

TRABAJO DE INVESTIGACION

Título: ANALISIS DE LA MORTALIDAD INFANTIL-JUVENIL Y ADULTA. CONSTRUCCION
DE TABLAS DE VIDA POR SEXO Y AREAS RURAL Y URBANA. PERIODO 1962-1975

Autor: Ramiro Coa

Asesor: Dirk Jaspers



Santiago-Chile
Diciembre, 1985

CELADE - SISTEMA DOCH
DOCUMENTACION
SOBRE POBLACION EN
AMERICA LATINA

INDICE

	<u>Página</u>
INTRODUCCION	1
I. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL	2
1.1 El método	2
1.2 Aplicación del método	4
1.3 Análisis de los resultados	7
II. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA FEMENINA	11
2.1 El método	11
2.2 Aplicación del método	13
2.3 Análisis de los resultados	14
III. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA MASCULINA	15
3.1 El método	15
3.2 Aplicación del método	16
3.3 Análisis de los resultados	18
IV. CONCLUSIONES GENERALES Y OBTENCION DE TABLAS DE VIDA	18
BIBLIOGRAFIA	22

INTRODUCCION

El estudio de la mortalidad como un componente demográfico del crecimiento de la población es de vital importancia, ya que en la intensidad con que ella se presenta estará reflejando las condiciones de vida del país como es el caso de Bolivia, uno de los países de mayor mortalidad en el contexto latinoamericano.

La disponibilidad de tablas de vida, como elemento que refleja el nivel de mortalidad de la población, constituye una herramienta esencial en la planificación en general. La deficiente calidad de las estadísticas vitales con las que cuenta Bolivia, impide elaborar tablas de vida a partir de dicha información, razón por la que los investigadores recurren a otra fuente de información que requiere de técnicas indirectas para derivar indicadores del nivel de mortalidad.

Existen trabajos,^{1/} en los que se construye tablas de vida por áreas urbana-rural y el país en conjunto a partir de las estimaciones de mortalidad I-J,^{2/} las que combinadas con las probabilidades de sobrevivencia de adultos, concretamente la $q(2)$, permiten obtener tablas de vida.

El presente trabajo, también tiene como propósito la construcción de tablas de vida por sexo y área urbana-rural en Bolivia a partir de la información de la EDEN I comparada con la del Censo de 1976; pero, la diferencia respecto a los trabajos mencionados radica básicamente en la aplicación de nuevas versiones de los métodos que permiten ubicar las estimaciones en el tiempo.

Los indicadores de la mortalidad I-J y adulta en términos de probabilidades, por ser diferentes y no comparables en el tiempo, son convertidos en "niveles de mortalidad" de Coale y Demeny (CyD), medida que permite la comparabilidad y un seguimiento de la tendencia de la mortalidad en el tiempo.

El capítulo I hace un análisis de los niveles de mortalidad (de CyD) I-J y la tendencia de la misma, a partir de los resultados obtenidos de la aplicación de técnicas indirectas previamente descritas, con la información de la EDEN I y el censo.

El capítulo II presenta una breve descripción del método de orfandad

^{1/} INE, Bolivia: Proyecciones de la población por áreas urbana-rural, según sexo y edad: 1975-2000. La Paz, Bolivia, agosto de 1980.

^{2/} Solíz, A., J. Bartlema y J. Chackiel: Mortalidad y fecundidad, 1950-1976. INE, La Paz.

^{2/} Infantil-juvenil.

materna para estimar la mortalidad adulta femenina. A continuación se hace un análisis de los niveles de mortalidad (CyD) adulta y su evolución en el tiempo.

El capítulo III como un complemento del capítulo II, presenta una breve descripción del método de viudez del primer "cónyuge" para estimar la mortalidad adulta masculina y su correspondiente ubicación en el tiempo. Luego, se hace un análisis de los niveles de mortalidad (CyD) adulta por sexo en cada área.

El capítulo IV a partir de las conclusiones a las que se llegó en los 3 anteriores capítulos, hace referencia a la construcción de tablas de vida por sexo y área urbana-rural.

I. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL

1.1 El método

W. Brass desarrolló un método para estimar la mortalidad infantil y juvenil basada en las preguntas retrospectivas del número de hijos nacidos vivos tenidos y el número de hijos sobrevivientes a la fecha de la entrevista, hecha a todas las mujeres de 15 años y más.

La proporción de hijos muertos, obtenida de la relación del número de hijos muertos y el total de hijos nacidos vivos en cada grupo de edad, D_i , constituye por sí sola una medida no convencional de la mortalidad infantil-juvenil. Estas proporciones de hijos muertos, expresadas en función de la edad de las madres, son transformadas en otro indicador de la mortalidad infantil-juvenil expresada en función de la edad de los hijos, las probabilidades de morir desde el nacimiento hasta la edad exacta x , $q(x)$, mediante los factores de transformación, k_i , los cuales están en función de la edad de las mujeres. A continuación se presenta la expresión matemática de dicha transformación:

$$q(x) = k_i D_i \quad i = 1, 2, \dots, 7$$

$x =$ es la edad del hijo con valores: 1, 2, 3, 5, 10,
15 y 20

La manera de obtener los multiplicadores k_i sufrió algunas variantes; en el presente trabajo se utilizará la variante propuesta por Trussell ya que permite elegir una de las cuatro familias de las tablas modelo de vida de Coale y Demeny, que en este caso se seleccionó la familia sur por presentar una estructura por edad de la mortalidad (alta mortalidad entre los menores de 5 años respecto a la de adultos de 40 a 60 años) bastante parecida a la del país, Bolivia;

además, por ser la familia sur la que frecuentemente se vino utilizando en los diferentes trabajos 1/ relacionados con mortalidad.

Los multiplicadores, k_i , dependen fundamentalmente de la estructura por edades de la fecundidad, en el sentido de que, cuanto más temprano tengan las mujeres sus hijos, mayor será el tiempo de exposición al riesgo de morir de esos niños; en este sentido, los k_i están en función de las relaciones de paridades medias, P_1/P_2 y P_2/P_3 . La ecuación que permite obtener los valores de k_i es la siguiente:

$$k_i = a_i + b_i \frac{P_1}{P_2} + c_i \frac{P_2}{P_3} \quad i = 1, 2, \dots, 7$$

Las estimaciones de los parámetros a_i , b_i y c_i se encuentran tabulados para cada una de las cuatro familias de Coale y Demeny.

Por otra parte, Trussell desarrolló un procedimiento basado en los modelos de regresión lineal con el objeto de estimar el momento $t(x)$ (en el pasado) al cual está referida la estimación de la probabilidad de morir, $q(x)$. El modelo que permite estimar los $t(x)$ es el siguiente:

$$t(x) = a_i + b_i \frac{P_1}{P_2} + c_i \frac{P_2}{P_3} \quad i = 1, 2, \dots, 7$$

El problema práctico que se presenta, es que, cada $q(x)$ estimada está referida a un momento diferente en el tiempo, por otra parte, no es posible seguir la tendencia en el tiempo ya que se trata de probabilidades de muerte a edades distintas. Entonces, es necesario obtener una medida de la mortalidad que sea comparable en el tiempo a partir de los $q(x)$, además, que permita comparar las estimaciones de la mortalidad I-J con las de la mortalidad adulta. Esta medida comparable, está dada en términos del "nivel de mortalidad" obtenida de la familia sur (en este caso) de Coale y Demeny por simple interpolación de la función de sobrevivencia a una edad exacta x , $l(x)$. Los valores de la función $l(x)$ son obtenidos por complemento de las $q(x)$, es decir:

$$l(x) = 1 - q(x)$$

1/ Solíz, A., J. Bartlema y J. Chackiel: Mortalidad y fecundidad 1950-1976. INE, La Paz.

