

LOS PROBLEMAS DE COMPARABILIDAD INTERCENSAL EN LAS ESTIMACIONES RETROSPECTIVAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL

Angel Fucaraccio*

RESUMEN

En las estimaciones de la mortalidad infantil, por el método de Coale-Trussell, utilizando muestras de censos de población de un mismo país, generalmente se encuentran diferencias de nivel en los años retrospectivos que se pueden comparar según la estimación provenga de uno u otro censo. En este trabajo se indaga sobre este problema utilizando muestras de los Censos de Ecuador para los años 1974 y 1982.

El aporte que se hace en este documento consiste en mostrar que la mortalidad infantil de un año determinado —que se estima a partir de un grupo de edad específico— es un promedio ponderado de mortalidad cero —madres que declararon que no se les murió ningún hijo— y de mortalidad con algún valor distinto de cero —madres que declararon que se les murió algún hijo—, en cada grupo de edad. Los ponderadores son la estructura de mujeres por la condición de tener o no hijos muertos, corregido por la paridez media del grupo de edad correspondiente. Se procedió a examinar la estructura de las muestras de ambos Censos y se encontró un fuerte aumento del peso relativo de las mujeres que declaran no tener hijos muertos en 1982, en relación a lo declarado en el censo de 1974. Al efectuarse la reponderación, los niveles de la mortalidad infantil calculados con los datos de la muestra de 1982 se acercan a aquellos calculados con el censo de 1974, eliminándose de este modo el quiebre que presenta la tendencia con los datos sin corregir.

(MEDICION DE LA MORTALIDAD)
(COMPARABILIDAD DE DATOS)
(DATOS ESTADISTICOS)

(MORTALIDAD INFANTIL)
(DATOS CENSALES)

*Se gradecen los comentarios de la Sra. Carmen Arretx; sin embargo, la responsabilidad es exclusiva del autor.

THE INTERCENSAL COMPARABILITY PROBLEMS IN THE RESTROSPECTIVE INFANT MORTALITY ESTIMATES

SUMMARY

In the infant mortality estimates, using the Coale-Trussell procedure with information from two successive population censuses of a country, differences in the levels generally appear for the overlapping years of periods. This paper deals with this problem using the census information, 1974 and 1982 of Ecuador.

The contribution of this analysis consists in demonstrating that infant mortality in a given year —estimated from a specific age group— is a weighted average between zero mortality —women declaring no deaths among their children—and mortality with a value different from zero —women declaring some child dead.

The weighting values are the age structure of women according with the condition of having or not dead children and corrected by the mean parity of the corresponding age group. Looking at the structure —women with or without dead children— of both censuses, a strong increase in the proportion of women without dead children occurred in 1982 as compared with the same proportion in 1974. In order to eliminate this lack of comparability a reweighting was introduced in the 1982 information. New estimates were obtained and they are much closer to those coming from the 1974 census.

(MEASUREMENT OF MORTALITY)
(DATA COMPARABILITY)
(STATISTICAL DATA)

(INFANT MORTALITY)
(CENSUS DATA)

INTRODUCCION

En este trabajo se discute uno de los problemas que plantea la comparabilidad de estimaciones retrospectivas de la mortalidad infantil, estimadas por el método de Coale-Trussell, e ilustra una posible solución que quizás pueda ser generalizada a otras situaciones con problemas similares.

El problema se planteó al tratar de estudiar la trayectoria de la mortalidad infantil de grupos sociales utilizando muestras de los Censos de Población del Ecuador de los años 1974 y 1982. Se observó en primer término que tanto para el total nacional como para la desagregación urbano-rural, las estimaciones resultantes de un censo y otro registran una diferencia de nivel en los años retrospectivos que se pueden comparar. Dado que se intentaba estimar la evolución de la mortalidad infantil de grupos sociales —de alguna manera definidos—, la tarea se planteó como imposible, pues si en los totales se producían problemas de comparabilidad, era de suponer que con las desagregaciones mayores requeridas para tratar a los grupos sociales, las discrepancias se iban a potenciar.

Indagar este problema de la comparabilidad surgió como una necesidad de primera prioridad y la atención tuvo que desviarse a ello.

Teniendo en cuenta que cualquier indicador es siempre un promedio ponderado de sus componentes, y considerando que la mortalidad infantil de un año determinado —que se estima a partir de un grupo de edad específico— es un promedio ponderado de la mortalidad declarada por las mujeres, se procedió a examinar la estructura de las muestras de ambos Censos encontrándose un fuerte aumento del peso relativo de las mujeres que declaran no tener hijos muertos en 1982, en relación a lo declarado en el censo de 1974. Al reponderarse los datos se encontró que el cambio de nivel se justifica por el cambio en la estructura de ponderación.

