CELADE
Original de trabajo final
de becario de **primer** año

Nº	Z / 3
	1970

Autores	Asesores
Adalberto Arrias **Alfonso Farnos**	**Profesor Albino Bocaz**

Título del trabajo

Buenos Aires, Bogotá y San José: Análisis del método de Brass para la medición de la fecundidad y la mortalidad

Se ruega al profesor calificar con una escala de 1 a 7 los siguientes aspectos del trabajo:	Originalidad e interés del tema			Tratamiento teórico del tema		
	Presentación formal		Conclusiones y resultados		Evaluación crítica de los resultados	
Al final, como resumen de las calificaciones asignadas, se clasificará al trabajo en una de las siguientes categorías:	Muy bueno		X	Bueno		
	Regular			Malo		

Observaciones

Copia destinada a

En la copia destinada a la secretaría de becarios se anotará la calificación final conjunta del trabajo y se la destinará al archivo.

INDICE

Indice de cuadros y gráficos

Página

Gráficos

I INTRODUCCION Y OBJETIVOS

Uno de los principales problemas que existen en el campo de la demografía es la obtención de medidas confiables de fecundidad y mortalidad en países o zonas donde no se cuenta con información o donde la que está disponible es deficiente.

La necesidad de llevar adelante el análisis demográfico en tales condiciones ha estimulado el desarrollo de técnicas tales como las contenidas en el Manual IV de Naciones Unidas[1/] y en the Demography of Tropical Africa.[2/]

En estas publicaciones se resumen las experiencias de varios investigadores, llevadas a cabo en situanes muy peculiares en relación con la información disponible y las características demográficas, como son los países africanos y asiáticos.

Este trabajo se propone verificar la utilidad de tales técnicas en las condiciones de América Latina, tomando como información básica la suministrada por tres de las siete encuestas realizadas en igual número de capitales latinoamericanas, en los alrededores de 1964.

Las encuestas a que se hace referencia fueron organizadas por el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), junto con otras organizaciones. Estas encuestas fueron practicadas en Bogotá, Buenos Aires, Caracas, México, Panamá, Río de Janeiro y San José, han sido identificadas bajo las siglas PECFAL-URBANO, respondiendo al nombre de "Programa de Encuestas Comparativas de Fecundidad en América Latina".[3/]

De las siete ciudades enunciadas se han tomado para ser analizadas las informaciones concernientes a las dos primeras y a la última. La selección tuvo como base el tomar una muy urbanizada (Buenos Aires) una medianamente urbanizada (Bogotá) y otra de menos urbanización (San José).

El presente trabajo ha sido dividido en dos partes fundamentales, una que abordará las medidas de la fecundidad, y otra las de mortalidad.

1/ Naciones Unidas, Métodos para establecer mediciones demográficas a partir de datos incompletos, Manual IV, ST/SOA/Serie A/42, Nueva York, 1968, Capítulos II y VII.

2/ Brass, William; Coale Ansley J. y otros, The Demography of Tropical Africa, Princeton, University Press, Princeton, 1968, Capítulo III. Existe traducción hecha por CELADE, Serie D, N° 63, octubre 1970.

3/ Una mejor información sobre este programa puede leerse en: Miró, Carmen A., Un programa de encuestas comparativas de fecundidad en América Latina: Refutación de algunos conceptos erróneos. Páginas 1 a la 5. CELADE, Serie A, N° 49, abril de 1970. Santiago, Chile.

II INFORMACION UTILIZADA. CARACTERISTICAS GENERALES

La información requerida para ambas partes se encuentra contenida en las tabulaciones de la encuesta, (Grupo VII de tabulaciones) y serán utilizadas las referentes a niños nacidos vivos y niños sobrevivientes según edad de la madre.

Las tabulaciones de referencia tienen en su fila de encabezamiento los años individuales que van desde 15 hasta 49. En la primera columna que sirve de guía presentan los años calendarios consecutivos desde 1920 hasta 1964. De esta forma en la intersección de una fila con una columna se puede encontrar la cantidad de hijos nacidos vivos o sobrevivientes en el momento de la encuesta, que han tenido las madres en un cierto año (según la fila) cuando tenían una determinada edad (según la columna). Para llegar a estos resultados se confeccionó en el momento de la entrevista una historia de embarazos que permitió reconstruir de la forma arriba señalada los datos correspondientes.

