

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

Angel Fucaraccio ✓
abril de 1989
Sgo. Chile

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 tema surgió al tratar de estudiar la trayectoria de la mortalidad infantil por grupos sociales utilizando muestras de los Censos de Población del Ecuador de los años 1974 y 1982: tanto para el total nacional como para la desagregación urbano-rural, las estimaciones que surgen de un censo y otro muestran una diferencia de nivel en los años retrospectivos que se pueden comparar.

Dado que la intención inicial fue estimar la evolución de la mortalidad infantil de grupos sociales -de alguna manera definidos-, la tarea se planteó como una imposible, pues si en un corte agregado, como lo es la clasificación de urbano-rural, 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 éste 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 examinar la estructura de las muestras de ambos Censos encontrándose un fuerte

CELADE - SISTEMA DOCPAL
DOCUMENTACION
SOBRE POBLACION EN
AMERICA LATINA

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 I 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-Demeni. En el acápite II se discute el comportamiento teórico de los ponderadores bajo hipótesis extremas y en el acápite III se presentan los resultados del ejercicio de reponderación.

I. LA MORTALIDAD INFANTIL

1. 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 dá 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 exámen 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

^{1/} U.N. "INDIRECT TECHNIQUES FOR DEMOGRAPHIC ESTIMATION. MANUAL X". NEW YORK, 1983, Capitulo III.

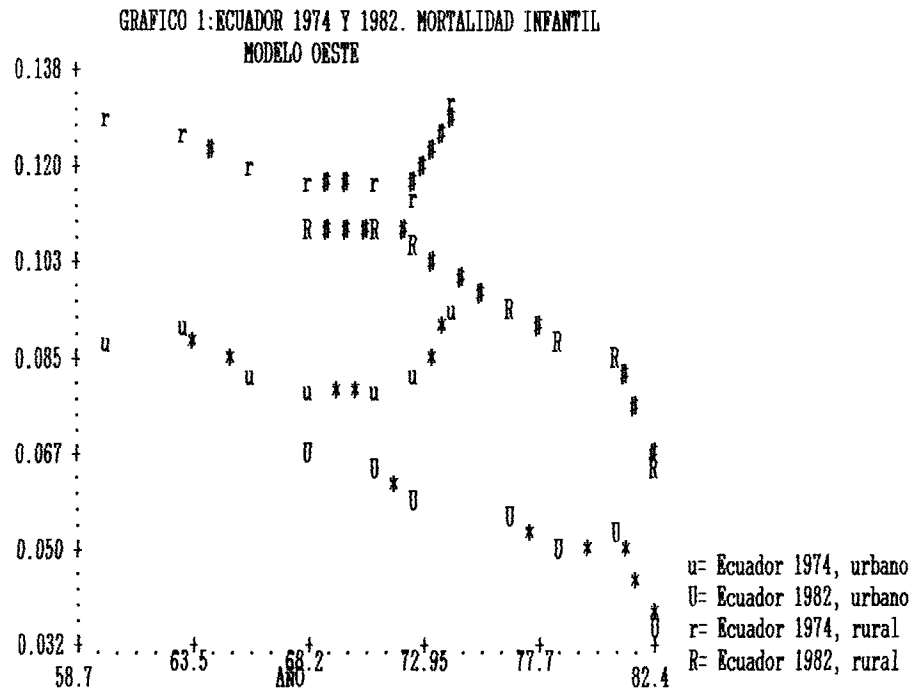
acerca de su aplicabilidad a poblaciones abiertas como lo son las áreas urbanas y rurales o su aplicabilidad en estimaciones por grupos sociales que pueden haber estado sujetos a movilidad durante el período intercensal. Es ésta una duda que requiere de mayores investigaciones y quizás deba recurrirse al diseño de metodologías apropiadas para su solución, tema que escapa a la intención de este trabajo. En el ejercicio efectuado se utilizó el modelo OESTE de las tablas de vida de Coale-Demeny que como se sabe es un patrón residual.

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/}

^{2/} Para no distraer al lector del argumento central en anexo se aportan algunos datos adicionales.

^{3/} U.N. "INDIRECT TECHNIQUES FOR DEMOGRAPHIC ESTIMATION. MANUAL X". NEW YORK, 1983, Capítulo III.



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 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.

CUADRO 1: ECUADOR, MORTALIDAD INFANTIL

AÑO	TOTAL		RURAL		URBANO	
	1974	1982	1974	1982	1974	1982
81	-	52,1	-	65,5	-	37,2
80	-	69,8	-	85,8	-	52,9
78	-	71,4	-	90,0	-	50,9
75	-	78,2	-	94,9	-	58,4
73	118,4	88,1	132,8	107,8	95,7	61,1
72	104,4	-	116,6	-	84,3	-
70	104,0	92,5	118,3	110,9	80,1	67,2
68	106,2	92,3	120,3	109,7	81,8	69,7
65	108,1	-	122,3	-	83,2	-
63	114,3	-	127,0	-	93,2	-
60	115,2	-	131,1	-	88,6	-

Fuente: estimado con los datos de los censos de 1974 y 1982.