En el acápite 1 se presentan los resultados de las estimaciones de la mortalidad infantil aplicando el método de Coale-Trussell, utilizando el modelo Oeste de las tablas de Coale-Demeny. En el acápite 2 se discute el comportamiento teórico de los ponderadores bajo hipótesis extremas y en el acápite 3 se presentan los resultados del ejercicio de reponderación.

I. LA MORTALIDAD INFANTIL

Presentación de resultados

Para el análisis de las tendencias de la mortalidad infantil se aplicó el método de estimación conocido como el de Coale-Trussell que es una variante de uno desarrollado por Brass. Por una parte, el supuesto implícito es que el riesgo de

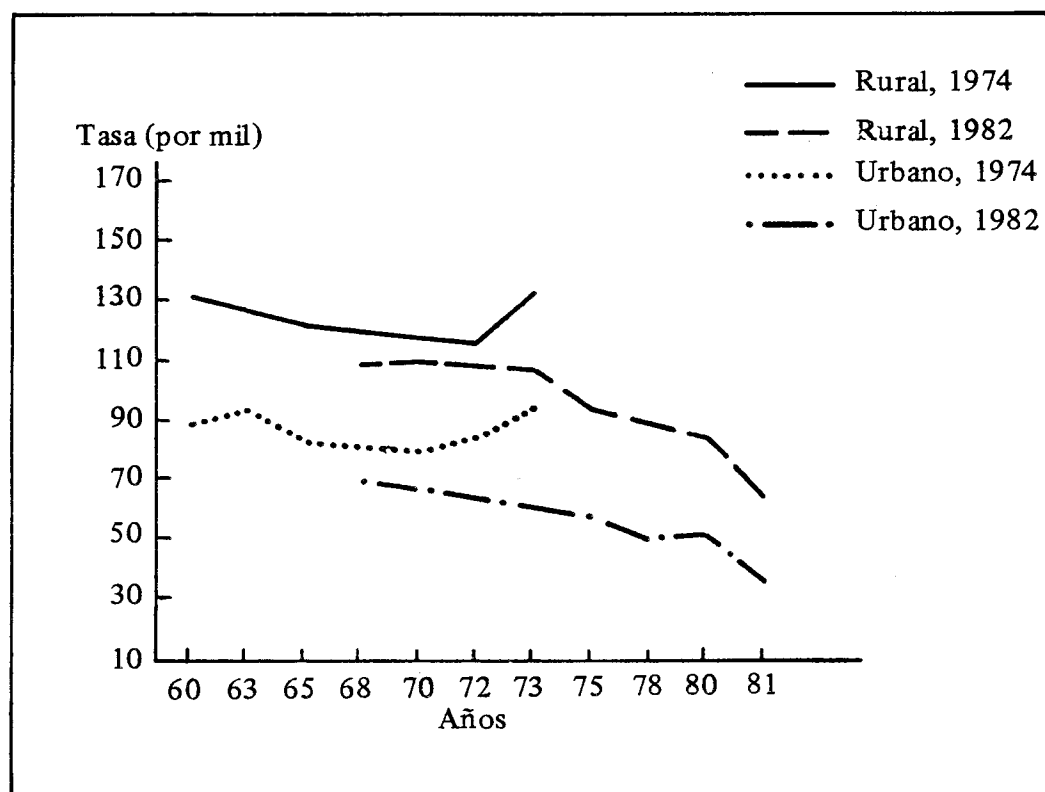
muerte infantil depende de la edad del niño y no de otros factores tal como la edad de la madre o el orden del nacimiento del niño. El método supone que la fecundidad ha permanecido constante en el pasado reciente pues en caso contrario la paridez media obtenida del corte transversal no refleja la experiencia de ninguna cohorte de mujeres y no da un buen índice de la distribución en el tiempo de los nacimientos a que dieron lugar las mujeres de cada grupo de edad.¹ El examen de los datos de paridez del Ecuador indican una disminución leve de la fecundidad con lo cual el método parece utilizable sin mucho riesgo de error.

Debe considerarse además que estos métodos han sido desarrollados para poblaciones cerradas. Este hecho introduce dudas acerca de su aplicabilidad a poblaciones abiertas como lo son las áreas urbanas y rurales o su aplicabilidad en estimaciones por grupos sociales que pueden haber estado sujetos a movilidad durante el período intercensal. Es ésta una duda que requiere de mayores investigaciones y quizás deba recurrirse al diseño de metodologías apropiadas para su solución, tema que escapa a la intención de este trabajo.

Gráfico 1

ECUADOR: MORTALIDAD INFANTIL, 1974 Y 1982

(Modelo Oeste)



¹U.N. *Indirect Techniques for Demographic Estimation*. Manual X. Nueva York, 1983, Capítulo III.

