PARA LAS CUATRO
 FAMILIAS DE LOS CUADROS DE VIDA MODELO DEL SISTEMA
 COALE-DEMENY, NIVEL 19 ($e_0 = 65$)

	Norte	Sur	Este	Oeste
0	0,04248	0,05837	0,05614	0,04451
1	0,05824	0,08922	0,07608	0,06102
2	0,06666	0,10024	0,08234	0,06768
3	0,07292	0,10579	0,08560	0,07144
4	0,07790	0,10894	0,08790	0,07422
5	0,08132	0,11067	0,08948	0,07614
6	0,08371	0,11181	0,09068	0,07753
7	0,08610	0,11294	0,09188	0,07891
8	0,08849	0,11407	0,09308	0,08029
9	0,09088	0,11521	0,09427	0,08167
10	0,09281	0,11618	0,09530	0,08289
11	0,09427	0,11698	0,09616	0,08395
12	0,09573	0,11778	0,09702	0,08501
13	0,09719	0,11858	0,09788	0,08607
14	0,09865	0,11938	0,09873	0,08712
15	0,10040	0,12036	0,09988	0,08849
16	0,10243	0,12152	0,10131	0,09017
17	0,10446	0,12268	0,10274	0,09185
18	0,10649	0,12385	0,10417	0,09353
19	0,10852	0,12501	0,10560	0,09520
20	0,11092	0,12641	0,10732	0,09720
21	0,11368	0,12804	0,10933	0,09950
22	0,11644	0,12967	0,11133	0,10180
23	0,11921	0,13131	0,11333	0,10411
24	0,12197	0,13294	0,11534	0,10641
25	0,12482	0,13464	0,11740	0,10882
26	0,12776	0,13642	0,11953	0,11132
27	0,13071	0,13820	0,12165	0,11383
28	0,13365	0,13998	0,12378	0,11634
29	0,13659	0,14176	0,12590	0,11885
30	0,13965	0,14370	0,12815	0,12153
31	0,14283	0,14580	0,13053	0,12437
32	0,14600	0,14790	0,13291	0,12721
33	0,14918	0,15001	0,13528	0,13005
34	0,15235	0,15211	0,13766	0,13289
35	0,15571	0,15438	0,14030	0,13601
36	0,15926	0,15682	0,14319	0,13942
37	0,16280	0,15926	0,14609	0,14283
38	0,16634	0,16171	0,14899	0,14624
39	0,16989	0,16415	0,15188	0,14965

METODO III

A. Información

Número de hijos nacidos cada año antes de la encuesta y número de hijos fallecidos en tabulaciones cruzadas, por categorías de covariables.

B. Modelo

Existe un modelo estándar de mortalidad $Q^S(a)$, y se parte de la base de que los modelos correspondientes a cada casillero son proporcionales a este estándar y, por lo tanto, entre sí. El cuadro 3 muestra los valores de $Q^S(a)$ tomados de las tablas de vida modelo de Coale-Demeny.

C. Procedimiento

Estimar el factor de proporcionalidad del casillero i como la razón del número de hijos fallecidos observado (O_i) y esperado (E_i). Como $Q_i^f(a) = \beta_i Q^S(a)$, entonces

$$O_i = \sum_a B_i^f(a) \cdot Q_i^f(a) = \beta_i \sum_a B_i^f(a) Q^S(a) = \beta_i E_i \quad (9)$$

en que $B_i^f(a)$ es el número de hijos del casillero i nacidos a años antes de la encuesta y $E_i = \sum_a B_i^f(a) Q^S(a)$.

Si se calculan los valores β correspondientes a las categorías de covariables, el método se designa como METODO IIIa. Obviamente, si los datos no están agrupados, se puede aplicar el mismo procedimiento a cada mujer. En este caso, no es necesario que las covariables se den en categorías, aunque en este caso sólo nos ocupamos de información por categorías. El método basado en las observaciones para cada mujer se designa como METODO IIIb.

Si se sabe qué hijos determinados fallecieron y cuáles sobrevivieron, según la fecha del nacimiento, puede utilizarse otra técnica mejorada que desarrollaron Boulier y Paqueo (1980). Las observaciones se basan en cada hijo; la variable dependiente es 0 ó 1, según si el hijo sobrevivió o falleció. Las variables independientes correspondientes a un hijo i nacido hace a años son el vector de sus covariables X_i y X_i logito $Q^S(a)$, el producto del vector de sus covariables y el logito de la probabilidad estándar de fallecer a la edad a . Por lo tanto, se comprueba

que la ecuación por estimar concuerda con los supuestos de un modelo logito en que la “dosis” es

$$\alpha_0 + \alpha'X_i + \gamma_0 \ln \frac{Q^S(a)}{L^S(a)} + \gamma'X_i \ln \frac{Q^S(a)}{L^S(a)} = A_i + C_i \text{ logito } Q^S(a) \quad (10)$$

en que los valores α y γ son parámetros y la “respuesta” es 1 si el hijo falleció y de lo contrario 0. Este modelo utiliza una transformación logística de dos parámetros en que el parámetro del nivel es $A_i = \alpha_0 + \alpha'X_i$ y el parámetro de la forma es $C_i = \gamma_0 + \gamma'X_i$. Naturalmente, se puede limitar el modelo partiendo de la base de que las covariables no influyen en el parámetro de la forma. Por lo tanto la “dosis” se convierte en

$$\alpha_0 + \alpha'X_i + \gamma_0 \ln \frac{Q^S(a)}{L^S(a)} \quad (11)$$

Aún es posible limitar γ_0 , y hacer que sea 1, con lo que se vuelve a una transformación logito de un parámetro. Este método, con sus versiones de transformación logito de un parámetro y de dos parámetros, se conocerá como METODO IIIc.

METODO IV – Riesgos proporcionales

A. Información

Las fechas de nacimiento de cada hijo, y la fecha (o edad) de fallecimiento de cada hijo fallecido, en tabulaciones cruzadas, por categoría de covariables.

B. Modelo

Se supone que la función de riesgo (fuerza de la mortalidad) $\mu(a)$ consiste en una función $e^{\alpha(a)}$, que depende sólo de la edad, multiplicada por un factor de proporcionalidad $e^{\beta'Z_i}$ que depende sólo de los valores de la covariable para el individuo i . Se supone que $\alpha(a)$ es constante e igual a α_k en los intervalos de edad k a $k + 1$. La descripción completa del modelo rebasa el alcance del presente trabajo, pero

Menken y otros (1981) han realizado una exposición muy clara. Obsérvese que en este modelo no se impone una función estándar de mortalidad. Por el contrario, la información se utiliza para estimar la función de edad $e^{\alpha(a)}$.

C. Procedimiento

Estimación de la máxima verosimilitud de los valores α_k ($k = 1, 2, \dots$, número de intervalos de edad) y β_i .⁴

III. Estimación estadística

Las observaciones a partir de las cuales se realizarán las estimaciones son idénticas para los METODOS I, II y IIIa y b. La variable dependiente es el factor de proporcionalidad correspondiente a un casillero o a una mujer.

Uno de los métodos ensayados fue la regresión simple (mínimos cuadrados ordinarios) de la variable dependiente respecto de las variables independientes. Sin embargo, la variable dependiente está limitada por cero a la izquierda. Por lo tanto, es posible que la regresión Tobit* (Tobin, 1958; Goldberger, 1964) sea un procedimiento de estimación más adecuado. En vista de ello, también se hicieron corridas de regresiones Tobit.⁵

⁴ El grado de exposición atribuido a cada hijo cuya observación se registró al realizarse la entrevista fue equivalente a la mitad de la duración del intervalo. Del mismo modo, la exposición asignada a un hijo fallecido correspondió a la mitad de la duración del intervalo en los casos en que ésta fue de un año o menos. Si la duración fue superior a un año (Sri Lanka) se asignó la mitad del intervalo si, de no haber fallecido, el hijo *podía* haber estado expuesto durante todo el intervalo; si hubiese sido registrado de no haber fallecido, la exposición asignada fue igual a la mitad del intervalo *posible*. La excepción se dio en el primer intervalo; allí se atribuyó a cada fallecimiento una exposición igual a la cuarta parte del intervalo.

* La regresión Tobit fue desarrollada por Tobin y denominada así por Goldberger en una obvia síntesis de "Tobin" y "probit". En los libros citados en el texto dice Tobin, en la página 25: "A hybrid of probit analysis and multiple regression. . ." y Goldberger en la página 253: "An alternative one-step procedure is the extension of probit analysis developed by Tobin (1958) that we designate the "Tobit model". N. del T.

⁵ El sistema utilizado fue desarrollado por T. Paul Schultz, de la Universidad de Yale.

La técnica de estimación adecuada para el método IIIc es la regresión logística; para esta clase de análisis hay paquetes estándar⁶. Por último, los parámetros de un modelo de riesgos proporcionales pueden estimarse utilizando cualquiera de los paquetes de análisis de tablas de contingencia (Laird y Oliver, 1980; Menken y otros, 1981)⁷. Además, Kalbfleisch y Prentice (1980) han desarrollado programas especiales que pueden obtenerse a solicitud de los interesados.