En algunos casos de la parte del análisis (1.3), se expresará la mortalidad en términos de la TMI (tasa de mortalidad infantil o $q(1)$).

En lo que sigue del trabajo, se entenderá por "nivel de mortalidad" el nivel obtenido de la tabla modelo-familia sur de Coale y Demeny cuya interpretación consiste en que, a mayor nivel de mortalidad está asociada a una menor mortalidad, y a la inversa, a menor nivel de mortalidad está asociada una mayor mortalidad. Por ejemplo, un nivel de mortalidad de 15 representa una menor mortalidad que un nivel 10.

El método en sí es bastante robusto. Los desvíos respecto al supuesto de una constancia por edad de la estructura de la fecundidad no afectan las estimaciones de las $q(x)$; 1/ pero, tiene un efecto más importante en la calidad de las estimaciones de las $q(x)$, los desvíos respecto al supuesto de un cambio lineal en el tiempo de la mortalidad infantil-juvenil, 2/ principalmente en las estimaciones provenientes de mujeres de mayor edad.

Por otra parte, la información de hijos muertos e hijos nacidos vivos provienen de mujeres sobrevivientes, por lo que se desconoce la mortalidad de los niños cuyas madres han muerto, en tal situación, el método supone que no haya asociación entre la mortalidad de las madres y la de los hijos.

1.2 Aplicación del método

Como ejemplo, se obtendrán estimaciones de los niveles de mortalidad (de CyD) I-J y los años a la cual corresponden dichas estimaciones para hombres en el área urbana.

1/ CELADE, La mortalidad infantil en Bolivia. Serie 01, N° 38, Santiago de Chile, 1985.

2/ Kenneth H., Hill, 1984.

Cuadro 1

BOLIVIA, EDEN I: ESTIMACION DE LOS NIVELES DE MORTALIDAD INFANTIL-JUVENIL Y AÑO DE REFERENCIA DE LA MISMA EN EL AREA URBANA, SEXO MASCULINO, 1975

A. INFORMACION BASICA Y ESTIMACION DE LAS $q(x)$

Grupo de edad	Indice i	Mujeres Ni	Hijos nacidos vivos HNVi	Hijos sobrevivientes HSi	Proporción de hijos muertos Di	Edad x	Probabilidad de morir $q(x)$
15-19	1	1 227	66	56	0.1515	1	0.1677
20-24	2	1 021	488	401	0.1783	2	0.1941
25-29	3	789	903	744	0.1761	3	0.1823
30-34	4	601	1 172	929	0.2073	5	0.2141
35-39	5	654	1 668	1 278	0.2338	10	0.2449
40-44	6	470	1 267	907	0.2841	15	0.2913
45-49	7	473	1 416	1 032	0.2712	20	0.2745
					P1/P2=0.1126		
					P2/P3=0.4176		

Fuente: INE. Principales resultados de la encuesta demográfica nacional. La Paz, Bolivia, octubre de 1976.

B. ESTIMACION DE LOS NIVELES DE MORTALIDAD (CyD) Y AÑO DE REFERENCIA DE LAS MISMAS

Edad x	Función de sobrevivencia $l(x)$	Nivel en modelo de Coale-Demeny sur	Número de años antes de la encuesta $t(x)$	Año correspondiente a la estimación (Encuesta: 1975.6)
1	0.8323	10.2	0.9	1 974.7
2	0.8059	12.4	2.0	1 973.6
3	0.8177	14.3	3.8	1 971.8
5	0.7859	13.5	6.0	1 969.6
10	0.7551	12.9	8.6	1 967.0
15	0.7087	11.4	11.4	1 964.2
20	0.7255	12.6	14.6	1 961.0

El cuadro 2 presenta la estimación de los niveles de mortalidad infantil-juvenil por sexo para cada una de las áreas de residencia U-R.

Cuadro 2

BOLIVIA: NIVELES DE MORTALIDAD INFANTIL-JUVENIL Y AÑO AL QUE CORRESPONDEN POR SEXO Y AREA DE RESIDENCIA URBANA-RURAL, MODELO SUR, 1975

Edad x	Urbano				Rural			
	Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres	
	Nivel	Año	Nivel	Año	Nivel	Año	Nivel	Año
1	10.2	1 974.7	13.5	1 974.5	10.3	1 974.6	14.7	1 974.8
2	12.4	1 973.6	14.9	1 973.4	7.5	1 973.6	11.6	1 973.7
3	14.3	1 971.8	15.4	1 971.7	11.1	1 972.0	11.3	1 971.9
5	13.5	1 969.6	13.9	1 969.8	10.8	1 970.0	11.5	1 969.7
10	12.9	1 967.0	13.7	1 967.5	10.1	1 967.7	11.0	1 967.1
15	11.4	1 964.2	14.8	1 964.9	10.5	1 965.1	11.9	1 964.3
20	12.6	1 961.0	12.9	1 961.7	10.6	1 962.0	12.3	1 961.1

A fin de tener un criterio más sólido de la calidad de información y en consecuencia, de las estimaciones de los niveles de mortalidad I-J provenientes de la EDEN I, se ve conveniente el presentar estimaciones de los niveles de mortalidad I-J provenientes del Censo de 1976 (cuadro 3), que en general, es de calidad bastante aceptable.

Cuadro 3

BOLIVIA: NIVELES DE MORTALIDAD INFANTIL-JUVENIL Y AÑO AL QUE CORRESPONDEN POR AREA URBANA-RURAL Y TOTAL PAIS CON LOS DATOS DEL CENSO DE 1976, AMBOS SEXOS, MODELO SUR, 1976

Urbano (A. sexos)		Rural (A. sexos)		Total país (A. sexos)	
Nivel	Año	Nivel	Año	Nivel	Año
13.7	1 975.8	7.8	1 975.8	10.2	1 975.8
14.1	1 974.6	9.5	1 974.6	11.4	1 974.6
14.6	1 972.8	9.9	1 972.6	11.6	1 972.7
14.5	1 970.6	10.0	1 970.3	11.5	1 970.5
14.2	1 968.1	10.2	1 967.7	11.6	1 967.9
14.0	1 965.3	10.2	1 964.8	11.5	1 965.1
13.7	1 962.2	10.5	1 961.7	11.6	1 962.0

El cuadro 4, obtenido de la información de la EDEN I, se presenta con el objeto de ver la calidad de información respecto a la del Censo de 1976.

Cuadro 4

BOLIVIA: NIVELES DE MORTALIDAD INFANTIL-JUVENIL Y AÑO AL QUE CORRESPONDEN POR AREA DE RESIDENCIA URBANA-RURAL Y TOTAL PAIS, AMBOS SEXOS, MODELO SUR, 1975

Urbano (A. sexos)		Rural (A. sexos)		Total país (A. sexos)	
Nivel	Año	Nivel	Año	Nivel	Año
11.9	1 974.7	12.1	1 974.8	12.0	1 974.7
13.6	1 973.6	9.4	1 973.7	11.0	1 973.6
14.8	1 971.8	11.2	1 972.0	12.4	1 971.9
13.7	1 969.7	11.1	1 969.9	12.0	1 969.8
13.2	1 967.3	10.6	1 967.5	11.5	1 967.4
13.0	1 964.6	11.2	1 964.8	11.8	1 964.7
12.8	1 961.4	11.4	1 961.6	11.8	1 961.6

1.3 Análisis de los resultados

Será conveniente, en primera instancia, realizar comparaciones de los niveles de mortalidad infantil-juvenil (I-J) de Coale y Demeny (CyD) entre las fuentes, el Censo de 1976 y el EDEN I a nivel nacional y urbano-rural (U-R) para ambos sexos, ya que el Censo no dispone de información por sexo.