Cuadro 1

ECUADOR: MORTALIDAD INFANTIL

(Tasa por mil nacidos vivos)

Año	Total		Rural		Urbano	
	1974	1982	1974	1982	1974	1982
1981	-	52.1	-	65.5	-	37.2
1980	-	69.8	-	85.8	-	52.9
1978	-	71.4	-	90.0	-	50.9
1975	-	78.2	-	94.9	-	58.4
1973	118.4	88.1	132.8	107.8	95.7	61.1
1972	104.4	-	116.6	-	84.3	-
1970	104.0	92.5	118.3	110.9	80.1	67.2
1968	106.2	92.3	120.3	109.7	81.8	69.7
1965	108.1	-	122.3	-	83.2	-
1963	114.3	-	127.0	-	93.2	-
1960	115.2	-	131.1	-	88.6	-

Fuente: Estimado con los datos de los censos de 1974 y 1982, utilizando el método de Coale-Trussell.

Las estimaciones de mortalidad infantil retrospectiva que resultan de la utilización de los datos provenientes de las muestras de los dos Censos del Ecuador, se presentan en el gráfico 1 y en el cuadro 1. Se consideraron los datos sin introducir corrección alguna en la categoría del "ignorado" de hijos; o sea, las mujeres que figuran bajo ese rubro se excluyeron de la muestra y por lo tanto del análisis.²

Como allí se puede observar, la mortalidad infantil es declinante tanto para el área urbana como para el área rural. Los datos que surgen de la muestra del Censo de 1974 tienen el comportamiento esperado para el grupo de edad de 15 a 19 años, grupo que es utilizado para estimar el año 1973. Este grupo aparece con una mortalidad infantil superior al inmediato anterior, atribuible a que las criaturas de madres jóvenes tienen un riesgo de muerte mayor. En cambio, las estimaciones efectuadas con los datos del Censo de 1982 para ese grupo de edad no conserva el patrón esperado.³

Dos hechos significativos caben ser destacados: en primer lugar la discrepancia de las estimaciones en los años retrospectivos comunes (1968 y 1970) según la información provenga de una u otra fuente. Las mayores discrepancias, cuadro 2, ocurren en el área urbana con una estimación de mortalidad infantil del 16% menor cuando se usan los datos del Censo de 1982. En segundo lugar, y a

²Para no distraer al lector del argumento central en el anexo se aportan algunos datos adicionales.

³U.N. *Indirect Techniques for Demographic Estimation. Manual X*. Nueva York, 1983, capítulo III.

Cuadro 2

**DISCREPANCIAS DE 1982 RESPECTO DE
1974 EN AÑOS COMUNES**

(En porcentaje)

Año	Total	Rural	Urbano
1970	-11.1	-6.2	-16.1
1968	-13.1	-8.8	-14.8

causa del cambio de nivel que se produce en la tendencia de la mortalidad infantil, las estimaciones para el año 1980 ofrecen dudas por los bajos valores que muestran.

Los resultados anteriores ilustran el problema que se plantea y, en consecuencia, se hace necesario estudiar el efecto de la estructura interna de las muestras a fin de determinar si los cambios de nivel obedecen a modificaciones en los pesos relativos que conforman los promedios o si se debe a otras causas. Pero antes es necesario discutir cuáles son los ponderadores implícitos en los promedios de la mortalidad infantil.

II. DISCUSION DEL SISTEMA DE PONDERACION

Las muestras extraídas de los censos, disponibles en el CELADE, se diseñan —en términos generales— de modo tal que cumplan con el requisito de reproducir la estructura nacional en las categorías de urbano-rural y composición por sexo. Sin embargo, ello no significa que necesariamente se ha de reproducir la estructura por edad u otras estructuras que intervienen en la conformación de los agregados que se utilizan en la estimación de la mortalidad infantil. Se hace necesario entonces discutir los ponderadores implícitos en las estimaciones.

Debe recordarse que los datos esenciales utilizados en el método de Coale-Trussell son tres. El primero se refiere al número de nacimientos; el segundo al número de defunciones —o el contrario, los hijos sobrevivientes—, ambos clasificados por grupos quinquenales de edad de la madre. El tercero, el número de mujeres independientemente de su status marital también por grupos de edad.