En todas las regresiones, las observaciones se ponderaron por el número (muestra ponderada) de hijos nacidos en la categoría. Por lo tanto, si la unidad de observación es el hijo (IIIc; IV) la ponderación es uno (o la ponderación muestral); si es la mujer (Ic; IIb) la ponderación es el número (ponderado por muestra) de hijos que haya tenido la mujer; y si fuera un casillero agrupado, el total (ponderado por la muestra) de hijos nacidos de las mujeres de dichos casilleros (Ia, Ib; IIIa) o el total (ponderado por la muestra) de hijos sobrevivientes (II). A continuación se normalizaron todas las ponderaciones de la regresión para sumarlas al número de casilleros, mujeres o hijos según si el nivel de observación fuese, respectivamente, el casillero, las mujeres o el hijo individualmente considerado.

Hay varias observaciones aplicables a todos los métodos. La muestra correspondiente a Sri Lanka no era autoponderada. Por este motivo, en todos los cálculos se utilizaron ponderaciones muestrales (cuyo promedio es 1,0). Hay mucha controversia sobre la forma en que deberían emplearse dichas ponderaciones en un procedimiento de estimación, y el problema aún no se resuelve. Como lo que más interesa no es formular planteamientos de fondo definitivos sobre la mortalidad, sino más bien comparar métodos, importa más la coherencia que la elección.

Todos los procedimientos de estimación se basaron en el principio de máxima verosimilitud. Maximizando la función logarítmica de verosimilitud adecuada respecto de los parámetros del modelo, se obtienen estimaciones que asintóticamente tienen una distribución multinormal con medias iguales a los parámetros reales y matriz varianza-covarianza igual a la inversa de la matriz de información. Como es usual, la realización de la inversa (o inversa aproximada) de la matriz

⁶ Se utilizó un programa elaborado por los autores del artículo.

⁷ Se usó una versión elaborada por Ozer Babakol en la Oficina de Investigaciones de Población de la Universidad de Princeton.

de información dio los errores asintóticos estándar estimados (muestra amplia). La prueba de significación se basó en la distribución normal estándar. En cambio, cuando los procedimientos de estimación correspondieron a la regresión por mínimos cuadrados las pruebas estadísticas se basaron como siempre en la distribución t .

Para poder comparar los resultados se utilizaron, a lo largo de todo el cálculo, covariables por categoría elegidas entre aquellas proporcionadas por la Encuesta Mundial de Fecundidad en Corea y Sri Lanka. No se pretende que dichas covariables sean una enumeración exhaustiva de los factores que podrían influir en la mortalidad, pero muestran categorías de algunas variables consideradas importantes. En ambos países el grado de instrucción de la madre y el grado de instrucción del padre (actual) se clasificaron como un conjunto de variables artificiales y en ambos países las mujeres se clasificaron entre las que viven actualmente en ciudades o en una zona rural. Además, en Corea se dispuso de tres variables artificiales relacionadas con la ocupación del marido (granjero y labores agrícolas, empleado, y otras). El cuadro 4 ofrece definiciones exactas de cada una de las variables por categoría. Cabe señalar que la Encuesta Mundial de Fecundidad sólo recogió información sobre el marido actual o último, de tal modo que es posible que el grado de instrucción o la ocupación no se refiera al padre biológico del niño.

Para poder comparar los resultados de los METODOS I, II, III y IV basamos los cálculos en un conjunto de datos comunes que incluyó todos los hijos nacidos de las mujeres de los grupos de duración del matrimonio (desde el primero) hasta 30-34 años. En Sri Lanka, no se dispuso de la fecha de fallecimiento y la edad al fallecer se codificó en categorías de longitud muy desigual; como la última categoría era 10+, de extremo abierto, no quedó más remedio que cortar el análisis del METODO IV de manera que sólo incluyese la mortalidad a una edad inferior a 10 años. En Sri Lanka, esta opción hace que los resultados del sistema de los riesgos proporcionales no sean estrictamente comparables con los de otros métodos.

Cabe observar que a menudo el investigador no estará interesado en la mortalidad de una época muy lejana. Por lo tanto, tal vez se quiera limitar el análisis a los hijos nacidos en los últimos 15 años o, por ejemplo, a los hijos nacidos de las mujeres de los grupos de duración del matrimonio hasta 10-14. La lógica de los procedimientos no varía en absoluto.

Cuadro 4

DEFINICIONES DE LAS VARIABLES O CASILLEROS

Variable	Descripción	
<i>Sri Lanka</i>		
PO*	Lugar de residencia de la madre	= urbano
P1	Lugar de residencia de la madre	= rural y finca
EMO*	Grado de instrucción de la madre	= ninguno
EM1	Grado de instrucción de la madre	= 1 a 5 años de escolaridad
EM2	Grado de instrucción de la madre	= 6 a 9 años de escolaridad
EM3	Grado de instrucción de la madre	= 10 ó más años de escolaridad
EFO*	Grado de instrucción del padre	= ninguno
EF1	Grado de instrucción del padre	= 1 a 5 años de escolaridad
EF2	Grado de instrucción del padre	= 6 a 9 años de escolaridad
EF3	Grado de instrucción del padre	= 10 o más años de escolaridad
<i>Corea</i>		
PO*	Lugar de residencia de la madre	= pueblo o aldea
P1	Lugar de residencia de la madre	= ciudad
EMO*	Grado de instrucción de la madre	= ninguno y algunos años de básica
EM1	Grado de instrucción de la madre	= básica completa
EM2	Grado de instrucción de la madre	= más que la básica
EFO*	Grado de instrucción del padre	= ninguno y algunos años de básica
EF1	Grado de instrucción del padre	= básica completa
EF2	Grado de instrucción del padre	= alguna enseñanza media
EF3	Grado de instrucción del padre	= enseñanza media completa o más
OCO*	Ocupación del padre	= granjero o agricultor
OC1	Ocupación del padre	= empleado
OC2	Ocupación del padre	= otras

* Variable omitida en el análisis estadístico.

El cuadro 5 ofrece una apretada síntesis de cada uno de los métodos. Dicho cuadro constituye una guía de consulta fácil para el análisis que sigue.

IV. Resultados

Las estimaciones relacionadas con los METODOS Ia, Ib, Ic, IIIa y IIIb pueden compararse en forma directa siempre que se utilicen procedimientos comunes de estimación, tales como los mínimos cuadrados ordinarios o Tobit. Asimismo, se pueden comparar los METODOS II y la versión más restrictiva del METODO IIIc, puesto que la hipótesis implícita en cada uno de ellos es que

Cuadro 5

SINTESIS DE LOS METODOS

Método	Información	Grado de agregación	Supuesto de mortalidad	Metodología
Ia	Número de HN, Número de HS por duración desde el primer matrimonio	Casillero	Q(a) proporcional	$\beta_i = O_i/E_i$ $E_i = B_i PD^s(P_1/P_2, P_3, P_4)$ $P_i/P_j =$ por casillero
Ib	Número de HN, Número de HS por duración desde el primer matrimonio	Casillero	Q(a) proporcional	Igual a Ia $P_i/P_j =$ medias de población
Ic	Número de HN, Número de HS	Mujer	Q(a) proporcional	Igual a Ib
II	Número de HS por edades, Número de HN	Casillero	Un parámetro logístico	$e^{\alpha_i} = O_i/E_i$ logito $Q_i(a) = \alpha_i + \text{logito } Q^s(a)$
IIIa	Número de HN en cada año antes de la encuesta, Número de HS	Casillero	Q(a) proporcional	$\beta_i = O_i/E_i$ $E_i = \sum B_i(a) Q^s(a)$
IIIb	Número de HN en cada año antes de la encuesta, Número de HS	Mujer	Q(a) proporcional	Igual a IIIa
IIIc	Fecha de nacimiento; si falleció el hijo	Individual	Logística de uno o dos parámetros	$Y = 1$ si falleció y 0 si vive $E(Y_1) = A_i + C_i \text{logito } (Q^s(a))$
IV	Fechas de nacimiento y de defunción, en caso que hubiere fallecido	Individual	Riesgos proporcionales	Tabla de vida con covariables

Notas: HN = hijos nacidos
 HS = hijos sobrevivientes
 O_i = número de fallecidos observado en el casillero i
 E_i = número de fallecidos esperado en el casillero i
 $\text{Logito}(x) = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{x}{1-x} \right)$
 $E(Y)$ = valor esperado de Y
 P_j = paridad media en la duración del matrimonio i
 PD^s = proporción de fallecidos si la mortalidad correspondiera al estándar
 $Q^s(a)$ = probabilidad de fallecer del hijo nacido a años antes de la encuesta de acuerdo con el modelo estándar de mortalidad
 $B(a)$ = número de nacidos a años antes de la encuesta.

$$\text{logito } Q_i(a) = A_i + \text{logito } Q^S(a) \quad (12)$$

La versión menos restrictiva del METODO IIIc usa una transformación logito de dos parámetros.

Existen pruebas de la razón estándar de verosimilitud para establecer si $\lambda_0 = 1$ en la ecuación (11) ó $\lambda_0 = 1$ y $\lambda_1 = 0$ ($i \neq 0$) en la ecuación (10) y, por lo tanto, si un sistema de un parámetro es lo suficientemente flexible. Sin embargo, aun cuando $\lambda_0 \neq 1$, es posible que el modelo (12) muestre con bastante exactitud la mortalidad de los sub-grupos. También hay que recordar que el METODO II exige menos datos que el METODO IIIc.

A. Sensibilidad a la elección del modelo estándar de mortalidad

Ante todo nos abocamos al problema de la sensibilidad de los métodos que imponen un modelo de mortalidad estándar a la particular elección del estándar. El cuadro 6 muestra los resultados respecto del METODO IIIb.