Inicialmente, se observa (gráfico 1) que las dos fuentes de información indican una mayor mortalidad I-J en el área rural.

Bajo el supuesto de que la calidad de información del Censo de 1976 es buena según lo confirma el párrafo extraído.1/

"..., los análisis efectuados sobre diferentes aspectos de la población presentan una coherencia tal, que permiten afirmar que se está frente a una buena información."

La EDEN I en relación al Censo estaría sobreestimando la mortalidad I-J en el área urbana y subestimando la misma en el área rural. Esta sobreestimación de la mortalidad I-J en el área urbana disminuye con el tiempo, llegando a anularse entre los años 1971-1972 (estimación proveniente de mujeres del grupo 25-29), lo que prueba que la estimación alrededor de ese período es bastante coherente.

Por otra parte, las dos fuentes de información, el Censo y la EDEN I, presentan a nivel nacional una tendencia en el tiempo prácticamente constante de

1/ CELADE-UNICEF, La mortalidad infantil en Bolivia. CELADE, serie 01, N° 38, Santiago de Chile, abril de 1985.

los niveles de mortalidad I-J, un nivel (de CyD) de 11.5 (TMI:^{1/} 153 por mil).

Cabe mencionar que la mortalidad I-J en el área rural se mantuvo constante (pareciera que hubo un leve aumento de la mortalidad, pero, se debe a una subestimación de la mortalidad I-J a consecuencia de una posible omisión en la declaración de hijos muertos de mujeres en edades mayores, lo que cambia de dirección la tendencia de la mortalidad) en el período 1962-1974, sin embargo, en el área urbana se observa un pequeño descenso.

Resumiendo, a nivel nacional las estimaciones de los niveles de mortalidad I-J a partir de la EDEN I y el Censo de 1976 son bastante coherentes. Bajo el supuesto de que la información del Censo es de buena calidad, la EDEN I subestima la mortalidad I-J rural y sobreestima la mortalidad I-J urbana.

Lo que llama la atención en los gráficos en general, son las "irregularidades" de los niveles de mortalidad provenientes de mujeres en edades extremas. Las estimaciones de mortalidad I-J, derivadas de mujeres de los grupos 15-19 y 20-24 tiende a sobreestimar la mortalidad I-J debido a que sus hijos tienen una mortalidad infantil diferente a los hijos de mujeres de más edad, mientras que las mujeres de más de 40 años (o más de 35 años) tienden a subestimar la mortalidad I-J debido a una probable omisión en la declaración de hijos muertos. En consecuencia, los análisis y cualquier cálculo que siguen se harán en base a los grupos 25-29 y 30-34.

Si analizamos la mortalidad de hombres y mujeres en el área urbana (gráfico 2) con los resultados de la EDEN I, se observa una mayor mortalidad en los hombres.

Se estima un nivel de mortalidad (de CyD) promedio de 14.7 para mujeres (TMI femenina: 116 por mil) y un nivel de mortalidad de 13.9 para hombres (TMI masculina: 136 por mil).

Si observamos la mortalidad de hombres y mujeres en el área rural (gráfico 3), la mortalidad de hombres es mayor a la de las mujeres.

En base a los grupos considerados como confiables en nuestro análisis, se estima un nivel de mortalidad I-J (de CyD) de 11.4 para mujeres (TMI femenina: 147 por mil) y un nivel de mortalidad de 11 para hombres (TMI masculina: 166 por mil).

^{1/} Tasa de mortalidad infantil.

Resumiendo, en las dos áreas urbana y rural, la mortalidad I-J a través del tiempo es mayor en los hombres.

Cambiando de "sentido" el análisis, es decir, si observamos la mortalidad de hombres en las áreas urbana y rural (gráfico 4), se tiene que la mortalidad de estos es mayor en el área rural.

La diferencia de niveles de mortalidad (de CyD) de los hombres urbanos y los hombres rurales es bastante marcada. Una diferencia de 2.9 niveles (de CyD), diferencia de TMI: 30 por mil.

Análogamente, la mortalidad de mujeres en las áreas urbana y rural (gráfico 5) presenta mayor mortalidad de estas en el área rural.

La diferencia de niveles de mortalidad (de CyD) entre las mujeres urbanas y mujeres rurales es mayor al de los hombres. Una diferencia de 3.3 niveles (de CyD), diferencia de TMI: 31 por mil).

Sintetizando, para hombres y mujeres, la mortalidad I-J a través del tiempo es mayor en el área rural. La diferencia de niveles de mortalidad (de CyD) entre las áreas urbana y rural, es mayor en las mu

Resumiendo, de lo analizado hasta ahora, podrá darse las siguientes conclusiones:

i) A nivel nacional, las estimaciones de mortalidad I-J del Censo de 1976 y la EDEN I son bastante co

ii) En el supuesto de que la información de la EDEN I subestima la mortalidad I-J rural y urbana.

iii) La mortalidad I-J de hombres

iv) La mortalidad I-J rural

v) Las estimaciones de mortalidad I-J provenientes de la EDEN I son más confiables que las de la EDEN II, siendo las más confiables las de la EDEN I.

A continuación se presentan los niveles de mortalidad I-J por sexo y área.

i) Los niveles de mortalidad I-J por sexo y área se obtendrán en cada caso por un promedio de los grupos de edad 25-29 y 30-34, considerados como grupo de referencia (ver cuadro 2).

Nº: 112708
 Autor: [illegible]
 Título: [illegible]
 VENCE: 12-11-76
 NOMBRE: [illegible]
 FIRMA: [illegible]

J-34.

de morta-

ral se obten-

mujeres de los

adro 2).

ii) Como se sabe que la EDEN I sobreestima la mortalidad I-J urbana y subestima la mortalidad I-J rural, para corregir este hecho (gráfico 1), se optó por sumar a los niveles de hombres y mujeres en el área urbana (obtenidos en i)) la diferencia (promedio) de niveles del Censo y la EDEN I en el área urbana (cuadros 3 y 4); mientras que en el área rural, se optó por restar a los niveles de hombres y mujeres (obtenidos en i)) la diferencia (promedio) de niveles del Censo y la EDEN I en el área rural (cuadros 3 y 4). El cuadro 5 presenta los niveles obtenidos por sexo y área urbana y rural y sus correspondientes TMI.

Cuadro 5

ESTIMACION DE NIVELES DE MORTALIDAD (DE CyD) POR SEXO Y AREA URBANA-RURAL
(INCLUYE TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL, POR MIL)

Operación	Urbano		Rural	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Nivel promedio <u>a/</u> (cuadros 2 y 3)	13.9 136	19.7 116	11.0 166	11.4 147
Diferencia promedio de niveles del Censo y la EDEN I (cuadro 1)		0.3		1.2
Niveles corregidos por sobre- y subestimación	14.2 133	15.0 112	9.8 180	10.2 159

Fuente: Cuadros 1, 2 y 3.

a/ Grupos 25-29 y 30-34.

Una de las conclusiones a las que se llegó, es que la mortalidad I-J rural es mayor a la urbana. Este comportamiento, que generalmente es el esperado, podría atribuirse a las deficientes condiciones de vida, muy limitados servicios básicos, etc., en el área rural.

A continuación, se exponen algunos indicadores que podrían explicar en parte la sobremortalidad I-J rural en el país.