El procedimiento de cómputo consiste en calcular dos proporciones básicas:

$$\text{a) la paridez media } P(i) = \frac{HT(i)}{N(i)} \quad (1)$$

donde HT es el número total de hijos tenidos nacidos vivos
 N el número de mujeres
 i grupo quinquenal de edad de la madre

b) la proporción de muertes por nacimientos:

$$d(i) = \frac{D(i)}{HT(i)} = \frac{D(i)}{N(i) \cdot P(i)} \quad (2)$$

donde D es el número de hijos muertos. Ahora bien, el denominador N se refiere a la totalidad de mujeres —mayores de 15 años para fines prácticos— y es fácil ver, mediante una simple transformación algebraica, que la proporción de hijos muertos es un promedio ponderado de mortalidad cero —madres que declararon que no se les murió ningún hijo— y de mortalidad con algún valor distinto de cero —madres que declararon que se les murió algún hijo—, en cada grupo de edad. En otros términos es un promedio ponderado de mortalidad cero con mortalidad no-cero. Los ponderadores son la estructura de mujeres por la condición de tener o no hijos muertos, corregido por la paridez media del grupo de edad correspondiente.

La expresión (2) para cada uno de los grupos de edades se puede escribir de la siguiente manera, eliminando el subíndice de edad para facilidad de lectura.

$$D = \frac{P \cdot N}{D} = \frac{P \cdot N_0}{N_0} + \frac{P \cdot N_1}{D_1 N_1} = \frac{P}{1} \frac{N_1}{D_1 N_1} \quad (2^*)$$

donde 0 = cero hijos muertos. Corresponde al grupo de mujeres a quienes no se les murió ningún hijo.
 D1 = número de hijos muertos de madres a quienes se les murió algún hijo. Por lo tanto $D = D_1$.
 N0 = número de mujeres a quienes no se les murió ningún hijo.
 N1 = número de mujeres a quienes se les murió algún hijo.
 N = número de mujeres en un grupo de edad. Es igual a $(N_0 + N_1)$.

La expresión (2*) indica que la proporción de muertos (d), en cada grupo de edad, puede expresarse como el promedio ponderado de muertes cero —primer término de la suma— y de muertes con valores positivos. La ponderación es la estructura de mujeres: N_0/N y N_1/N , cuya suma es 1. Con otras palabras, la proporción de defunciones puede ser calculada como la proporción de hijos muertos por madre declarante de hijos muertos (D_1/N_1) multiplicado por la proporción de madres que declaró hijos muertos en el total de mujeres (N_1/N) , corregido por el inverso de la paridez del grupo de edad correspondiente $(1/P)$. En la comparación de datos de dos censos, cualquier variación de esos tres componentes produce cambios en los resultados.

Cabe preguntarse cuál es el campo de variación que puede tener el coeficiente de mujeres que declararon tener hijos muertos en el total de mujeres (N_1/N) de un censo al siguiente, en un determinado grupo de edad. Con algunas hipótesis restrictivas se puede establecer una de las coras de variación. Si se supone:

- i) que la población es cerrada;
- ii) que en el primer censo, las madres de cada grupo de edad son clasificadas en dos categorías: a) grupo 1: aquellas que no registraron hijos muertos; y b) grupo 2: las que declararon tener hijos muertos;
- iii) que en el segundo censo, las mujeres del grupo 1 son las sobrevivientes del mismo grupo 1 del censo anterior; es decir se supone que en el intervalo intercensal a las madres iniciales sobrevivientes de este grupo no se les murió ningún hijo;

iv) que las mujeres del grupo 1 y del grupo 2 se suponen sujetas a la misma ley de mortalidad;

v) que entre un censo y otro hay una diferencia de 5 años y que se está trabajando con grupos quinquenales de edad.

Bajo estas condiciones y para las edades de más de 20 años, el coeficiente de mujeres con hijos muertos respecto al total de mujeres de cada edad, del segundo censo, es igual a la del grupo de edad anterior del primer censo. O sea, son los mismos coeficientes pero con un desfase de 5 años. Este resultado es trivial si la mortalidad de los dos grupos de mujeres es idéntica.

Pero cabe preguntar qué ocurre si existe un diferencial importante de mortalidad entre uno y otro grupo de mujeres. Para evaluar esta eventualidad, se efectuó un ejercicio numérico en el cual se consideró a un grupo de mujeres con una esperanza de vida al nacer de 52.5 años y al otro con una de 72.5 años. Al recalcularse la estructura cinco años después, dentro de cada grupo de edad, se observan diferencias mínimas; o sea que desde un punto de vista numérico el diferencial de mortalidad de las madres no altera la conclusión anterior para el plazo analizado.

Esa conclusión surgió de suponer que las mujeres que se encuentran en el *grupo 1*, al cabo de cinco años no han tenido ningún hijo muerto. Es ésta una hipótesis sumamente restrictiva, pero permite establecer uno de los extremos del cambio de estructura. Este extremo teórico corresponde a las proporciones más altas que se podrían encontrar para el grupo de mujeres a las que no se les murió ningún hijo. De hecho a algunas de estas mujeres, en el transcurso del tiempo se le muere algún hijo y entonces esas mujeres pasan a formar parte del otro grupo. Por eso las proporciones que se encuentran en los datos empíricos tienen que ser menores o a lo sumo iguales a las que implica este razonamiento extremo.