Se comprueba allí que la elección de cualquiera de los cuadros estándares de Coale-Demeny no influye en las magnitudes, signos y significación de las covariables aunque naturalmente el patrón estimado

Cuadro 6

SRI LANKA: COMPARACION DE LAS ESTIMACIONES DE LOS EFECTOS DE LAS COVARIABLES CUANDO SE PARTE DE DISTINTOS MODELOS DE MORTALIDAD IMPLICITOS. METODO IIIb, REGRESIONES ORDINARIAS

Variable*	Modelo de mortalidad			
	Norte	Sur	Este	Oeste
P1	-0,027**	-0,024**	-0,030**	-0,032**
EM1	-0,177	-0,167	-0,194	-0,208
EM2	-0,354	-0,325	-0,381	-0,413
EM3	-0,561	-0,503	-0,594	-0,650
EF1	-0,304	-0,255	-0,302	-0,340
EF2	-0,516	-0,429	-0,507	-0,574
EF3	-0,731	-0,596	-0,713	-0,810
C	1,709	1,415	1,688	1,906

* Para la definición de la variable, véase el cuadro 4.

** No significativo en el nivel de 0,05.

de mortalidad variará según el estándar elegido. Si lo que interesa es fundamentalmente la magnitud y dirección del efecto de una covariable, estos resultados son bastante alentadores. En adelante, todos los resultados ofrecidos se basan en el estándar “oeste”.

B. *Comparación de diversos métodos que suponen la proporcionalidad de $Q(a)$*

En segundo lugar, comparamos los resultados de las estimaciones por el sistema de mínimos cuadrados en el caso de los METODOS Ia, Ib, Ic, IIIa y IIIb, en todos los cuales la variable dependiente es el factor de proporcionalidad para los patrones $q(a)$ o $Q(a)$. Los resultados figuran en el cuadro 7. Dicho cuadro revela que los coeficientes estimados de una determinada variable son de igual signo y prácticamente de

Cuadro 7

SRI LANKA Y COREA: COMPARACION DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS CON LOS DISTINTOS METODOS, REGRESIONES ORDINARIAS

Coeficientes de la variable correspondiente al método					
Variable*	Ia	Ib	Ic	IIIa	IIIb
<i>Sri Lanka</i>					
P1	-0,044**	-0,043**	-0,036**	-0,032**	-0,029**
EM1	-0,224	-0,189	-0,213	-0,208	-0,219
EM2	-0,358	-0,378	-0,396	-0,413	-0,424
EM3	-0,623	-0,613	-0,634	-0,650	-0,638
EF1	-0,309	-0,318	-0,304	-0,340	-0,334
EF2	-0,628	-0,548	-0,535	-0,574	-0,564
EF3	-0,773	-0,776	-0,762	-0,650	-0,792
C	1,870	1,850	1,841	1,906	1,893
<i>Corea</i>					
P1	0,059**	0,077**	0,062**	0,073**	0,070**
EM1	-0,357	-0,313	-0,312	-0,369	-0,357
EM2	-0,519	-0,483	-0,468	-0,533	-0,472
EF1	-0,173**	-0,233	-0,241	-0,262	-0,244
EF2	-0,192	-0,250	-0,255	-0,295	-0,278
EF3	-0,598	-0,619	-0,594	-0,699	-0,640
OC1	0,127**	0,100**	0,095**	0,107**	0,084**
OC2	-0,038**	-0,056**	-0,057**	-0,086**	-0,103**
C	1,670	1,690	1,654	1,807	1,706

* Para la definición de la variable, véase el cuadro 4.

** No significativo en el nivel de 0,05. Las ponderaciones se normalizaron con la media 1,0.

la misma magnitud, sea cual fuere el procedimiento utilizado. Además, se estima que las mismas variables son estadísticamente significativas cualquiera que sea el método utilizado, salvo el METODO Ia en Corea. Si se parte de la base de que el mejor método es el basado en el máximo de información (METODO IIIb), se concluye que los resultados de los métodos basados en menos información son casi igualmente buenos. Por cierto, si hay información disponible sobre cada mujer, no es preciso que las covariables se den por categorías; esta ventaja significa que el investigador tiene mucha más flexibilidad para elegir las covariables cuando utiliza los METODOS Ic y IIIb. También es importante destacar la conclusión de que el METODO Ib, que utiliza razones del promedio de hijos idénticas para cada casillero, da muy buenos resultados. Por otra parte, el METODO Ia, que usa razones del promedio de hijos específicas para los casilleros de mujeres, produce coeficientes que tienden a alejarse más de los del METODO IIIb; además, dos coeficientes se definen erróneamente como no significativos. Es importante señalar que, comparativamente, los resultados del METODO Ia en Corea son peores que los obtenidos en Sri Lanka, ya que allí se utilizan más covariables, aparte de que en dicho país los problemas relacionados con el tamaño reducido de los casilleros que introducen el METODO Ia deberían ser mayores. Concluimos que hay que preferir Ib o Ic a Ia, en especial si se introducirán muchas covariables. Tenemos la fuerte impresión de que los buenos resultados del METODO Ib obedecen a la comprobación empírica de que los modelos de fecundidad del matrimonio no varían mucho de forma según la duración del matrimonio en las diversas categorías de estas poblaciones.

C. *Comparación de métodos basados en la edad de las mujeres en contraposición a métodos basados en la duración de matrimonio*

Como ya se observó, el METODO I podría aplicarse de otra manera utilizando la edad de la mujer como variable básica para indizar el grado de exposición de sus hijos al riesgo de morir. Teóricamente, la razón para preferir el uso de la duración del matrimonio es que se espera que la forma de los modelos de fecundidad según duración, a través de los subgrupos, sea más similar que la forma del modelo de fecundidad por edades. Este último combina cualesquiera diferencias de los modelos por duración del matrimonio con las diferencias de edad al contraer matrimonio que acusen los subgrupos. Característicamente, los grupos situados en un nivel más alto de la escala social se casan a una edad promedio mayor. En cualquiera edad determinada de las mujeres, los hijos pertenecientes a un grupo social más alto habrían estado menos tiempo expuestos a la mortalidad. Por lo tanto, las diferencias

Cuadro 8

COREA: COMPARACION DE LOS RESULTADOS CORRESPONDIENTES
A LOS METODOS Ia Y Ib CUANDO SE BASAN EN LA DURACION
DEL MATRIMONIO Y LA EDAD ACTUAL

Variable*	Coeficiente de la variable correspondiente al método			
	Ia		Ib	
	Duración	Edad	Duración	Edad
PI	0,059**	0,136**	0,077**	0,104**
EM1	-0,357	-0,429	-0,313	-0,434
EM2	-0,519	-0,655	-0,483	-0,660
EF1	-0,173**	-0,076**	-0,233	-0,340
EF2	-0,192	-0,251**	-0,150	-0,388
EF3	-0,598	-0,643	-0,619	-0,797
OC1	0,127**	0,106**	0,100**	0,110**
OC2	-0,038**	-0,113**	-0,056	-0,104**
C	1,670	1,859	1,690	2,039

* Para la definición de la variable, véase el cuadro 4.

** No significativo al nivel de 0,05.

de la mortalidad estimada basadas en la edad de las mujeres confundirían las diferencias reales de mortalidad con las diferencias de fecundidad, y se sobreestimarían los efectos de mortalidad derivada del hecho de pertenecer a las clases más altas.

El cuadro 8 revela que en Corea se produce precisamente esta sobreestimación cuando se sustituye la duración del matrimonio por la edad. En el caso de los METODOS Ia y Ib, el valor absoluto de los coeficientes de las variables estadísticamente significativas cuando se utiliza la edad tiende a ser superior que en el METODO IIIb (que sólo utiliza las fechas de nacimiento de los hijos) o que en los METODOS Ia y Ib, basados en la duración del matrimonio, que son más estrechamente equivalentes. La consecuencia de ello es que las diferencias de clase social en la mortalidad infantil son incluso superiores a lo estimado cuando se utiliza la duración del matrimonio. No obstante, es casi seguro que parte del efecto medido es falso, y obedece al matrimonio

tardío en las clases más altas. Lamentablemente, en todas las publicaciones que conocemos y que utilizan información del tipo de Brass para estimar las diferencias de mortalidad infantil, la variable básica de indización es la edad de las mujeres. Hay que ser bastante cautelosos para interpretar los coeficientes resultantes. Sin embargo, cuando la dispersión de las edades al contraer matrimonio es muy inferior a la de Corea, es posible que las variantes de edad del METODO I resulten satisfactorias.

D. *Comparación de los procedimientos de estimación*

A continuación se examina el problema de los procedimientos de estimación adecuados para estos métodos. Como la variable dependiente se corta a la izquierda en cero, es posible que los supuestos de la regresión por mínimos cuadrados ordinarios sean empíricamente inadecuados; como alternativa se desarrolló la regresión Tobit. Por desgracia, aunque hay paquetes Tobit disponibles, no todos los investigadores tienen acceso a ellos y el costo de estimación es aproximadamente el doble del que resulta cuando se utiliza la regresión ordinaria.