Cuadro 6
ALGUNOS INDICADORES DE SALUD Y CONDICIONES DE VIDA,
SEGUN CONTEXTO

Contexto	Médicos por 10 000 hbtes. total país 1976	Proporción de población que dispone de servicios indispensables en el hogar, 1976		
		Alti- plano	Valles	Llanos
Ciudades principales	23.2	41	48	80
Ciudades secundarios	18.6	36	60	67
Resto urbano	10.5	12	21	61
Rural intermedio	1.0	1	2	16
Rural alto	1.0	1	1	10

Fuente: Torres P., Hugo. Bolivia, La población y sus características demográficas, socio-culturales y económicas.

II. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA FEMENINA

2.1 El método

W. Brass y K.H. Hill, desarrollaron una metodología para estimar la mortalidad adulta femenina basada en la pregunta retrospectiva de sobrevivencia de la madre a la fecha de la entrevista, hecha a toda la población sobreviviente.

La proporción de población no huérfana por grupo de edad, $S(n-5)$, obtenida de la relación de la población no huérfana de madre y la población total, constituye por sí sola una medida no convencional de la mortalidad adulta femenina.

Entonces, es conveniente transformarla en una medida convencional de la mortalidad, y a la vez que esté expresada en función de la edad de las mujeres.

Cabe hacer notar que, la edad de los hijos indica claramente el tiempo de exposición al riesgo de morir de los madres desde el momento que tuvieron sus hijos, en consecuencia, la edad media de las madres al nacimiento de sus hijos, M , será un factor que intervenga en la obtención de las probabilidades de sobrevivencia, en términos de que cuanto más joven tenga una mujer su hijo, mayor será el tiempo de exposición al riesgo de morir de ésta.

La edad media de las madres al nacimiento de sus hijos, M , se obtiene a partir de la distribución por edad de los nacimientos para un año anterior a la

encuesta, claro está, bajo el supuesto de que la fecundidad se haya mantenido constante por edad en los últimos años.

Hill y Trussell, utilizaron una ecuación de regresión para obtener las probabilidades de sobrevivencia de las mujeres desde los 25 años hasta edades superiores, $l(25 + n)/l(25)$, a partir de la proporción de no huérfanos de madre, $S(n - 5)$, y la edad media de las madres al nacimiento de sus hijos, M . La expresión matemática del modelo es la siguiente:

$$\frac{l(25 + n)}{l(25)} = a(n) + b(n) M + c(n) S(n - 5)$$

Las estimaciones de los parámetros $a(n)$, $b(n)$ y $c(n)$ se encuentran tabulados.

Una vez estimadas las probabilidades de sobrevivencia de las mujeres, es posible ubicarlas en el tiempo, de tal manera que cada estimación esté referida a un momento en el pasado. Existe una tabulación de la función standard de la edad, $Z(x)$,^{1/} que permite derivar el número de años antes de la encuesta, $t(n)$, al cual está referida la estimación de la probabilidad de sobrevivencia.

El problema práctico que se presenta, es que cada $\frac{l(25 + n)}{l(25)}$ estimada está referida a un momento diferente en el tiempo, por otra parte, por ser probabilidades de sobrevivencia a edades diferentes no es posible seguir la tendencia en el tiempo. Entonces, similar al primer método (capítulo I), existe la necesidad de convertir estas probabilidades de sobrevivencia en una medida comparable en el tiempo como son los "niveles de mortalidad" obtenidos del modelo sur (en este caso) de CyD por simple interpolación de las probabilidades de sobrevivencia, $l(25 + n)/l(25)$.^{2/}

Mencionaremos algunos supuestos en los que se basa el método, entre ellos, el de igualdad entre la mortalidad de mujeres que nunca tuvieron hijos o que sus hijos hayan fallecido y la mortalidad de los que tienen hijos.

Por otra parte, el método supone que no existe relación entre la mortalidad de la madre y el número de hijos sobrevivientes.

Cabe mencionar que la información proporcionada por hijos menores tiende a subestimar la mortalidad adulta femenina. Este problema fundamentalmente se debe a la adopción de huérfanos por parte de personas mayores. Entonces, para evitar el problema de adopción, se considera la población informante a partir de los 15 hasta los 54 años.

^{1/} Naciones Unidas, Manual X.

^{2/} Naciones Unidas, Manual X.

2.2 Aplicación del método

Como ejemplo, se obtendrán estimaciones de los niveles de mortalidad (de CyD) adulta femenina y los años a la cual corresponden dichas estimaciones para el área urbana.

Cuadro 7

BOLIVIA, EDEN I: ESTIMACION DE LOS NIVELES DE MORTALIDAD ADULTA FEMENINA Y AÑO DE REFERENCIA DE LA MISMA EN EL AREA URBANA, MODELO SUR, 1975

A. INFORMACION BASICA

Grupo de edad	Indice i	Nacimientos bi	a/	Población total b/ Ni	Población no huérfana b/ NHi
15-19	1	7 805		2 331	2 135
20-24	2	21 247		1 861	1 638
25-29	3	18 785		1 463	1 156
30-34	4	11 827		1 107	776
35-39	5	7 431		1 133	653
40-44	6	2 570		906	449
45-49	7	933		856	310
50-54	8			613	148

Fuente: a/ INE, Bolivia: Resultados del Censo Nacional de Población y Vivienda, 1976, Vol. 10.

b/ INE, Bolivia: Principales resultados de la EDEN I, 1975, octubre de 1976.

B. ESTIMACION DEL NIVEL DE MORTALIDAD Y AÑO DE REFERENCIA

Grupo de edad	Edad n	Proporción con madre viva S(n-5)	Probabilidad de sobrevivencia $\frac{1(25+n)}{1(25)}$	Nivel modelo sur	Número de años antes de la encuesta t(x)	Año correspondiente a la estimación (Encuesta: 1 975.6)
15-19	20	0.9159	0.9113	15.1	7.8	1 967.8
20-29	25	0.8802	0.8788	14.9	9.6	1 966.0
25-29	30	0.7902	0.7926	12.2	11.4	1 964.2
30-34	35	0.7010	0.7074	11.1	12.8	1 962.8
35-39	40	0.5763	0.5826	10.0	14.3	1 961.3
40-44	45	0.4956	0.5002	11.6	14.9	1 960.7
45-49	50	0.3621	0.3519	12.0	16.0	1 959.6

M = 27.1

Con fines de comparar los niveles de mortalidad adulta femenina de ambas áreas urbana-rural con los niveles del país, se añade los resultados obtenidos de ésta última obtenida con la información de la EDEN I.

Cuadro 8

BOLIVIA: NIVELES DE MORTALIDAD ADULTA FEMENINA Y AÑO AL QUE CORRESPONDEN POR AREA DE RESIDENCIA URBANA-RURAL Y EL PAIS TOTAL, MODELO SUR, 1975

Edad M	Urbana		Rural		Total del país	
	Nivel	Año	Nivel	Año	Nivel	Año
20	15.1	1 967.8	17.4	1 968.0	16.7	1 968.0
25	14.9	1 966.0	16.0	1 966.2	15.8	1 966.2
30	12.2	1 964.2	13.4	1 964.6	13.2	1 964.6
25	11.1	1 962.8	11.7	1 963.2	11.8	1 963.2
40	10.0	1 961.3	11.3	1 962.0	11.1	1 961.9
45	11.6	1 960.7	10.0	1 960.4	11.1	1 960.8
50	12.0	1 959.6	13.2	1 960.6	13.1	1 960.5
	M = 27.1		M = 29.1		M = 28.8	

2.3 Análisis de los resultados

Los niveles de mortalidad adulta femenina en las áreas urbana y rural (gráfico 6) presentan una estrecha relación a través del tiempo. La tendencia de las mismas es poco confiable por presentar un descenso bastante pronunciado de la mortalidad adulta femenina, hecho que no es coherente con los niveles de mortalidad I-J (gráfico 8); por otra parte, no refleja la real mortalidad dada las condiciones socioeconómicas y el nivel de desarrollo en general alcanzado por el país.