Cuadro 3

**PORCENTAJE DE MUJERES A LAS QUE NO SE LES MURIO
NINGUN HIJO RESPECTO AL TOTAL DE CADA EDAD**

Edad	1974	Cohorte de 1974 ocho años después	Dato del censo de 1982
(1)	(2)	(3)	(4)
15-19	97.9	-	98.3
20-24	87.6	97.0	90.9
25-29	74.8	93.8	83.7
30-34	64.7	82.5	76.3
35-39	57.1	69.8	67.9
40-44	51.7	61.7	61.7
45-49	48.0	54.8	57.5

Fuente: Tabla 1 del anexo.

Nota: Col.(3): col.(2) desfazada y recompuesta ocho años después para los grupos quinquenales de edad, suponiendo que a las mujeres de 1974 no se le muere ningún hijo. El complemento a 100 corresponde a las mujeres a las que se les murió algún hijo.

A título ilustrativo, en el cuadro 3 se puede observar la estructura de 1974 (segunda columna) y el cambio que la misma tendría ocho años después (columna 3) bajo la hipótesis que ninguna de esas mujeres registra muertes de hijos. Es éste el máximo de cambio que puede tener la estructura. El complemento a cien dentro de cada edad, en cada columna, corresponde al porcentaje de mujeres a las que se les murió algún hijo.

Con fines comparativos en el cuadro 3 se agrega el dato que surge de la muestra del Censo de 1982, y como se puede apreciar los números de las columnas (3) y (4) indican que los datos del Censo de 1982 son consistentes hasta los 39 años de edad: es decir, el Censo de 1982 muestra proporciones menores o iguales al máximo posible. En el grupo de edad de 40-44 años (utilizado para estimar la mortalidad del año 1970) el porcentaje de mujeres (columna 4) tiene el valor máximo alcanzable (61.7%) que lo transforma en un valor sospechoso en cuanto a su precisión, pues es difícil pensar que ese grupo de mujeres en el lapso de 8 años, no tuvo muertos; y, en el último grupo de edad (45-49) utilizado para estimar la mortalidad del año 1968, el porcentaje es inconsistente por ser superior al máximo teórico (54.8%).

Conviene examinar brevemente este comportamiento por área de residencia.

Cuadro 4

**PORCENTAJE DE MUJERES A LAS QUE NO SE LES MURIO
NINGUN HIJO RESPECTO AL TOTAL DE CADA GRUPO
DE EDAD, POR AREA**

Edad	Total nacional		Urbano		Rural	
	1974	1982	1974	1982	1974	1982
15-19	97.9		49.1		48.8	
20-24	87.6	90.8	44.8	54.3	42.8	36.5
25-29	74.9	83.7	39.0	51.8	35.9	31.9
30-34	64.7	76.3	34.4	46.7	30.3	29.6
35-39	57.1	67.9	30.5	41.1	26.6	26.8
40-44	51.1	61.6	28.3	37.7	22.8	23.9
45-49	48.0	57.4	27.2	34.6	20.7	22.8

Fuente: Tabla 1 del anexo.

Se puede hacer dos tipos de comparaciones: el primero, en cada uno de los renglones que corresponden a cada grupo de edad. Se observa un aumento en la proporción de mujeres que declararon no tener hijos muertos en el *área urbana* en 1982 respecto a 1974, en todos los grupos de edad; en cambio, esa proporción disminuye en el *área rural* hasta los 30 años de edad y se mantiene casi invariable en el resto de edades. Esto podría interpretarse como migración de mujeres jóvenes, a quienes no se les murió ningún hijo, aunque para estar seguro de ello hace falta mayor investigación. A partir de los 30 años, en el área urbana la proporción de mujeres que declara no tener hijos muertos aumenta en forma significativa. Ello podría ser un indicio de problemas en la declaración de los hijos sobrevivientes o en la estructura de la muestra.

El segundo tipo de comparación es contrastar los valores de 1982 en cada grupo de edad, con el grupo inmediato anterior del año 1974. Esta comparación es más propia para el total nacional que para el corte urbano-rural por el problema de la posible migración. En esta comparación, a partir de los 30 años —para el total nacional— los datos de 1982 resultarían inconsistentes con los de 1974, pues muestran valores mayores a los esperados bajo las hipótesis extremas desarrolladas en el acápite anterior.

A los efectos de examinar el impacto que tiene este cambio de estructura sobre las estimaciones de la mortalidad infantil, se procedió a reponderar los datos de 1982 de paridez y sobrevivencia por mujer utilizando la distribución de 1974.