En vista de lo anterior, se ha procurado probar qué ventajas podrían obtenerse utilizando el sistema Tobit. Los resultados ilustrativos aparecen en el cuadro 9, que muestra los factores de proporcionalidad estimados del sistema de regresión por mínimos cuadrados y las diferencias entre las estimaciones de éste y las del sistema Tobit. Cabe señalar que los coeficientes estimados no pueden compararse directamente. En el sistema de regresión por mínimos cuadrados, el factor de proporcionalidad estimado (\hat{y}_i) es simplemente

$$\hat{y}_i + X_i' \hat{c} \quad (13)$$

en que \hat{c} es la estimación por el sistema de regresión por mínimos cuadrados del vector parámetro y X_i el vector de las covariables del casillero i . No obstante, en el caso del sistema Tobit, los valores esperados son

$$\hat{y}_i = X_i' \hat{c} \Phi(x_i \hat{c} / \hat{\sigma}) + \hat{\sigma} \varphi(X_i' \hat{c} / \hat{\sigma}) \quad (14)$$

en que Φ es la función de distribución y φ la función de densidad de la normal estándar y $\hat{\sigma}$ la estimación de la desviación estándar de los errores.

Sin embargo, los signos de todos los coeficientes son los mismos y se estima que los mismos coeficientes son no significativos, sea que se utilice el sistema de regresión por mínimos cuadrados o el Tobit.

Al examinar el cuadro 9 se aprecia que el patrón de las estimaciones es el mismo (lo que es seguro, puesto que las magnitudes relativas y

Cuadro 9

ESTIMACIONES DE LOS FACTORES DE PROPORCIONALIDAD DE
CADA CASILLERO* BASADAS EN REGRESIONES ORDINARIAS
Y TOBIT. METODO IIIb

(Continúa)

SRI LANKA								
Regresión ordinaria								
	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	1,89	1,67	1,47	1,26	1,86	1,65	1,44	1,23
EF1	1,56	1,34	1,13	0,92	1,53	1,31	1,11	0,89
EF2	1,33	1,11	0,90	0,69	1,30	1,08	0,88	0,66
EF3	1,10	0,88	0,68	0,46	1,07	0,85	0,65	0,43
Resultado según el sistema de regresión ordinaria menos resultado según la regresión Tobit								
	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	-0,04	0,08	0,21	0,43	-0,01	0,11	0,23	0,44
EF1	0,05	0,11	0,17	0,30	0,07	0,12	0,18	0,30
EF2	0,10	0,12	0,14	0,21	0,12	0,13	0,14	0,20
EF3	0,23	0,19	0,15	0,14	0,23	0,18	0,14	0,12
Número de HN (ponderado)								
	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	111	80	10	--	1470	896	97	6
EF1	388	684	293	37	4086	5381	1317	112
EF2	184	746	782	112	1448	3063	1934	554
EF3	29	124	475	443	87	361	618	827

* Para definición de los casilleros véase el cuadro 4.

Cuadro 9
ESTIMACIONES DE LOS FACTORES DE PROPORCIONALIDAD DE
CADA CASILLERO* BASADAS EN REGRESIONES ORDINARIAS
Y TOBIT. METODO IIIb (Conclusión)

COREA										
Regresión por mínimos cuadrados										
		EM0			EM1			EM2		
		OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2
PO	EF0	1,71	1,79	1,60	1,35	1,43	1,25	1,23	1,32	1,13
	EF1	1,46	1,55	1,36	1,11	1,19	1,00	0,99	1,07	0,89
	EF2	1,43	1,51	1,33	1,07	1,16	0,97	0,96	1,04	0,85
	EF3	1,07	1,15	0,96	0,71	0,79	0,61	0,59	0,68	0,49
P1	EF0	1,78	1,86	1,67	1,42	1,50	1,32	1,31	1,39	1,20
	EF1	1,53	1,62	1,43	1,18	1,26	1,07	1,06	1,15	0,96
	EF2	1,50	1,58	1,40	1,14	1,23	1,04	1,03	1,11	0,92
	EF3	1,14	1,22	1,03	0,78	0,86	0,68	0,66	0,75	0,56
Resultado según la regresión ordinaria menos resultado según la regresión Tobit										
		EM0			EM1			EM2		
		OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2
PO	EF0	0,02	-0,08	0,08	0,17	0,11	0,19	0,29	0,26	0,29
	EF1	0,10	0,02	0,13	0,16	0,13	0,16	0,25	0,23	0,23
	EF2	0,01	0,04	0,14	0,17	0,14	0,16	0,24	0,23	0,22
	EF3	0,24	0,21	0,22	0,16	0,16	0,12	0,17	0,19	0,11
P1	EF0	-0,06	-0,18	0,02	0,12	0,06	0,15	0,27	0,23	0,27
	EF1	0,04	-0,05	0,08	0,14	0,09	0,14	0,24	0,22	0,22
	EF2	0,06	-0,02	0,10	0,14	0,10	0,15	0,24	0,22	0,22
	EF3	0,22	0,19	0,21	0,16	0,16	0,13	0,19	0,20	0,14
Número de hijos nacidos										
		EM0			EM1			EM2		
		OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2
PO	EF0	2862	63	325	206	20	58	39	2	10
	EF1	1960	109	381	1187	104	321	70	10	9
	EF2	442	51	116	610	190	290	48	66	84
	EF3	89	40	29	245	282	86	113	261	89
P1	EF0	178	94	454	19	11	62	2	5	7
	EF1	119	140	518	99	291	727	13	25	41
	EF2	39	120	290	60	464	792	3	201	369
	EF3	54	69	68	48	498	384	54	1432	636

los signos de los coeficientes fueron los mismos) pero, en general, los estimados por mínimos cuadrados son mayores. Este resultado podría parecer sorprendente ya que cabría pensar que los niveles estimados deberían tener la misma media. En realidad, la media obtenida por regresión ordinaria debe ser la de la muestra en su conjunto, pero las regresiones Tobit no muestran esta característica. Por lo tanto, concluimos que el *nivel* global de mortalidad que entraña el sistema Tobit debe ser demasiado bajo. Sin embargo, si lo que interesa no son los valores esperados reales de cada casillero sino la determinación de la magnitud y dirección de las covariables relacionadas con la mortalidad, la regresión por el sistema Tobit debería proporcionar mejores estimaciones de los coeficientes. ¿En qué se distinguen? La respuesta no deja de ser vaga, pero se puede repetir una observación. Como ya se dijo, todos los coeficientes tienen el mismo signo y las mismas variables son consideradas no significativas sobre la base de pruebas estándar. Más allá de esto, es difícil generalizar, ya que en el modelo Tobit los efectos de las covariables en la variable dependiente no son aditivos. De ahí que se observe, por ejemplo, que dentro de EMO* el efecto de aumentar el grado de instrucción del padre es mayor en el sistema de regresión por mínimos cuadrados que en el Tobit, pero dentro de EM2* (o EM3*) resulta lo contrario. Así, pues, llegamos a la conclusión de que si se dispone oportunamente de un paquete Tobit, hay que usar este sistema conjuntamente con el de regresión por mínimos cuadrados, pero que si se utiliza exclusivamente el sistema de regresión por mínimos cuadrados hay pocas probabilidades de realizar deducciones erradas.

E. *Comparación de los METODOS II y IIIc*

A continuación comparamos los métodos que utilizan una transformación logito: los METODOS II y diversas versiones del METODO IIIc. Obsérvese que el METODO IIIc se basa en más información que el METODO II ya que se necesitan las fechas de nacimiento (aunque no las de defunción) de los hijos fallecidos. El cuadro 10 muestra los coeficientes estimados para el METODO II y el cuadro 11 aquellos correspondientes a diversas versiones del METODO IIIc. Cabe señalar que en casos como la ecuación (7) en que se da el modelo sin restricciones del valor λ_j , los valores α ya no pueden compararse directamente puesto que el efecto de encontrarse en el casillero i alterará *tanto* el valor A_i como el valor C_i de la ecuación (10). Además, hay que observar que tanto en Sri Lanka como en Corea las estimaciones del valor

* Las definiciones figuran en el cuadro 4.

Cuadro 10

COEFICIENTES ESTIMADOS PARA LOS METODOS II Y IV

Variable*	II	IV
<i>Sri Lanka</i>		
P1	-0,038**	-0,038**
EM1	-0,251	-0,132
EM2	-0,481	-0,344
EM3	-0,720	-0,728
EF1	-0,427	-0,252
EF2	-0,697	-0,453
EF3	-0,942	-0,801
C	2,088	--
<i>Corea</i>		
P1	0,087**	0,066**
EM1	-0,443	-0,292
EM2	-0,619	-0,469
EF1	-0,341	-0,182
EF2	-0,383	-0,209
EF3	-0,830	-0,639
OC1	0,126**	0,104**
OC2	-0,094**	-0,073**
C	1,986	--

* Para la definición de las variables, véase el cuadro 4.

** No significativo en el nivel de 0,05.

λ_j del modelo sin restricciones suelen ser negativas, pero el propio valor estimado de C_i nunca podría ser negativo porque los valores λ_j negativos son dominados por los valores λ_0 positivos. En los dos modelos restrictivos, las variables que se estiman significativas son las mismas de antes. Como los coeficientes estimados no pueden compararse fácilmente, el cuadro 12 muestra las estimaciones de q_5 de acuerdo con los diversos métodos. Debido a que los resultados de las dos versiones menos restrictivas del METODO IIc (parámetros λ_j distintos, y $\lambda_j = 0$ para todos los valores $j \neq 0$) son análogos, en esta oportunidad sólo se dan aquellas correspondientes a un valor único $\lambda = \lambda_0$ para la población.