CUADRO 2
DISCREPANCIAS DE 1982 RESPECTO DE
1974 EN AÑOS COMUNES
(en porcentaje)

	TOTAL	RURAL	URBANO
1970	-11.1	-6.2	-16.1
1968	-13.1	-8.8	-14.8

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 cuales son los ponderadores implícitos en los promedios de la mortalidad infantil.

2. 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 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:

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

donde F es el número de nacimientos
 N el número de mujeres
 i grupo quinquenal de edad de la madre

b) la proporción de muertes por nacimientos:

$$d(i) = \frac{D(i)}{F(i)} = \frac{D(i)}{N(i).f(i)} \quad (2)$$

donde D es el número de hijos muertos

Ahora bién, el denominador N se refiere a la totalidad de mujeres y es muy fácil ver, mediante una simple transformación algebraica, que la proporción de muertos es un promedio ponderado de mortalidad cero -madres que declararon que no se les murió ningún hijo- y de muertos 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 que tiene algún valor positivo. Los ponderadores son la estructura de mujeres corregido por la paridez media del grupo de edad correspondiente.

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

$$d = \frac{D}{f.N} = \frac{0}{f.N0} \frac{N0}{N} + \frac{D1}{f.N1} \frac{N1}{N} = \frac{1}{f} \frac{D1}{N1} \frac{N1}{N} \quad (2*)$$

donde

- 0 = cero muertes. Corresponde al grupo de mujeres a quienes no se les murió ningún hijo
- D1 = número de muertos de madres a quienes se les murió algún hijo. Por lo tanto D=D1
- 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 (N0 + N1)

La expresión (2*) indica que la proporción de muertos (d) puede expresarse como el promedio ponderado de muertes cero-primer término de la suma- y de muertes con valores positivos. Los ponderadores es la estructura de mujeres (N0/N y N1/N cuya suma es 1). En otros términos, la proporción de defunciones puede ser calculada como la proporción de muertos por madre declarante de hijos muertos (D1/N1) multiplicado por la proporción de madres que declaró hijos muertos en el total de mujeres (N1/N), corregido por el inverso de la paridez del grupo de edad correspondiente (1/f). En la comparación de datos de dos censos, cualquier variación de esos tres componentes produce cambios en los resultados.

Desde el punto de vista de este trabajo interesa indagar el campo de variación que puede tener la estructura (N1/N) de un

censo al siguiente; o sea, interesa verificar si se puede pensar en la existencia de un patrón definido de cambio o nó. Con algunas hipótesis restrictivas se puede decir algo respecto de una de las cotas de variación. Para ello se supondrá i) que la población es cerrada; ii) que en el primer censo, las madres 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) en el segundo censo, las mujeres del grupo 1 son las sobrevivientes del censo anterior; es decir que en el intervalo intercensal a las madres iniciales de este grupo no se les murió ningún hijo. iv) las mujeres del grupo 1 y del grupo 2 están 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, la estructura 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 se trata de una estructura igual 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 que ocurre si existe un diferencial de mortalidad entre uno y otro grupo de mujeres. Para controlar ello 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.

CUADRO 3: PORCENTAJE DE MUJERES A LAS QUE NO
NO SE LES MURIO NINGUN HIJO
RESPECTO AL TOTAL DE CADA EDAD

EDAD	1974	COHORTE DE 1974 OCHO AÑOS DESPUES	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: Cuadro 1 del anexo.

Nota: Col.(3): Estructura de la col.(2) desfasada 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 100 corresponde a las mujeres a las que se les murió algún hijo.

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 más bajas o a lo sumo iguales a las que implica este razonamiento extremo.

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) suponiendo que ninguna de las 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 el comportamiento por área de residencia.

CUADRO 4: PORCENTAJE DE MUJERES A LAS QUE NO
NO SE LES MURIO NINGUN HIJO RESPECTO
AL TOTAL DE CADA EDAD, POR AREA.

EDAD	TOTAL NACIONAL		URBANO		RURAL	
	1974	1982	1974	1982	1974	1982
15-19	97.9	98.3	49.1	56.6	48.8	41.7
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: Cuadro 1 del anexo.

El aumento de la proporción de mujeres del área urbana en 1982 que declararon no tener hijos muertos para los grupos de edad de hasta los 24 años, se relaciona con la disminución de la proporción de mujeres del área rural. Esto podría interpretarse como migración de mujeres jóvenes aunque para estar seguro de ello hace falta mayor investigación. En el área rural, a partir de los 30 años las proporciones tienen muy poca variación entre 1974 y 1982; pero para el área urbana la proporción de mujeres que declara no tener hijos muertos aumenta en forma significativa. Este hecho es un indicio de problemas en la declaración de los hijos sobrevivientes o en la estructura de la muestra.