III. EJERCICIO DE REPONDERACION

Como se dijo anteriormente, los datos de paridez y de sobrevivientes por mujer del año 1982 se reponderaron con los pesos de 1974. En ambos casos se excluyeron las mujeres con código ignorado en la declaración de hijos nacidos vivos y sobrevivientes y los resultados aparecen en la tabla 2 del anexo. Sobre la base de estos datos se recalculó la mortalidad infantil y las estimaciones aparecen en el cuadro 5 y en el gráfico 2.

Como se puede observar, las discrepancias son mínimas en los años comunes que se pueden comparar. Está levemente sobreestimada en el año 1968, tanto para el total nacional como para el área urbana y rural (total nacional: +0.4%; urbano: +0.3%; rural: 0.7%). En el año 1970 la discrepancia para el total nacional es de 4%, pero debe hacerse notar que la estimación del año 1970

Cuadro 5

COMPARACION DE LA TENDENCIA DE LA MORTALIDAD INFANTIL QUE SURGE DE LOS CENSOS DE 1974 Y DEL CENSO REPONDERADO DE 1982

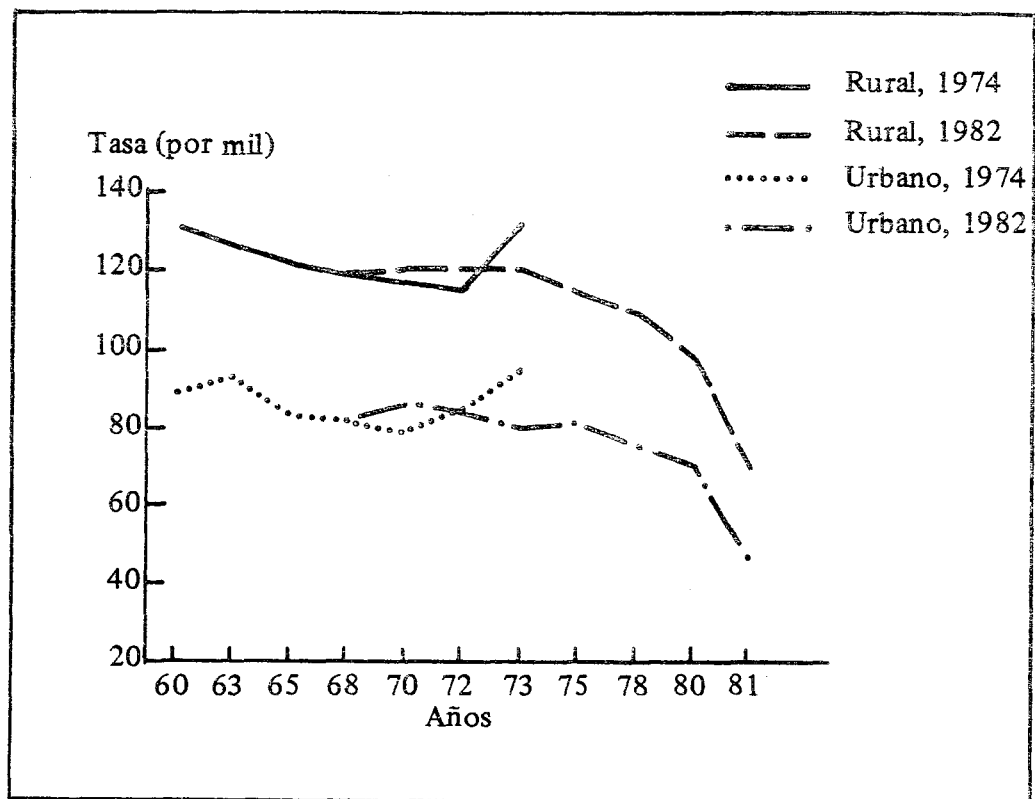
(Por mil)

Año	Urbano		Rural		Total	
	1974	1982	1974	1982	1974	1982
1981	-	47.1	-	71.1	-	61.5
1980	-	70.6	-	98.7	-	87.5
1978	-	75.9	-	110.5	-	97.5
1975	-	82.0	-	115.3	-	103.4
1973	95.7	80.9	132.8	121.3	118.4	107.4
1972	84.3	-	116.6	-	104.4	-
1970	80.1	87.0	118.3	121.6	104.0	109.0
1968	81.8	82.0	120.3	121.1	106.2	106.6
1965	83.2	-	122.3	-	108.1	-
1963	93.2	-	127.0	-	114.3	-
1960	88.6	-	131.1	-	115.2	-

Nota: Las fracciones de año no se han puesto.

Gráfico 2

MORTALIDAD INFANTIL, 1982
REPONDERADO CON LA ESTRUCTURA DE 1974



resultante del Censo de 1982, tiene una fluctuación en el área urbana que es la que influye en el total mencionado.