Lo más importante a observar del gráfico es que, la mortalidad adulta femenina en el área urbana es mayor a la del área rural.

Antes de tomar una decisión más definitiva al respecto, estudiaremos la mortalidad adulta masculina.

III. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA MASCULINA

3.1 El método

Fue desarrollado por K. Hill, para estimar la mortalidad adulta masculina a partir de la pregunta retrospectiva de sobrevivencia del primer cónyuge a la fecha de la entrevista, hecha a todas las mujeres alguna vez casadas o unidas de 15 años y más.

Puesto que, la información básica proviene de las mujeres alguna vez casadas o unidas quienes informan acerca de la sobrevivencia de sus primeros cónyuges, el método supone la igualdad entre la mortalidad de los hombres que nunca se casaron y los que alguna vez se casaron.

En realidad, el no cumplimiento de este supuesto no parece producir grandes variaciones en las estimaciones, dado que el grupo de hombres que nunca se casaron es muy reducido.

La proporción de mujeres no viudas para cada grupo de edad, $S(n-5)$, obtenida de la relación de las mujeres alguna vez casadas o unidas no viudas y el total de mujeres alguna vez casadas o unidas, es por sí sola una medida de la mortalidad adulta masculina. Esta medida no es de fácil manejo por estar en función de la edad de las mujeres, y lo que se desea es una medida de la mortalidad adulta masculina expresada en función de la edad de éstos, como es la probabilidad de sobrevivencia.

Cabe hacer notar que, la edad de las mujeres alguna vez casadas o unidas refleja el tiempo de exposición al riesgo de morir de sus primeros esposos desde el momento que éstos se casaron o se unieron. En consecuencia, las edades medias al matrimonio, $SMAM^F$ y $SMAM^H$, para mujeres y hombres respectivamente son factores que intervienen en la obtención de las probabilidades de sobrevivencia, en términos de que, cuanto más jóvenes se casen los hombres mayor será el tiempo de exposición al riesgo de morir desde el momento que se casaron o se unieron.

Las edades medias al matrimonio,^{1/} tanto de hombres como de mujeres, requiere para su cálculo de la estructura por edad de la población soltera. En realidad, estas edades medias al matrimonio deberían ser obtenidas a partir de la estructura por edad de la población soltera (estructura por edad a la nupcialidad) en el momento de su matrimonio o unión, como no es posible obtener esta

^{1/} Naciones Unidas, Manual X.

información, se ve por conveniente obtenerlo de la misma encuesta (en este caso) bajo el supuesto de que la estructura por edad a la nupcialidad se mantuvo constante.

En realidad, este supuesto no es de mucha importancia dado el estrecho rango de variación que presenta la edad media al matrimonio.

Hill y Trussell utilizaron un modelo de regresión para obtener la probabilidad de sobrevivencia de los hombres adultos desde los 20 años hasta edades mayores, n , a partir de la proporción de no viudas, $NW(n-5)$, y las edades medias al matrimonio de mujeres y hombres. La ecuación que permite estimar dichas probabilidades es la siguiente:

$$\frac{l(n)}{l(20)} = a(n) + b(n) SMAM^F + c(n) SMAM^H + d(n) NW(n-5)$$

Las estimaciones de los parámetros del modelo se encuentran tabulados.

Similar a lo explicado en el método de orfandad materna, es posible convertir las probabilidades de sobrevivencia de hombres adultos en niveles de mortalidad de la familia sur (en este caso) de CyD y su respectiva ubicación en el tiempo.

Una definición no clara de "primer cónyuge" podría alterar la estimación de la mortalidad adulta. En el presente trabajo (de acuerdo a la EDEN I), se entiende por primer cónyuge al primer esposo o primer conviviente.

3.2 Aplicación del método

Como ejemplo, se obtendrán estimaciones de los niveles de mortalidad (de CyD) de hombres adultos y los años al cual corresponden dichas estimaciones para el área urbana.

Cuadro 9

BOLIVIA, EDEN I: ESTIMACION DE LOS NIVELES DE MORTALIDAD ADULTA MASCULINA Y AÑO DE REFERENCIA DE LA MISMA EN EL AREA URBANA, MODELO SUR, 1975

A. INFORMACION BASICA

Grupo de edad	Mujeres alguna vez casadas o unidas		
	Edad n	Total a/ Nn	No viudas NVn
25-29	25	606	591
30-34	30	515	487
35-39	35	593	538
40-44	40	438	381
45-49	45	442	354
50-54	50	287	205
55-59	55	229	142

Fuente: INE, Principales resultados de la encuesta demográfica nacional. La Paz, Bolivia, octubre de 1976.

a/ No incluye la categoría "no se aplica" o "ignorado".

B. ESTIMACION DEL NIVEL DE MORTALIDAD Y AÑO DE REFERENCIA

Grupo de edad	Edad n	Proporción de no viudas NW(n-5)	Probabilidad de sobrevivencia $\frac{l(n)}{l(20)}$	Nivel modelo sur	Número de años antes de la encuesta t(x)	Año correspondiente a la estimación (Encuesta: 1 975.6)
25-29	30	0.9752	0.961	15.8	2.1	1 973.5
30-34	35	0.9456	0.927	14.3	4.5	1 971.1
35-39	40	0.9072	0.886	13.1	6.8	1 968.8
40-44	45	0.8699	0.850	13.3	8.9	1 966.7
45-49	50	0.8009	0.784	12.1	10.8	1 964.8
50-54	55	0.7143	0.702	11.0	12.6	1 963.0
55-59	60	0.6201	10.5	14.1	14.1	1 961.5
		SMAM ^F = 22.82				
		SMAM ^H = 25.32				

Para los fines de comparar los niveles de mortalidad de hombres adultos de ambas áreas urbana-rural con los niveles del país, se añade los resultados obtenidos de esta última con la misma fuente de información, EDEN I.

Cuadro 10

BOLIVIA: NIVELES DE MORTALIDAD ADULTA MASCULINA Y AÑO AL QUE CORRESPONDEN, POR AREA DE RESIDENCIA URBANA-RURAL Y EL PAIS TOTAL, MODELO SUR, 1975

Edad n	Urbana		Rural		Total del país	
	Nivel	Año	Nivel	Año	Nivel	Año
30	15.8	1 973.5	15.0	1 973.5	15.3	1 973.5
35	14.3	1 971.3	15.6	1 971.2	15.0	1 971.2
40	13.1	1 968.9	14.7	1 968.9	14.1	1 968.9
45	13.3	1 966.8	13.8	1 966.8	13.6	1 966.8
50	12.1	1 964.9	13.8	1 965.0	13.2	1 964.9
55	11.0	1 963.1	10.3	1 963.0	10.6	1 963.0
60	10.5	1 961.5	13.0	1 962.0	12.0	1 961.8
	SMAM ^F =22.82		SMAM ^F =22.73		SMAM ^F =22.78	
	SMAM ^H =25.32		SMAM ^H =25.23		SMAM ^H =25.27	

3.3 Análisis de los resultados

Similar a lo observado en la mortalidad de mujeres adultas, la mortalidad de hombres adultos (gráfico 7) es mayor en el área urbana que en la rural, hecho que no es el esperado.