En Sri Lanka, los dos modelos restrictivos dan estimaciones de los parámetros y valores pronosticados de q_5 bastante análogos; el incremento del grado de instrucción —sea del padre o de la madre— tiene un efecto monotónicamente negativo en la mortalidad. El valor estimado de γ_0 (1,38) es significativamente diferente de 1,0; por otra parte, no puede rechazarse la hipótesis de que todos los valores

Cuadro 11

COEFICIENTES ESTIMADOS PARA DIVERSAS VERSIONES DEL
METODO IIIc

Variable*				
<i>Sri Lanka</i>				
P1	α	-0,030**	-0,027**	-0,111**
	γ			-0,034**
EM1	α	-0,168	-0,153	0,412**
	γ			0,241**
EM2	α	-0,382	-0,352	-0,337**
	γ			0,009**
EM3	α	-0,780	-0,724	-3,390
	γ			-1,067**
EF1	α	-0,243	-0,239	-0,327**
	γ			0,037**
EF2	α	-0,459	-0,457	-0,669**
	γ			-0,090**
EF3	α	-0,789	-0,782	-0,574**
	γ			0,086**
C	α	0,759	1,632	1,646
	γ		1,378	1,381
<i>Corea</i>				
P1	α	0,069	-0,018	-0,235**
	γ			-0,091**
EM1	α	-0,309	-0,165	-0,416**
	γ			-0,116**
EM2	α	-0,510	-0,266	-6,272
	γ			-2,514
EF1	α	-0,191	-0,105	-0,666**
	γ			-0,244**
EF2	α	-0,218	-0,076	0,193**
	γ			0,104**
EF3	α	-0,659	-0,458	-1,036**
	γ			-0,239**
OC1	α	0,106	0,047	0,759**
	γ			0,306**
OC2	α	-0,083	-0,035	1,560**
	γ			0,687**
C	α	0,679	7,154	7,756
	γ		3,806	4,071

* Para la definición de las variables, véase el cuadro 4.

** No significativo en el nivel de 0,05.

$\gamma_i = 0$ ($j \neq 0$). En Corea, los resultados obtenidos son bastante diferentes. En el modelo más restrictivo ($\gamma_0 = 1, \gamma_j = 0, j \neq 0$), los resultados son cualitativamente idénticos a los antes obtenidos. Sin embargo, cuando se permite que γ_0 varíe a partir de 1,00, su estimación

Cuadro 12

ESTIMACIONES DEL q_x PARA CADA CASILLERO* OBTENIDAS A PARTIR
DEL METODO II Y DE DOS VERSIONES DEL METODO IIIc

(Continúa)

SRI LANKA								
METODO II								
	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	0,146	0,130	0,116	0,100	0,143	0,128	0,114	0,098
EF1	0,119	0,103	0,088	0,071	0,117	0,101	0,085	0,069
EF2	0,102	0,085	0,069	0,052	0,099	0,083	0,066	0,049
EF3	0,086	0,068	0,052	0,034	0,083	0,065	0,049	0,031

METODO IIIc - un parámetro $\gamma_0 = 1, \gamma_j = 0 (j \neq 0)$								
	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	0,149	0,128	0,106	0,074	0,145	0,125	0,104	0,072
EF1	0,120	0,104	0,085	0,059	0,117	0,101	0,083	0,057
EF2	0,099	0,085	0,070	0,048	0,097	0,083	0,068	0,047
EF3	0,073	0,063	0,051	0,035	0,071	0,061	0,050	0,034

METODO IIIc - dos parámetros, $\gamma_j = 0 (j \neq 0)$								
	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	0,140	0,122	0,102	0,073	0,136	0,119	0,100	0,071
EF1	0,113	0,099	0,082	0,058	0,111	0,096	0,080	0,057
EF2	0,093	0,081	0,067	0,047	0,091	0,079	0,066	0,046
EF3	0,069	0,060	0,050	0,035	0,067	0,058	0,048	0,034

* Para definición de los casilleros, véase el cuadro 4.

(3,81) no es demográficamente plausible; además, el grado de instrucción del padre ya no tiene un efecto monotónico en la mortalidad y el signo del coeficiente de la variable "lugar de residencia" cambia (aunque sigue siendo no significativo). En cualquier nivel razonable de significación la hipótesis de que $\gamma_j = 0 (j \neq 0)$ puede rechazarse aunque algunos valores estimados de C_j son muy poco plausibles (por ejemplo en Sri Lanka aproximadamente 0,3 cuando el grado de instrucción de la madre es elevado).

Cuadro 12
ESTIMACIONES DEL q_5 PARA CADA CASILLERO* OBTENIDAS A PARTIR
DEL METODO II Y DE DOS VERSIONES DEL METODO IIIc
(Conclusión)

COREA										
METODO II										
EM0			EM1			EM2				
	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	
P0	EF0	0,140	0,147	0,134	0,112	0,120	0,106	0,100	0,109	0,094
	EF1	0,118	0,126	0,112	0,089	0,098	0,083	0,077	0,086	0,071
	EF2	0,116	0,124	0,110	0,087	0,095	0,080	0,074	0,083	0,068
	EF3	0,086	0,095	0,080	0,055	0,064	0,048	0,042	0,051	0,035
P1	EF0	0,145	0,152	0,139	0,117	0,125	0,111	0,106	0,114	0,100
	EF1	0,124	0,132	0,118	0,095	0,104	0,089	0,083	0,092	0,077
	EF2	0,121	0,129	0,115	0,092	0,101	0,086	0,080	0,089	0,074
	EF3	0,092	0,101	0,086	0,061	0,070	0,055	0,048	0,058	0,041
METODO IIIc - un parámetro, $\gamma_0 = 1, \gamma_j = 0 (j \neq 0)$										
EM0			EM1			EM2				
	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	
P0	EF0	0,139	0,152	0,129	0,106	0,116	0,098	0,088	0,097	0,082
	EF1	0,117	0,129	0,109	0,089	0,098	0,082	0,074	0,081	0,068
	EF2	0,115	0,126	0,106	0,087	0,095	0,080	0,072	0,080	0,067
	EF3	0,077	0,085	0,071	0,058	0,064	0,053	0,048	0,053	0,044
P1	EF0	0,147	0,161	0,137	0,112	0,123	0,104	0,094	0,103	0,087
	EF1	0,125	0,137	0,116	0,095	0,104	0,088	0,079	0,087	0,073
	EF2	0,122	0,133	0,113	0,092	0,102	0,086	0,077	0,085	0,071
	EF3	0,082	0,090	0,076	0,061	0,068	0,057	0,051	0,056	0,047
METODO IIc - dos parámetros, $\gamma_j = 0 (j \neq 0)$										
EM0			EM1			EM2				
	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	
P0	EF0	0,085	0,088	0,082	0,073	0,076	0,070	0,066	0,069	0,064
	EF1	0,077	0,080	0,074	0,066	0,069	0,064	0,060	0,063	0,058
	EF2	0,079	0,082	0,076	0,068	0,071	0,066	0,062	0,064	0,060
	EF3	0,055	0,058	0,053	0,047	0,049	0,046	0,043	0,045	0,041
P1	EF0	0,083	0,087	0,081	0,071	0,075	0,069	0,065	0,068	0,063
	EF1	0,076	0,079	0,073	0,065	0,068	0,063	0,059	0,062	0,057
	EF2	0,078	0,081	0,075	0,067	0,070	0,064	0,061	0,063	0,059
	EF3	0,054	0,057	0,053	0,046	0,049	0,045	0,042	0,044	0,041

* Para definición de los casilleros, véase el cuadro 4.

El cuadro 12 muestra el contraste entre los resultados obtenidos en Corea y en Sri Lanka. Dicho cuadro revela que en Sri Lanka las estimaciones de q_5 son bastante similares según los tres métodos. Por otra parte, en Corea, las estimaciones correspondientes a la versión más restrictiva de los METODOS IIIc y II son prácticamente idénticas, mientras que las de la versión menos restrictiva del METODO IIIc son claramente muy inferiores. No obstante, cabe señalar que si hubiésemos optado por comparar los valores q_{20} ó q_{25} , se habría llegado a la conclusión contraria; la versión menos restrictiva del METODO IIIc habría proporcionado estimaciones más altas.

La explicación de esta singular conclusión es bastante reveladora. Si la mortalidad hubiese estado declinando se esperaría un valor γ_0 superior a uno, ya que al aumentar γ_0 bajan los valores q_x de la niñez en relación con los de la edad adulta. Como en estas poblaciones la mortalidad ha ido disminuyendo, los hijos mayores deben haber enfrentado condiciones de mayor mortalidad que los menores⁸. Por lo tanto, la transformación logito vincula los valores q_x de los hijos más pequeños con los valores q_x de los hijos mayores que en términos relativos son muy superiores. Como nuestro sencillo modelo no contiene una variable explícita para obtener una tendencia cronológica tanto en Sri Lanka como en Corea, la tendencia se refleja en un valor γ_0 superior a uno.

Este tema puede ser objeto de mayor análisis. Por ejemplo, para estimar un valor único de α_0 y un valor único de γ_0 para la población en su conjunto, eliminamos las covariables. Tanto en Sri Lanka como en Corea los valores de γ_0 fueron aún superiores (1,67 y 4,12 respectivamente) a los estimados incluyendo las covariables. Hay que considerar que los valores pronosticados de q_x que se obtienen corresponden a la cohorte nacida hace x años. Por lo tanto, las estimaciones manifiestamente singulares de q_5 que se obtienen en Corea cuando se permite que γ_0 varíe de 1,0 no son, después de todo, tan singulares ya que se refieren a la mortalidad de personas nacidas alrededor de cinco años antes de la encuesta, mientras que los valores pronosticados de q_5 de acuerdo con todos los demás métodos corresponden a una combinación de personas nacidas en cualquier momento en el pasado⁹.