En síntesis el examen del comportamiento de la tendencia de la mortalidad infantil que surge de la muestra de 1982 reponderada, da una continuidad a la tendencia que presenta el Censo de 1974.

Esto implica que una estructura como la del Censo de 1974 produce resultados consistentes cuando a ella se aplican los datos del Censo de 1982, si es que por consistencia ha de entenderse que los resultados de mortalidad infantil que surgen de ambos Censos coincidan aproximadamente en los años retrospectivos comunes. Si así fuera se podría concluir que la muestra del Censo de 1982 tiene un sesgo en las edades avanzadas hacia las mujeres que declaran no tener hijos muertos. Este defecto se puede corregir aplicando una estructura similar a la de 1974. Por otra parte, la tendencia general que presenta esta serie reponderada aparece con niveles "razonables" de acuerdo al grado de desarrollo económico del Ecuador.

Caben algunas consideraciones adicionales. En primer lugar, como se mencionó anteriormente, las ponderaciones de 1974 sobreestiman levemente la mortalidad de los años retrospectivos comunes, cuando son aplicadas a los datos

del censo de 1982. Ello significa que el verdadero ponderador para las edades avanzadas se encuentra entre el máximo teórico a que se aludió anteriormente y el valor que surge del censo de 1974.

Por último se puede plantear la pregunta de por qué no reponderar el censo de 1974 con la estructura de 1982. Si ello se hubiera hecho, los años retrospectivos comunes también coincidirían, pero al nivel de mortalidad infantil dado por el censo de 1982; o sea, toda la trayectoria temporal de la mortalidad se encontraría a un nivel más bajo. Y, entre las dos ponderaciones, ¿cuál de ellas elegir?. Sobre esto no puede haber una respuesta definitiva. La elección de una u otra dependerá de la confianza que el estimador tenga respecto de la bondad de uno u otro censo en los aspectos pertinentes del tema; de los conocimientos que aportan otras fuentes de información respecto al nivel que caracteriza mejor la situación real del país, sin olvidar que los datos que surgieron del primer censo, en su oportunidad, sirvieron para diseñar y aplicar políticas.

A N E X O

Tabla 1

PORCENTAJE DE MUJERES SEGUN DECLARACION DE HIJOS SOBREVIVIENTES

Edad	Total Nacional			HNVI		HNVI0		HNVI1	
	HNVI ^a	HNVI0 ^b	HNVI1 ^c	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
<i>1974</i>									
15-19	100.00	97.95	2.06	49.80	50.28	49.16	48.86	0.64	1.42
20-24	100.00	87.61	12.43	48.81	51.27	44.84	42.84	3.97	8.46
25-29	100.00	74.84	25.24	46.57	53.52	39.01	35.93	7.58	17.67
30-34	100.00	64.70	35.41	44.89	55.22	34.40	30.37	10.50	24.91
35-39	100.00	57.16	42.96	43.30	56.81	30.52	26.68	12.78	30.18
40-44	100.00	51.17	48.97	44.14	55.99	28.37	22.80	15.77	33.20
45-49	100.00	48.05	52.06	43.61	56.49	27.25	20.79	16.36	35.70
50 y +	100.00	42.73	57.32	42.22	57.83	22.62	20.17	19.64	37.73
<i>1982</i>									
15-19	100.00	98.33	1.67	57.24	42.76	56.67	41.65	0.57	1.11
20-24	100.00	90.86	9.14	57.67	42.33	54.38	36.48	3.29	5.85
25-29	100.00	83.70	16.30	57.33	42.67	51.76	31.94	5.57	10.73
30-34	100.00	76.31	23.69	54.90	45.10	46.73	29.58	8.17	15.52
35-39	100.00	67.94	32.06	51.54	48.46	41.17	26.78	10.37	21.68
40-44	100.00	61.66	38.34	50.28	49.72	37.70	23.96	12.58	25.75
45-49	100.00	57.45	42.55	49.57	50.43	34.64	22.81	14.92	27.63
50 y +	100.00	50.73	49.27	48.65	51.35	29.93	20.80	18.72	30.55

Nota: No necesariamente la suma es 100 debido al redondeo de cifras. Excluye el código ignorado de hijos.

^aHijos nacidos vivos.

^bNacidos vivos y todos sobrevivientes.

^cNacidos vivos y algunos muertos.