Por otra parte, pese a variaciones menos pronunciados de la mortalidad adulta de hombres con relación a la de mujeres adultas, todavía es muy desconfiada dicha tendencia. No es posible que en un período de 8 años (1963-1971) haya disminuido la mortalidad en un equivalente de 5.5 niveles (de CyD). Este hecho no es nada coherente con los niveles de mortalidad I-J estimados en el capítulo I.

En conclusión, la mortalidad de mujeres y hombres adultos es mayor en el área urbana que en la rural.

IV. CONCLUSIONES GENERALES Y OBTENCION DE TABLAS DE VIDA

Haciendo una síntesis de lo analizado, podemos decir que:

i) A nivel nacional, las estimaciones de los niveles de mortalidad I-J a partir del Censo de 1976 y la EDEN I son bastante coherentes.

ii) La EDEN I subestima la mortalidad I-J en el área rural y la sobreestima en el área urbana.

iii) La información de orfandad materna y viudez del primer cónyuge sobre estima la mortalidad adulta en el área urbana.

Este hecho, de que la mortalidad adulta esté sobreestimada en el área urbana influye negativamente en la coherencia de los niveles de mortalidad de adultos (de CyD) con los niveles de mortalidad I-J (de CyD), gráfico 8, y cualquier decisión a tomar al respecto estará sujeta a error.

El hecho demográfico que podría explicar esta anomalía, es la migración rural-urbana de mujeres viudas que migran hacia las áreas urbanas y sobreestiman la mortalidad adulta masculina, por otra parte, una posible migración de hombres y mujeres huérfanos de madre podrían sobreestimar la mortalidad femenina adulta. Como Bolivia es un país de considerable actividad minera, existe la posibilidad de que una buena proporción de población minera haya sido considerada con área de residencia urbana.

A continuación se exponen algunos indicadores de migración y PEA que podría explicar en parte la sobremortalidad de adultos en el área urbana.

Cuadro 11

BOLIVIA: TASAS DE MIGRACION Y CRECIMIENTO ANUAL, 1976

Area	Tasa de crecimiento anual		Tasa neta de migración anual 1970-1975	Tasa de migración rural-urbana	
	Intercensal 1950-1976	1970-1975		Hombres	Mujeres
Urbana	3.84	4.00	+1.26	-1.1	-1.3
Rural	1.14	1.39	-1.21		

Durante el período 1950-1976, el componente migratorio estuvo dirigido hacia las áreas urbanas, posiblemente en mayor medida a las ciudades principales, siendo las mujeres las que tienen una mayor migración que los hombres. Es probable que una proporción de las mujeres migrantes sean viudas, las que por razones de necesidad de fuente de trabajo entre otras se ven obligadas a migrar, creciendo de esta manera la participación de mujeres viudas en el mercado productivo urbano, implicando a su vez una sobremortalidad masculina en el área urbana.

Cuadro 12

BOLIVIA: TASAS GLOBALES DE PARTICIPACION DE LAS MUJERES VIUDAS,
DIVORCIADAS Y SEPARADAS DE 20-34 AÑOS DE EDAD, POR REGION
SEGUN AREA DE RESIDENCIA, 1976

Area	Altiplano	Valles	Llanos
Ciudades principales	66	64	63
Ciudades secundarias	55	59	54
Rural urbano	47	52	47
Rural intermedio	44	34	28
Rural alto	37	27	26

Fuente: Torres, Hugo P., Bolivia: La población y sus características demográficas, socio-culturales y económicas.

Se podría investigar este problema, el de sobremortalidad masculina en el área urbana, como una ampliación del presente trabajo con el objeto de probar la siguiente hipótesis: la orfandad materna y viudez del primer cónyuge es diferencial según status migratorio. Para ello, se tendría que estudiar la mortalidad adulta según el lugar de nacimiento, similar al trabajo de la EDEN en Paraguay, 1977.

En consecuencia, los niveles "corregidos" de mortalidad I-J (de CyD) obtenidos en el capítulo I por sexo y área de residencia U-R, bajo los supuestos de que la información del Censo es de buena calidad y que la familia sur de las tablas modelo de vida de Coale y Demeny representan la estructura por edad de la mortalidad del país, serán los que determinen la estructura de la mortalidad adulta.

La tendencia constante a nivel nacional de la mortalidad I-J (gráfico 1) permite que las estimaciones sean válidas para el período 1962-1975.

A partir de los niveles "corregidos" de mortalidad I-J (CyD) presentados en el cuadro 5, se obtienen los valores interpolados de la función de supervivencia, $l(x)$, en la familia sur de CyD. Estos valores permiten derivar las demás funciones de las tablas de vida (cuadros 13 y 14).

A continuación se presentan las esperanzas de vida al nacer obtenidos, e_0 y los publicados en otro trabajo.

Las diferencias que se tienen entre los e_0 obtenidos y los que se mencionan, principalmente en el área rural, se atribuyen básicamente a dos factores:

Cuadro 13

BOLIVIA: ESPERANZAS DE VIDA AL NACER, POR SEXO Y AREA
DE RESIDENCIA URBANA-RURAL

	Urbana		Rural	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Obtenidos a/ (1962-1975)	49.8	54.5	40.1	42.8
1975 b/	49.3	53.2	43.0	47.8

Fuente: a/ Cuadros 13 y 14.

b/ INE, Bolivia: Proyección 1975-2000 por áreas urbana/rural.

i) En el presente trabajo, se busca una coherencia de los niveles de mortalidad I-J con los de mortalidad adulta en base a un análisis en el tiempo. De acuerdo a las conclusiones a las que se llegó, no hay un nivel que represente adecuadamente tanto la mortalidad I-J como la mortalidad adulta debido sobre todo a una mayor mortalidad adulta en el área urbana, hecho que generalmente no es lo esperado.

En el trabajo mencionado, se utiliza la técnica del logito de Brass en que la mortalidad I-J y adulta están relacionados mediante un único elemento, la $q(2)$.

ii) Debido a una sobreestimación de la mortalidad I-J en el área urbana y una subestimación de la misma en el área rural, con mayor énfasis en ésta última, se vio por conveniente bajo el supuesto de que la información del Censo es de buena calidad hacer una corrección de los niveles de mortalidad I-J obtenidos de la EDEN I.

cuadro 13

BOLIVIA: TABLA DE VIDA URBANA, POR SEXO, PERIODO 1962-75

Edad (a)	Sexo	q(x), (a)	l(x)	l(x-1)	L(x)	T(x)	e(x)	P(x), (a)
HOMBRES								
Pa: 1854613								
0	M	0.10000	100000	100000	91105	4979177	49.79	0.94213
1	M	0.014111	98589	97178	84375	4838072	51.36	--
2	M	0.02243	96346	94103	81272	4696973	53.05	--
3	M	0.031222	93224	90102	80404	4721916	54.92	--
4	M	0.040478	89177	86029	79487	4645513	56.07	--
5	M	0.050173	84260	81042	78325	4561006	57.47	0.98540
10	M	0.060114	77018	73799	73799	4163511	55.50	0.75669
15	M	0.070222	70098	66876	70098	3731096	49.05	0.97993
20	M	0.080400	63558	59318	63558	3299730	44.21	0.97577
25	M	0.090651	57304	52743	57304	2870456	40.66	0.97441
30	M	0.100987	51337	46739	51337	2453431	36.31	0.97127
35	M	0.099270	45654	41227	45654	2058201	32.76	0.96534
40	M	0.095794	40265	36985	40265	1684175	29.71	0.95597
45	M	0.101915	35180	32989	35180	1332163	24.77	0.94142
50	M	0.103459	30307	29307	30307	1002391	20.84	0.91594
55	M	0.101915	25746	24727	25746	702361	17.25	0.88371
60	M	0.099270	21489	20497	21489	466096	13.13	0.83271
65	M	0.094405	17544	16599	17544	281991	10.60	0.74711
70	M	0.088405	13999	13154	13999	157932	7.73	0.62359
75	M	0.101915	9554	8635	9554	7893	5.18	--
80	M	0.100000	5000	4000	5000	250	2.50	--
P(75, w): 1250064								