⁸ Obsérvese que se utiliza la frase "hijos mayores" para hacer referencia a la experiencia de mortalidad que puede ampliarse hasta los primeros años de edad adulta.

⁹ Estas conclusiones se vieron reforzadas por las conclusiones de Boulier y Paqueo (1980). Utilizando únicamente información sobre las personas nacidas durante los quince años anteriores a la encuesta, ellos obtuvieron estimaciones más bajas de γ_0 . Cuando se incorporó además una tendencia cronológica, las estimaciones de γ_0 declinaron aun más.

¿Qué enseñanzas pueden sacarse de este análisis? Ante todo, el parámetro γ_0 es muy sensible a las variaciones de la mortalidad en el pasado. El descenso de la mortalidad se traduce en estimaciones más altas de γ_0 . Segundo, las estimaciones de los efectos de las covariables pueden verse muy afectadas. En Corea (pero no en Sri Lanka) cuando se permite que varíe γ_0 suelen cambiar el signo y la significación de los parámetros de las covariables.

No puede resolverse *a priori* cuáles resultados son correctos, pero la evidencia que se presentará a continuación confirma lo discutible de las estimaciones de la función logito de dos parámetros. Por lo tanto, recomendaríamos rechazar los resultados del logito de dos parámetros si γ_0 se sitúa muy por fuera del recorrido de plausibilidad (por ejemplo 0,7 a 1,3). Podría procurarse eliminar el problema del descenso de la mortalidad incluyendo una tendencia cronológica lineal. Lamentablemente, esta clase de variables es casi colineal con el término $\ln [Q^S(a)/(1-Q^S(a))]$. Otra posibilidad sería limitar la atención al pasado reciente incluyendo en el análisis sólo a los hijos nacidos, por ejemplo, en los últimos diez años; sin embargo, es probable que en este caso no convenga elegir la función logito de dos parámetros debido a que el papel fundamental de γ_0 es regir la relación entre la mortalidad de los hijos menores y la de los mayores (adultos); si falta la última experiencia, tal vez sea preferible limitar γ_0 a uno. Por último, otra posibilidad es adoptar un valor $Q^S(a)$ que ya contenga una tendencia cronológica. Al respecto, vale la pena reiterar que las pruebas con diferentes estándares, a que se alude en la sección A revelaron que los coeficientes eran relativamente estables; naturalmente, un “estándar” puede interpretarse como tendencia cronológica sobrepuesta a otro estándar.

F. *Comparación del modelo de los riesgos proporcionales con otros modelos*

Finalmente, se examina el modelo de los riesgos proporcionales (METODO IV). A nuestro juicio, es probable que las estimaciones basadas en el modelo de los riesgos proporcionales sean las mejores posibles, ya que se utiliza toda la información sobre la mortalidad (fechas de nacimiento y de defunción) y porque el modelo de mortalidad se estima a partir de la información en vez de ser impuesto por el investigador. Sin embargo, como ya se observó, en este caso es posible que el supuesto de proporcionalidad sea menos válido.

Si se establecen como norma de comparación las estimaciones

de los efectos de las covariables del METODO IV, los resultados de los demás métodos son todo un éxito. Las estimaciones de los parámetros, que figuran en el cuadro 10, son muy similares a las obtenidas antes; en otros términos, todos los signos de los coeficientes y todos los resultados de las pruebas de significación de la madre o del padre tiene un efecto monotónico y negativo en la mortalidad de la prole.

A continuación, se comparan las estimaciones de q_5 ; ellas aparecen en el cuadro 12. Al considerar primero los resultados correspondientes a Corea, se comprueba fácilmente que las estimaciones por regresión ordinaria del METODO IIIb son inferiores a las del modelo de los riesgos proporcionales. Sin embargo, este resultado se comprende fácilmente cuando se compara el patrón de q_x estimado de acuerdo con el modelo de los riesgos proporcionales con el de la tabla de vida modelo "oeste" utilizada en el METODO IIIb. Como puede verse en el gráfico 2 respecto del grupo de referencia (omitidas las categorías), la mortalidad aumenta de manera más marcada que en el "oeste". En consecuencia, si a manera de comparación se hubiesen elegido las estimaciones de q_1 en vez de q_5 , los resultados habrían sido precisamente opuestos, y el modelo de los riesgos proporcionales habría dado una mortalidad inferior. Ambos "estándares" se cruzan en algún punto entre las edades 1 y 5. En Sri Lanka se da un panorama similar. La mortalidad se eleva de manera más marcada con la edad que en el modelo "oeste", aunque la disparidad no es tan grande como en Corea. El resultado es que, en el cuadro 13, los METODOS IV y IIIb ofrecen estimaciones de $q(5)$ de nivel muy similar; el METODO IV da estimaciones más altas en veinte casos y más bajas en doce casos. De esta manera, en Sri Lanka los dos "estándares" se cruzan alrededor de los cinco años. Si se hubiese elegido para comparación la edad 1, las estimaciones del METODO IV serían inferiores en todos los casilleros¹⁰.

¹⁰ Si se parte de la base de que las mejores estimaciones son las del METODO IV, cabe observar que las estimaciones hechas por la regresión Tobit en el METODO IIIb que, según se señaló son muy inferiores a las obtenidas por el sistema de mínimos cuadrados ordinarios, subestimarían marcadamente el nivel global de la mortalidad. Esta conclusión fortalece nuestra deducción anterior de que las estimaciones por el método de mínimos cuadrados son preferibles a las del sistema TOBIT. Obsérvese que la conclusión de que se subestima la mortalidad en *todas* las edades se desprende del hecho de que el modelo estimado es un múltiplo constante del estándar. En el caso del modelo de función logito de dos parámetros, la pendiente de la curva de mortalidad se eleva con la edad al aumentar γ_0 ; como $\gamma_0 > 1$, en las edades inferiores el nivel global de mortalidad es más bajo mientras que en las edades mayores el nivel global de la mortalidad es más alto que cuando $\gamma_0 = 1$. Remitiéndose nuevamente al cuadro 12 se comprueba que las estimaciones del METODO II por regresión ordinaria se asemejan a las del METODO IIIb mientras que las estimaciones del METODO IV son similares a las del METODO IIIc ($\gamma_0 = 1$).

Cuadro 13

ESTIMACIONES DE LOS VALORES q_5 PARA CADA CASILLERO* A
PARTIR DE LOS MÉTODOS IV Y IIIb (Continúa)

SRI LANKA								
MÉTODO IV								
	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	0,154	0,136	0,112	0,077	0,148	0,131	0,108	0,075
EF1	0,122	0,107	0,088	0,061	0,117	0,104	0,085	0,058
EF2	0,101	0,089	0,072	0,050	0,097	0,086	0,070	0,048
EF3	0,072	0,064	0,052	0,036	0,070	0,061	0,050	0,034

MÉTODO IIIb, por regresión ordinaria								
	P0				P1			
	EM0	EM1	EM2	EM3	EM0	EM1	EM2	EM3
EF0	0,143	0,126	0,111	0,095	0,141	0,124	0,109	0,093
EF1	0,118	0,101	0,086	0,069	0,115	0,099	0,083	0,067
EF2	0,100	0,084	0,068	0,052	0,098	0,082	0,066	0,050
EF3	0,083	0,067	0,051	0,035	0,081	0,064	0,049	0,032

* Para la definición de los casilleros, véase el cuadro 4.

Es importante observar que los efectos del descenso (o aumento) de la mortalidad en las estimaciones correspondientes a los modelos de los riesgos proporcionales y de la función logito de los dos parámetros son muy diferentes. La mejor manera de ver las diferencias es eliminando las covariables. En este caso, el modelo de los riesgos proporcionales se convierte en una tabla de vida tradicional. En condiciones de descenso de la mortalidad, los valores M_x reflejan combinaciones de la experiencia de todas las personas que sobrevivieron la edad x o superior. Por lo tanto, a manera de aproximación general, las estimaciones de la mortalidad de los hijos pequeños refleja la mortalidad infantil media en el pasado, ya que la mayoría de las mujeres casadas en duraciones del matrimonio de 0 a 34 habrán tenido hijos expuestos a la mortalidad en la primera infancia. Sin embargo, las estimaciones de la mortalidad a edades superiores se basarán cada vez más en experiencias más recientes (y más favorables) ya que, por ejemplo, los hijos que

Cuadro 13

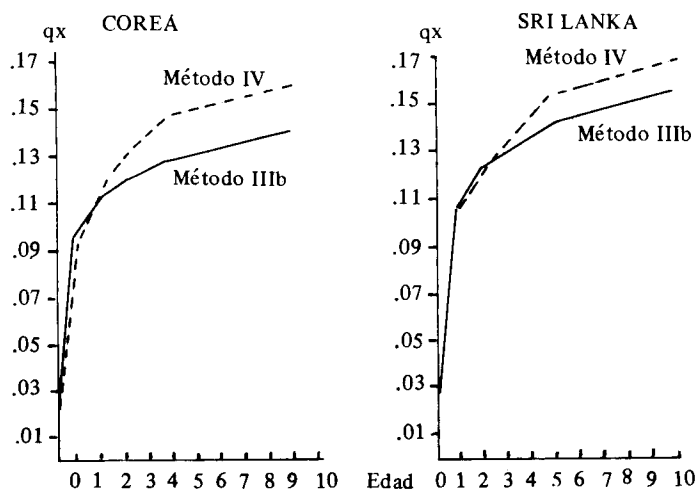
ESTIMACIONES DE LOS VALORES q_5 PARA CADA CASILLERO*
A PARTIR DE LOS MÉTODOS IV Y IIIb (Conclusión)