Tabla 2

**PARIDEZ Y SOBREVIVIENTES POR MUJER.
RESULTADOS DE LA REPONDERACION
CON LA ESTRUCTURA DE 1974**

Edad	Paridez			Sobrevivencia		
	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total
<i>1974 Dato de la muestra del censo</i>						
15-19	0.17493	0.27636	0.22589	0.15912	0.24192	0.20072
20-24	1.10366	1.66129	1.38940	0.99679	1.42999	1.21877
25-29	2.43499	3.38206	2.94164	2.18431	2.83867	2.53436
30-34	3.73240	4.96510	4.41256	3.30961	4.08900	3.73965
35-39	4.96806	6.28333	5.71474	4.35235	5.07472	4.76244
40-44	5.77270	7.18664	6.56337	4.90073	5.64055	5.31443
45-49	5.97086	7.44396	6.80217	5.03557	5.64294	5.37833
<i>1982 Dato de la muestra del censo, reponderado</i>						
15-19	0.29477	0.42718	0.36130	0.28022	0.39436	0.33757
20-24	1.31206	1.83966	1.58241	1.20110	1.61524	1.41331
25-29	2.38608	3.41075	2.93424	2.14600	2.89400	2.54615
30-34	3.42320	4.88835	4.23162	3.02404	4.06172	3.59660
35-39	4.37530	6.20570	5.41442	3.83835	5.02076	4.50961
40-44	5.42615	7.27435	6.45965	4.64962	5.78150	5.28256
45-49	5.99246	7.72098	6.96791	5.11078	6.00231	5.61389

Tabla 3

ECUADOR 1974 Y 1982. NUMERO DE MUJERES DE 15 AÑOS Y MAS EN LAS CATEGORIAS DE "NO SE APLICA" E "IGNORADO" EN LAS PREGUNTAS DE HIJOS NACIDOS VIVOS Y SOBREVIVIENTES

Hijos nacidos vivos	Hijos sobrevivientes					
	No se aplica		Ignorado		Total	
	1974	1982	1974	1982	1974	1982
	<i>Número</i>					
No se aplica -2	265 004	-	79	303 070	265 186	303 070
Ignorado -1	1 751	-	132 411	406 000	138 884	413 885
Cero hijos 0	443 805	351 425	241	-	446 909	351 425
Total	71 626	351 425	140 625	735 558	2 064 792	2 661 058
	<i>Porcentaje</i>					
No se aplica -2	12.8	-	-	11.4	12.8	11.4
Ignorado -1	0.1	-	6.4	15.3	6.7	15.6
Cero hijos 0	21.5	13.2	-	-	21.6	13.2
Total	34.4	13.2	6.8	27.6	100.0	100.0

Tabla 4

**ECUADOR: NUMERO DE MUJERES CON CODIGO IGNORADO
EN LOS HIJOS NACIDOS POR ESTADO CIVIL**

(En porcentaje)

Edad	Total		Subtotal		Ignorado		Unido		Soltero		Casado	
	1974	1982	1974	1982	1974	1982	1974	1982	1974	1982	1974	1982
<i>Urbano</i>												
Total	100.0	100.0	37.9	59.5	3.4	5.9	1.5	2.5	28.2	44.6	3.5	5.4
15-19	36.7	48.7	16.5	27.5	1.2	2.7	0.4	0.6	14.4	23.3	0.6	0.8
20-24	18.9	23.2	8.8	15.4	0.6	1.5	0.3	0.7	7.0	11.7	0.7	1.4
25-29	8.7	9.3	3.2	6.1	0.2	0.5	0.2	0.4	2.4	4.2	0.4	0.9
30-34	6.0	4.4	1.7	2.7	0.1	0.3	0.1	0.2	1.1	1.7	0.3	0.5
35-39	5.0	3.0	1.1	1.7	0.1	0.2	0.1	0.2	0.7	0.8	0.2	0.4
40-44	4.2	2.2	1.0	1.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.5	0.7	0.3	0.3
45-49	3.8	1.8	0.9	1.0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.4	0.5	0.2	0.2
50 y +	16.6	7.4	4.6	3.8	1.1	0.5	0.1	0.3	1.7	1.6	0.8	0.8
<i>Rural</i>												
Total			62.1	40.5	4.3	3.0	4.2	2.6	29.5	29.1	19.5	4.5
15-19			20.2	21.2	1.2	1.7	0.9	0.7	16.6	17.8	1.4	0.9
20-24			10.1	7.7	0.4	0.5	0.8	0.5	6.1	5.7	2.7	1.0
25-29			5.5	3.1	0.2	0.2	0.6	0.3	2.1	2.1	2.6	0.5
30-34			4.3	1.7	0.1	0.1	0.4	0.2	1.3	1.0	2.4	0.4
35-39			3.9	1.3	0.1	0.1	0.4	0.2	0.7	0.7	2.5	0.2
40-44			3.2	1.0	0.2	0.1	0.3	0.2	0.6	0.4	1.8	0.3
45-49			2.9	0.8	0.1	0.1	0.3	0.1	0.5	0.3	1.7	0.3
50 y +			12.0	3.6	2.0	0.3	0.8	0.4	1.7	1.1	4.3	0.9