(1): .41 (2): .47 (3): .40 (4): .40

MUJERES

Edad (a)	Sexo	q(x), (a)	l(x)	l(x-1)	L(x)	T(x)	e(x)	P(x), (a)
Pa: 1853124								
0	F	0.10000	100000	100000	92711	5449772	54.56	0.95051
1	F	0.094007	90599	89786	80710	5307061	60.74	--
2	F	0.061119	84480	83369	84410	5270351	61.91	--
3	F	0.010020	83478	82476	83234	5185941	62.00	--
4	F	0.020009	81477	80476	80531	5102736	61.63	--
5	F	0.030016	79476	78475	80215	5020195	60.99	0.98736
10	F	0.050112	73475	72474	774	4611890	56.32	0.98932
15	F	0.060209	67474	66473	1110	4203725	52.45	0.99414
20	F	0.060306	61473	60472	1817	3810190	48.15	0.99102
25	F	0.060403	55472	54471	2570	3421153	43.98	0.97924
30	F	0.060494	49471	48470	3476	3035438	39.83	0.97732
35	F	0.060584	43470	42469	4383	2653768	35.65	0.97431
40	F	0.060675	37469	36468	5290	2285910	31.46	0.97009
45	F	0.060765	31468	30467	6297	1932390	27.28	0.96135
50	F	0.060856	25467	24466	7304	1583038	23.11	0.94646
55	F	0.060946	19466	18465	8311	1247343	18.99	0.91877
60	F	0.061037	13465	12464	9318	915693	15.19	0.87086
65	F	0.061127	7464	6463	10325	58719	11.61	0.79237
70	F	0.061218	1463	462	11332	25348	8.75	0.67427
75	F	0.100000	5000	4000	12339	187590	5.45	--
80	F	0.100000	2000	1000	13346	50425	2.50	--
P(75, w): 1270033								

(1): .41 (2): .47 (3): .40 (4): .40

cuadro 14

BOUVIA: TABLA DE VIDA RURAL, POR SEXO, PERIODO 1962-75

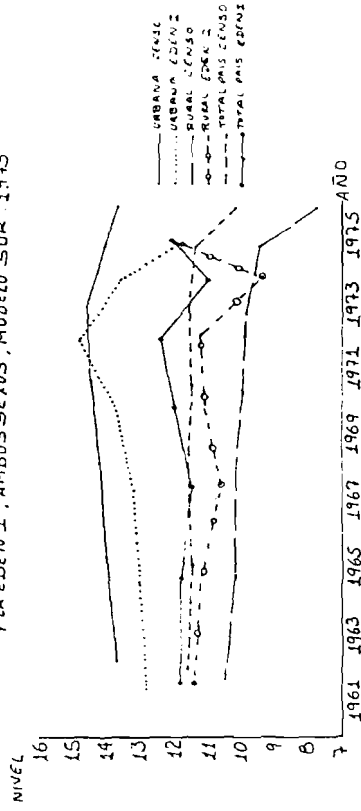
E	x	q(x)	l(x)	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)	q(x)
HOMBRES									
								751	762354
0	1	0.10471	0.10471	100000	10002	81079	4967202	49.47	0.91671
1	1	0.00257	0.09145	81000	6079	70007	3513264	43.00	--
2	1	0.01170	0.07975	75225	3050	64507	3341204	51.00	--
3	1	0.02313	0.06262	70000	1651	71389	3267820	59.15	--
4	1	0.04130	0.04130	70388	912	70114	3696189	52.36	--
5	5	0.09779	0.03340	6076	2827	34356	3620026	57.04	0.97454
10	5	0.20742	0.01774	67049	1151	33394	3237453	49.77	0.97839
15	5	0.04723	0.02601	6480	1700	22000	2849121	44.56	0.95729
20	5	0.09706	0.02032	6446	2518	31545	2620398	40.69	0.96059
25	5	0.09893	0.03993	61315	2430	30248	2207040	37.26	0.96982
30	5	0.06238	0.04102	59479	2440	29125	2003363	30.59	0.95178
35	5	0.09301	0.04001	57009	2004	29405	1712269	29.02	0.94457
40	5	0.01112	0.09138	54129	1075	24650	1405501	26.32	0.93564
45	5	0.01297	0.07749	51417	3470	24110	1166912	22.73	0.92136
50	5	0.01033	0.05854	47947	4315	22913	920009	19.70	0.90900
55	5	0.02044	0.11920	43703	5201	20364	691301	15.83	0.89511
60	5	0.01513	0.11494	39176	1527	17887	490026	12.33	0.79338
65	5	0.02017	0.12867	31701	2910	13248	310112	7.76	0.70009
70	5	0.04014	0.28790	23770	8705	9743	171073	7.10	0.59158
75	5	0.14210	0.77425	1504	7913	5508	7041	4.80	--
80	0	0.1049	1.00000	7191	7191	17052	17052	2.50	--
								75	761

E	x	q(x)	l(x)	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)	q(x)
MUJERES									
								751	760560
0	1	0.10794	0.10794	100000	10061	90000	4380433	42.93	0.90271
1	1	0.00142	0.09652	94120	5612	30227	4191193	49.81	--
2	1	0.00911	0.08741	77526	3015	78912	4110145	53.05	--
3	1	0.02183	0.07158	74711	1600	73403	4030043	54.16	--
4	1	0.04171	0.05177	72323	912	70006	3961128	54.35	--
5	5	0.09041	0.03247	71060	2424	35077	3889000	54.04	0.97003
10	5	0.04291	0.02002	68551	1413	34448	3533223	50.89	0.97704
15	5	0.09049	0.01897	68338	1800	33040	3190775	46.77	0.96955
20	5	0.05078	0.02792	65388	2115	32023	2854235	42.97	0.96461
25	5	0.09114	0.02000	6442	2372	31472	2517910	39.41	0.96225
30	5	0.09156	0.03994	61749	2540	30887	2217173	35.88	0.96009
35	5	0.04047	0.04147	59009	2413	29178	1910200	32.16	0.95719
40	5	0.04094	0.04170	56904	2317	27829	1610450	28.15	0.95366
45	5	0.01115	0.04409	54009	2000	26080	1341110	24.63	0.94322
50	5	0.01213	0.03706	51743	3361	25013	1075703	20.79	0.92219
55	5	0.01074	0.02079	48282	4370	23100	925420	17.06	0.89123
60	5	0.01000	0.11204	44632	3279	20453	794135	13.49	0.82379
65	5	0.04071	0.21761	27773	8201	16012	387773	10.32	0.72974
70	5	0.04010	0.33701	20312	1971	11385	221460	7.49	0.60077
75	5	0.13064	0.49333	13079	8049	7390	88435	5.04	--
80	0	0.10000	1.00000	5079	5079	24045	24045	2.50	--
								75	761