En síntesis, los datos indican una relativa constancia del peso relativo de las mujeres rurales que declaran sobrevivientes a todos sus hijos y de las mujeres urbanas que declaran algún hijo muerto. El aumento del peso relativo de las mujeres urbanas que no tuvieron hijos muertos se vincula casi en su totalidad por la disminución del peso relativo de las mujeres rurales y urbanas que tienen algún hijo muerto.

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 el CUADRO 2 del apéndice. Sobre la base de estos datos se recalculó la mortalidad infantil y las estimaciones aparecen en el CUADRO 5 y en el GRAFICO 2.

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)

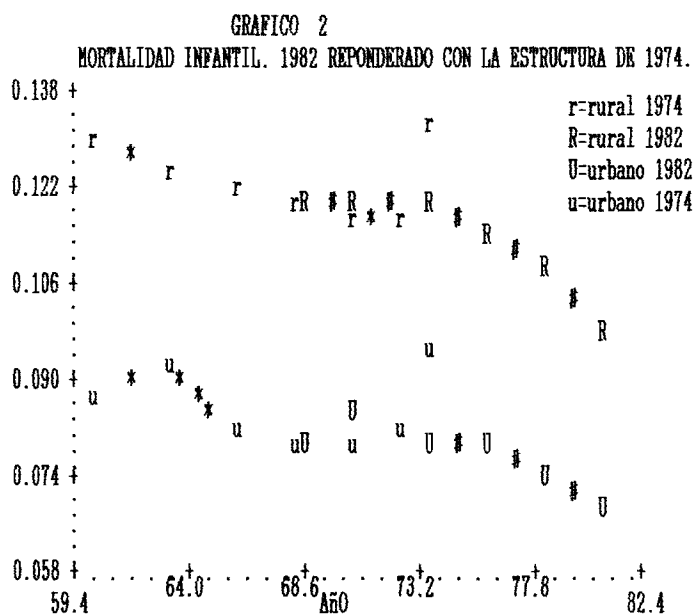
AÑO	URBANO		RURAL		TOTAL	
	1974	1982	1974	1982	1974	1982
81	-	47,1	-	71,1	-	61,5
80	-	70,6	-	98,7	-	87,5
78	-	75,9	-	110,5	-	97,5
75	-	82,0	-	115,3	-	103,4
73	95,7	80,9	132,8	121,3	118,4	107,4
72	84,3	-	116,6	-	104,4	-
70	80,1	87,0	118,3	121,6	104,0	109,0
68	81,8	82,0	120,3	121,1	106,2	106,6
65	83,2	-	122,3	-	108,1	-
63	93,2	-	127,0	-	114,3	-
60	88,6	-	131,1	-	115,2	-

NOTA: Las fracciones de año no se han puesto.

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 se agranda al 4.8% para el total nacional, pero debe hacerse notar que la estimación del año 1970 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 porqué 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, ¿cual 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 diseñar y aplicar políticas.

A N E X O

CUADRO 1: PORCENTAJE DE MUJERES SEGUN DECLARACION DE HIJOS SOBREVIVIENTES.

EDAD	TOTAL NACIONAL			HNVI		HNVI0		HNVI1	
	HNVI	HNVI0	HNVI1	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL
EXCL. IG. HIJOS 1974									
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
50Y +	100.00	42.73	57.32	42.22	57.83	22.62	20.17	19.64	37.73
EXCL. IG. HIJOS 1982									
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
50Y +	100.00	50.73	49.27	48.65	51.35	29.93	20.80	18.72	30.55

LOS DATOS VIENEN DEL ARCHIVO XMOR.VIR

HNVI =HIJOS NACIDOS VIVOS; HNVI0= NACIDOS VIVOS Y TODOS SOBREVIVIENTES

HNVI1= NACIDOS VIVOS Y ALGUNOS MUERTOS

Nota: no necesariamente la suma es 100 debido al redondeo de cifras.

CUADRO 2: PARIDEZ Y SOBREVIVIENTES POR MUJER.
RESULTADOS DE LA REPONDERACION CON LA
ESTRUCTURA DE 1974.

	PARIDEZ			SOBREVIVENCIA		
	URBANO	RURAL	TOTAL	URBANO	RURAL	TOTAL
- 1974 DATO DE LA MUESTRA DEL CENSO -						
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
- 1982 DATO DE LA MUESTRA DEL CENSO, REPONDERADO-						
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

CUADRO 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
	-número-					
NO SE APLICA -2	265004	-	79	303070	265186	303070
IGNORADO -1	1751	-	132411	406000	138884	413885
CERO HIJOS 0	443805	351425	241	-	446909	351425
TOTAL	71626	351425	140625	735558	2064792	2661058
	-porcentaje-					
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	21.5	13.2	-	-	21.6	13.2
TOTAL	34.4	13.2	6.8	27.6	100.0	100.0