COREA										
MÉTODO IV										
EM0			EM1			EM2				
	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	
PO	EF0	0,147	0,162	0,138	0,112	0,124	0,105	0,095	0,105	0,089
	EF1	0,124	0,137	0,116	0,095	0,104	0,088	0,080	0,088	0,074
	EF2	0,121	0,134	0,113	0,092	0,102	0,086	0,078	0,086	0,073
	EF3	0,081	0,089	0,075	0,061	0,067	0,057	0,051	0,057	0,048
P1	EF0	0,157	0,172	0,147	0,120	0,132	0,112	0,101	0,112	0,094
	EF1	0,132	0,146	0,124	0,101	0,111	0,094	0,081	0,094	0,079
	EF2	0,129	0,142	0,121	0,098	0,108	0,092	0,083	0,092	0,077
	EF3	0,086	0,095	0,080	0,065	0,072	0,061	0,055	0,061	0,051
MÉTODO IIIb, según la regresión ordinaria										
EM0			EM1			EM2				
	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	OC0	OC1	OC2	
PO	EF0	0,129	0,135	0,121	0,102	0,108	0,094	0,093	0,100	0,085
	EF1	0,110	0,117	0,103	0,083	0,090	0,076	0,075	0,081	0,067
	EF2	0,108	0,114	0,100	0,081	0,087	0,073	0,072	0,079	0,064
	EF3	0,080	0,087	0,073	0,054	0,060	0,046	0,045	0,057	0,037
P1	EF0	0,134	0,140	0,126	0,107	0,114	0,099	0,099	0,105	0,091
	EF1	0,116	0,122	0,108	0,089	0,095	0,081	0,080	0,086	0,072
	EF2	0,113	0,120	0,105	0,086	0,093	0,078	0,078	0,084	0,070
	EF3	0,086	0,092	0,078	0,059	0,065	0,051	0,050	0,057	0,042

cumplieron los 30 años, sólo lo habrán hecho en los últimos cinco años. En cambio, el modelo de función logito de dos parámetros refleja la mortalidad acumulativa; $q(30)$ corresponde a los últimos 30 años de mortalidad, mientras que $q(5)$ corresponde únicamente a los últimos cinco años. De esta manera, si la mortalidad ha variado, las pendientes de las curvas “estándares” ajustadas serán diametralmente diferentes. Sin embargo, ambas curvas deben cruzarse en algún lugar en el rango de edades de la prole en estudio.

Gráfico 2

COMPARACION DEL MODELO ESTIMADO DE q_x DE ACUERDO CON
LOS METODOS IIIb Y IV PARA LA CATEGORIA ESTANDAR
(Variables omitidas)



V. Conclusiones metodológicas

La realización de pruebas bastante exhaustivas con los distintos métodos de estimar las covariables de la mortalidad en la niñez permiten llegar a las siguientes conclusiones:

- 1) Los signos, magnitudes relativas e inferencias acerca de la significación de las estimaciones de los parámetros son robustos en ausencia de información sobre las fechas de fallecimiento y de nacimiento. En general, si no se hubiese dispuesto de dicha información se habría llegado a las mismas conclusiones.
- 2) Para lograr resultados 'prácticamente idénticos' a los obtenidos a partir de técnicas estadísticas más complejas y onerosas —tales como el sistema Tobit y el de la función logito— pueden utilizarse los procedimientos relativamente sencillos de la regresión ordinaria.
- 3) Cuando no hay información disponible sobre las fechas de nacimiento de los hijos o sobre las edades de los hijos sobrevivientes, hay

que introducir un índice sustitutivo de la exposición de los hijos al riesgo de morir. En general, parece decididamente preferible basar este índice en la duración del matrimonio y no en la edad de la mujer, por lo menos en las sociedades en que los hijos nacen predominantemente dentro del matrimonio. También parece aconsejable basar las estimaciones de la exposición en los promedios acumulados de hijos de todas las mujeres (por duración del matrimonio) y no de subgrupos de mujeres, más que nada para evitar problemas por el tamaño reducido de la muestra.

4) En parte debido a la conclusión 3), no vale mucho la pena agrupar inicialmente a las mujeres en categorías (como en los METODOS Ia, Ib y IIIa). Los procedimientos Ic y IIIb resultan tan bien o mejor, son más sencillos de aplicar y presentan mayor flexibilidad para el análisis ya que se adaptan fácilmente a variables independientes continuas.

5) Las conclusiones (1) y (2) se aplican sólo a los modelos que se han utilizado aquí, en que el efecto de una covariable en la función de mortalidad $g(a)$, $g(a)/p(a)$, o (a) no varía con la edad. Si hay interacciones entre las funciones de mortalidad y las covariables, entonces los METODOS I-III serán inapropiados. Sin embargo, una extensión del modelo de riesgos proporcionales permite al investigador verificar si hay interacción entre la función de riesgo y las variables explicativas. Trussell y Hammerslough (1981) examinan este enfoque más a fondo y encuentran que tales interacciones son importantes en Sri Lanka.

Este método se recomienda, por lo tanto, si se dispone de los datos apropiados.

VI. *Conclusiones de fondo*

Los modelos que hemos ensayado son muy sencillos, puesto que los fines del trabajo era metodológicos. Por lo tanto, cualquier conclusión de fondo está sujeta a limitaciones importantes. Meegama (1980), presenta una investigación más detallada de la mortalidad en Sri Lanka, basada en parte en información de la Encuesta Mundial de Fecundidad. Sin embargo, consideramos que casi todos los métodos examinados (salvo los METODOS Ia y la variante de edad del METODO Ib) muestran con precisión las diferencias de clase de la mortalidad en ambos países. Las diferencias indicadas revelan que:

1) El lugar de residencia (urbano en contraposición a rural) influye muy poco en la mortalidad infantil, tanto en Sri Lanka como en Corea

del Sur. De acuerdo con todos los métodos, los coeficientes parciales relativos al lugar de residencia carecen de significación. Desde el punto de vista sustantivo, en ambos países, el hecho de residir en un lugar urbano en contraposición a uno rural modifica menos del 7 por ciento la función de mortalidad (METODO IV)¹¹. Este resultado concuerda con el obtenido por Behm (1976-1979), quien muestra que el control del grado de instrucción de la madre atenúa marcadamente los efectos medidos de la residencia urbano-rural en la mortalidad infantil en la mayoría de los países latinoamericanos investigados por él. Sugiere que se ha puesto demasiado énfasis en los servicios médicos y de salud pública urbanos para explicar el índice más favorable de la mortalidad urbana y demasiado poco en la mejor situación social de las personas que residen en las ciudades. En ambos países, la mortalidad rural es leve aunque insignificamente inferior a la mortalidad urbana. Es posible que los resultados obtenidos en Sri Lanka reflejen el hecho de que el programa de salud es notable por el éxito de su enfoque de satisfacción de las "necesidades básicas" en el sector rural (Isenman, 1978).

2) En ambas poblaciones el grado de instrucción del padre y de la madre guardan aproximadamente la misma relación con la mortalidad infantil. Cochrane (1980) ha examinado diez conjuntos de resultados publicados en ocho trabajos sobre la importancia relativa y absoluta del grado de instrucción de la madre y del padre para determinar los niveles de la mortalidad infantil de los países en desarrollo. Informa que la elasticidad "promedio" del alfabetismo es de $-0,13$ para la madre y $-0,045$ para el padre¹². Dos de esos diez conjuntos de resultados son los de Caldwell (1979) quien comprobó que en Nigeria la educación femenina influye muchísimo en la mortalidad. La explicación de Caldwell se relaciona más que nada con las variaciones en el equilibrio

¹¹ Cabe señalar que algunas de las personas que actualmente residen en ciudades lo hicieron antes en zonas rurales y a la inversa, de tal manera que el efecto medido de la ubicación actual en la mortalidad infantil tiene un leve sesgo hacia 0.

¹² El procedimiento es más bien curioso, ya que arbitrariamente fija los coeficientes no significativos en cero en vez de usar sus valores reales (que en una ecuación adecuadamente especificada deberían ser insesgados), descartando de la ecuación las variables cuyos coeficientes no son significativos y reestimando los coeficientes restantes. Tres de los diez estudios no proporcionan información sobre el alfabetismo del padre; en estos estudios, es posible que se haya sobreestimado el efecto del alfabetismo femenino, ya que por lo general ambas variables están altamente correlacionadas. Se define como alfabetismo el hecho de haber completado tres años de escolaridad.