10000: .35 20000: .41 30000: .47 40000: .48 50000: .48

GRAFICO 1

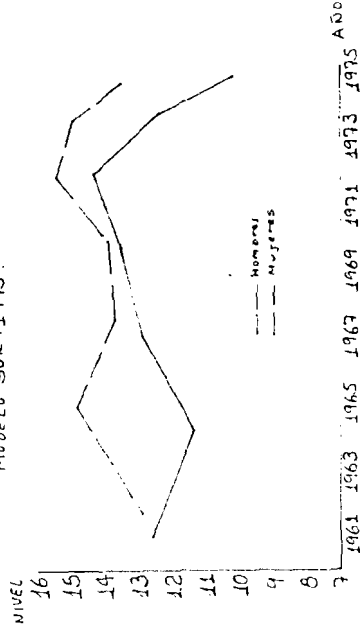
BOLIVIA : NIVELES DE MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL,
POR AREA URBANA-RURAL SEGUN EL CENSO DE 1976
Y LA EDEN I, AMBOS SEXOS, MODELO SUR 1975



Fuente: censos 3 y 4

GRAFICO 2

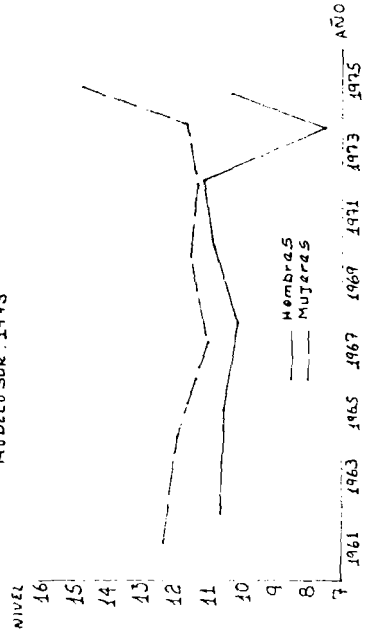
BOLIVIA : NIVELES DE MORTALIDAD INFANTIL Y
JUVENIL EN EL AREA URBANA, POR SEXO,
MODELO SUR 1975



Fuente: Cuadro 2

GRAFICO 3

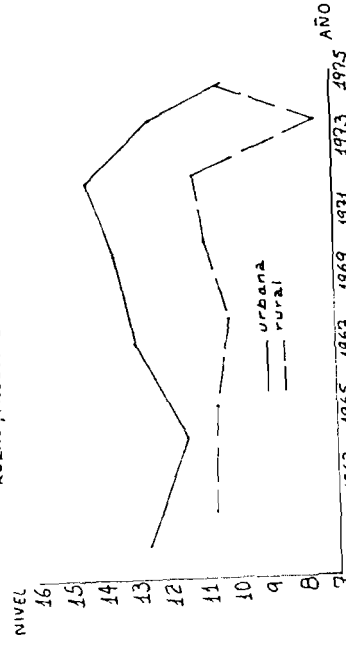
BOLIVIA : NIVELES DE MORTALIDAD INFANTIL Y
JUVENIL EN EL AREA RURAL, POR SEXO,
MODELO SUR 1975



Fuente: Cuadro 2

GRAFICO 4

BOLIVIA : NIVELES DE MORTALIDAD INFANTIL Y
JUVENIL MASCULINA, POR AREA URBANA-
RURAL, MODELO SUR 1975



Fuente: Cuadro 2

GRAFICO 5

BOLIVIA : NIVELES DE MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL FEMENINA, POR AREA URBANA-RURAL, MODELO SUR, 1975

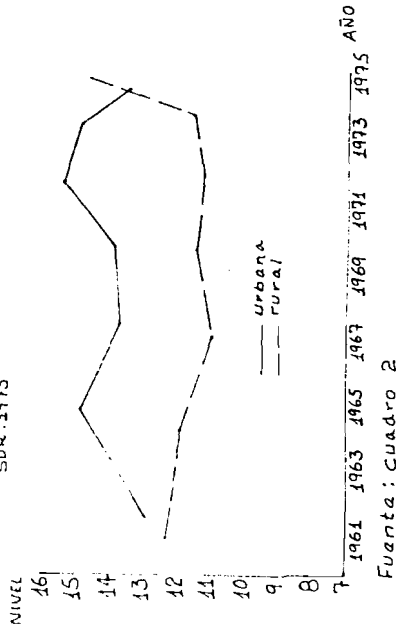


GRAFICO 6

BOLIVIA : NIVELES DE MORTALIDAD ADULTA FEMENINA, POR AREA URBANA-RURAL Y TOTAL PAIS, MODELO SUR, 1975

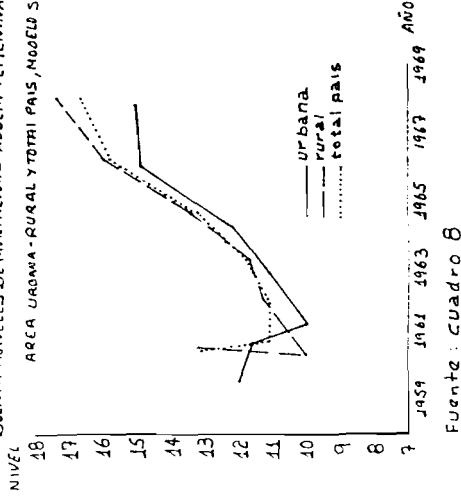


GRAFICO 7

BOLIVIA : NIVELES DE MORTALIDAD ADULTA MASCULINA, POR AREA URBANA-RURAL Y TOTAL PAIS, MODELO SUR, 1975

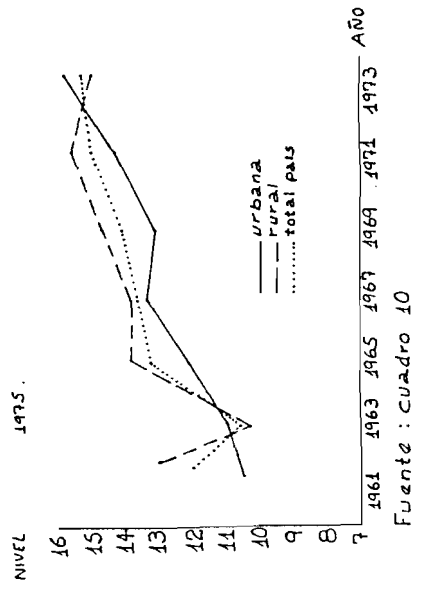
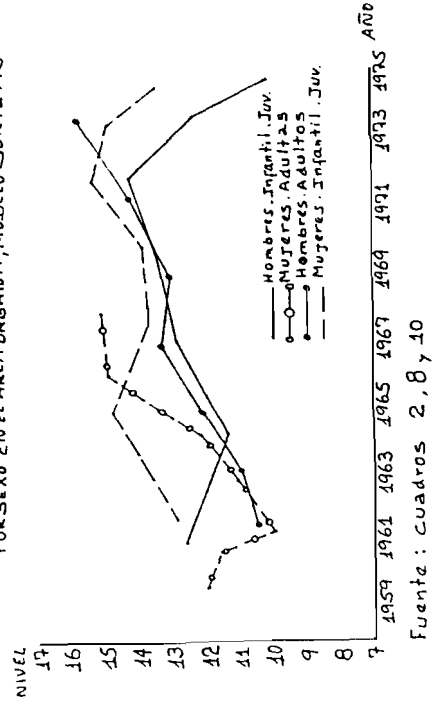


GRAFICO 8

BOLIVIA : NIVELES DE MORTALIDAD INFANTIL-JUVENIL Y ADULTA, POR SEXO EN EL AREA URBANA, MODELO SUR, 1975



2
A

2
A