Cuadro 14

SRI LANKA Y COREA DEL SUR: EFECTO PARCIAL DE LOS AÑOS DE
ESCOLARIDAD DEL PADRE Y DE LA MADRE EN LA MORTALIDAD
INFANTIL UTILIZANDO EL METODO IV
(RIESGOS PROFESIONALES)*

	Factor de proporcionalidad en virtud del cual la función de la mortalidad de los hijos se multiplica por los diversos niveles de escolaridad.**	
	Padre	Madre
<i>Sri Lanka</i>		
Años de escolaridad		
0	1,0	1,0
1-5	0,777	0,876
6-9	0,636	0,709
10+	0,449	0,483
<i>Corea</i>		
Ninguno y algunos años de enseñanza básica	1,0	1,0
Básica completa	0,834	0,747
Algunos años de enseñanza media	0,811	0,626
Educación secundaria completa	0,528	

* Descontados los efectos de la escolaridad del otro padre, la residencia urbano-rural, y —en Corea— la categoría ocupacional del padre.

** La función de riesgo se multiplica por $e^{\beta'Z}$, en que Z es el vector de las características de un individuo y β el vector de los parámetros conexos. Los valores presentados son simplemente e elevado a la potencia de los valores de los parámetros dados en el cuadro 10.

sexual y generacional del poder en las familias nigerianas inducido a través de la educación de las mujeres. Es posible que los grandes efectos observados correspondan a la cultura. El cuadro 14 revela que, en los dos países en estudio, los efectos proporcionales del grado de instrucción del padre y de la madre en la mortalidad son análogos. Ambos efectos son extraordinariamente grandes; en Sri Lanka, el hecho de que el padre o la madre hubiesen completado diez años de escolaridad redujo la mortalidad infantil en 50 a 55 por ciento, mientras que en Corea del Sur el hecho de haber terminado los estudios secundarios la redujo 47 por ciento.

Tenemos la impresión de que varios estudios anteriores sobre los efectos de la educación en la mortalidad en la niñez sobrestiman los

efectos del grado de instrucción de la madre (y quizá del padre) porque utilizaron la edad de la madre como variable básica de indización de la exposición de los hijos al riesgo de morir. Como ya se observó, este procedimiento confunde las diferencias de clase en la edad al contraer matrimonio (esto es, la exposición de los hijos) con las diferencias reales de clase en la mortalidad de los hijos. En apoyo de este punto de vista se observa que el cuadro 8 reveló que en Corea del Sur, al sustituir la variante de la duración del matrimonio por la variante edad del METODO Ib, el valor absoluto de ambos coeficientes de la educación femenina aumenta un promedio de 0,149. Sin embargo, los tres coeficientes también aumentaron un promedio de 0,141 en valores absolutos, de manera que, al menos en Corea del Sur, el sesgo no parece depender del sexo. Sin embargo, en otras sociedades es muy posible que sea selectivo si predominan relaciones distintas entre el grado de instrucción y la nupcialidad. En todo caso, cuando se utilizan métodos preferidos, el efecto decisivo de la educación de la madre (y del padre) se mantiene.

3) En Corea del Sur, la relación del principal grupo ocupacional del padre (empleado, obrero, agricultor) con la mortalidad, carece de significación. De esta manera, de los cuatro conjuntos de variables examinados, no hay duda que en estos dos países el grado de instrucción del padre y de la madre es el factor dominante para pronosticar la mortalidad infantil. A menos que se disponga de información más detallada sobre las prácticas sanitarias del hogar, el acceso a servicios médicos, los patrones de consumo, el saneamiento ambiental, el equilibrio de poder de los sexos y otras variables pertinentes en los planos del hogar y de la comunidad, no es posible deducir los caminos a través de los cuales opera la educación.

ANEXO

Cuadro A

COEFICIENTE DE REGRESION QUE SE UTILIZA PARA ESTIMAR LOS FACTORES DE AJUSTE $k(i)$ SEGUN LA VARIANTE TRUSSELL CUANDO LA INFORMACION SE CLASIFICA POR EDAD DE LA MADRE

Ecuación de regresión: $k(i) = a(i) + b(i) (P(1)/P(2)) + c(i) (P(2)/P(3))$

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Modelo	Edad	i	$q(x)/D(i)$	$a(i)$	$b(i)$	$c(i)$
Norte	15-19	1	q(1)/D(1)	1,1119	-2,9287	0,8507
	20-24	2	q(2)/D(2)	1,2390	-0,6865	-0,2745
	25-29	3	q(3)/D(3)	1,1884	0,0421	-0,5156
	30-34	4	q(5)/D(4)	1,2046	0,3037	-0,5656
	35-39	5	q(10)/D(5)	1,2586	0,4236	-0,5898
	40-44	6	q(15)/D(6)	1,2240	0,4222	-0,5456
	45-49	7	q(20)/D(7)	1,1772	0,3486	-0,4624
Sur	15-19	1	q(1)/D(1)	1,0819	-3,0005	0,8689
	20-24	2	q(2)/D(2)	1,2846	-0,6181	-0,3024
	25-29	3	q(3)/D(3)	1,2223	0,0851	-0,4704
	30-34	4	q(5)/D(4)	1,1905	0,2631	-0,4487
	35-39	5	q(10)/D(5)	1,1911	0,3152	-0,4291
	40-44	6	q(15)/D(6)	1,1564	0,3017	-0,3958
	45-49	7	q(20)/D(7)	1,1307	0,2596	-0,3538
Este	15-19	1	q(1)/D(1)	1,1461	-2,2536	0,6259
	20-24	2	q(2)/D(2)	1,2231	-0,4301	-0,2245
	25-29	3	q(3)/D(3)	1,1593	0,0581	-0,3479
	30-34	4	q(5)/D(4)	1,1404	0,1991	-0,3487
	35-39	5	q(10)/D(5)	1,1540	0,2511	-0,3506
	40-44	6	q(15)/D(6)	1,1336	0,2556	-0,3428
	45-49	7	q(20)/D(7)	1,1201	0,2362	-0,3268
Oeste	15-19	1	q(1)/D(1)	1,1415	-2,7070	0,7663
	20-24	2	q(2)/D(2)	1,2563	-0,5381	-0,2637
	25-29	3	q(3)/D(3)	1,1851	0,0633	-0,4177
	30-34	4	q(5)/D(4)	1,1720	0,2341	-0,4272
	35-39	5	q(10)/D(5)	1,1865	0,3080	-0,4452
	40-44	6	q(15)/D(6)	1,1746	0,3314	-0,4537
	45-49	7	q(20)/D(7)	1,1639	0,3190	-0,4435

BIBLIOGRAFIA

- Behm, Hugo, *et al.* (1976-1979). *La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina*. Volúmenes por países, Centro Latinoamericano de Demografía, San José, Costa Rica.
- Boulier, Bryan y Vicente Paqueo. (1980). *A model of the socio-economic determinants of mortality*. Trabajo inédito.
- Brass, W. y otros (1968). *The Demography of Tropical Africa*. Princeton University Press: Princeton, N.J.
- Caldwell, J.C. (1979). Education as a factor in mortality decline: An examination of Nigerian data. *Population Studies* 33: 295-414.
- Carrier, N.H. y J. Hobcraft. (1971). *Demographic Estimation for Developing Societies*. London Population Investigation Committee, London School of Economics.
- Carvahal, Manuel y Paul Burgess. (1978) Socioeconomic determinants of fetal and child deaths in Latin America: A comparative study of Bogota, Caracas, and Rio de Janeiro. *Social Science and Medicine* 12: 89-98.
- Coale, A.J. y P. Demeny. (1966). *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton University Press: Princeton, N.J.
- Cochrane, Susan H. (1980). *The Effects of Education on Health*. World Bank Staff Working Paper No. 405, Washington, D.C.
- Goldberger, Arthur. (1964). *Econometric Theory*. John Wiley: New York.
- Haines, Michael y Roger Avery. (1980). *Differential infant and child mortality in Costa Rica: 1968 and 1973*. Trabajo inédito.
- Isenman, Paul. (1978). The relationship of basic needs to growth, income distribution, and employment: The case of Sri Lanka. Manuscript, Policy Planning and Review Department, Banco Mundial, Washington, D.C.

- Laird, Nan y Donald Olivier. (1979). *Covariance analysis of censored survival data using log-linear techniques*. Informe de investigación, S-59, Harvard School of Public Health.
- Meegama, S.A. (1980). *Socioeconomic Determinants of Infant and Child Mortality in Sri Lanka: An Analysis of Post-War Experience*. International Statistical Institute, World Fertility Survey Scientific Report No. 8, Londres.
- Menken, Jane, James Trussell, Debra Stempel, y Ozer Babakol. (1981) Proportional hazards life table models: An illustrative analysis of socio-demographic differences on marriage dissolution in the U.S. Por aparecer próximamente en *Demography*.
- National Academy of Sciences, Committee on Population and Demography. (1981). *Demographic Estimation: A Manual on Indirect Techniques*.
- Prentice, Ross y John Kalbfleish. (1980). *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. John Wiley: Nueva York.
- Preston, S.H. y Alberto Palloni. (1978). Fine-tuning Brass-type mortality estimates with data on ages of surviving children, United Nations, *Population Bulletin* No. 10:72-91, Nueva York.
- Schultz, T. Paul. (1979). Interpretation of relations and mortality, economics of the household, and health environment. *Proceedings of the Meeting on Socioeconomic Determinants and Consequences of Mortality*, United Nations and World Health Organization, El Colegio de México, Mexico City, 19-25 June, 1979. 382-422.
- Sullivan, J.M. (1972) Models for the estimation of the probability of dying between birth and exact ages of early childhood. *Population Studies* 26:79-98.
- Tobin, James, (1958). Estimates of relationships for limited dependent variables. *Econometrica* 26:24-36.
- Trussell, J. (1975). A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates. *Population Studies* 29:97-108.