Por otra parte se cuenta con la información del número de mujeres entrevistadas por grupos quinquenales en el año 1964.

Por lo antes expuesto, se puede formar para cada grupo de edad una cohorte, que en forma retrospectiva, irá desde 1964 (cuando las mujeres se encontraban entre las edades x y x+4), hasta cuando tenían 15 años; así por ejemplo, se forma una cohorte con las mujeres que en 1964 tenían de 45 a 49 años y que por lo tanto de 1930 a 1935 entraron en sus 15 años respectivamente.

Para simplificar el trabajo conviene hacer una definición de algunos de los términos que serán utilizados en el texto. Así, por lo tanto, se entenderá por:

Fecundidad actual de un grupo quinquenal (f_i): Al cociente que resulta de dividir el número de hijos tenidos en el año anterior a la encuesta entre las mujeres que se encuentran en el grupo quinquenal de edades (i) que dio origen a esos nacimientos. Y donde i va desde 1 hasta 7 correspondiendo a los intervalos de edades 15-19, 20-24 ... 45-49 respectivamente.

Paridez media de un grupo quinquenal (P_i): Al cociente que resulta de dividir el número de hijos tenidos a lo largo de toda su vida por las mujeres de un grupo de edades, entre la cantidad de mujeres que forman ese grupo. Puede decirse también que es el "número medio de hijos tenidos" a lo largo de su vida por las mujeres que tienen exactamente la edad media del intervalo quinquenal.

Número medio de hijos sobrevivientes (S_i): Es lo mismo que el caso anterior pero en lugar de considerarse en el número todos los nacidos, se consideran a todos los que estaban vivos al momento de la encuesta.

Por último se ha tenido el cuidado de comparar los resultados obtenidos con los que anteriormente habían sido informado en otras publicaciones, a fin de establecer las semejanzas y diferencias que puedan existir entre el método aquí utilizado y el empleado en esas publicaciones.

PARTE 1

Análisis de las medidas de fecundidad

I METODOLOGIA UTILIZADA

En este punto no se pretende repetir totalmente la metodología planteada por el profesor W. Brass, para la elaboración de medidas de fecundidad, basadas en las respuestas dadas en un censo o encuesta a las preguntas:

¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido hasta el presente? ¿Cuántos hijos nacidos vivos tuvo en los últimos doce meses?

Se pretende en realidad hacer un esquema de dicha metodología señalando los supuestos y fundamentos de la misma.

Para una explicación más detallada puede leerse el Manual IV, sobre métodos de cálculo de la población[4/] y "The Demography of Tropical Africa".[5/]

a) Supuestos. Los supuestos de que se parte para la elaboración de las tasas de fecundidad en base a las preguntas antes señaladas son los siguientes:

i) Las tasas de fecundidad se han mantenido aproximadamente constante en los últimos 33 años (período reproductivo aproximado de las mujeres), retrospectivamente, a partir de la fecha de la encuesta.

ii) Los movimientos migratorios no han presentado características diferenciales al de la población no migrante, en lo referente a fecundidad.

iii) No hay fecundidad diferencial entre las mujeres que mueren y las que sobreviven.

En la medida en que estas hipótesis se cumplan podrá decirse que el número medio de hijos tenidos por las mujeres que actualmente tienen entre 45 y 49 años (P_7) es un buen indicador del nivel de fecundidad corriente, por cuanto puede considerarse aproximadamente igual a la suma de las tasas de fecundidad actual por grupos de edades; o sea, a la Tasa Global de Fecundidad.

Sin embargo, dado que el período que necesitan recordar las mujeres de 45-49 años para señalar el número de hijos nacidos vivos a lo largo de su vida es demasiado largo, se sabe que esta información se encuentra subestimada debido a que en las declaraciones se producen omisiones entre otras causas por el olvido de hijos mayores de edad que se han ido del hogar, nacidos vivos que fallecieron hace muchos años, etc..

Estas deficiencias se producen principalmente para los grupos de edades superiores a los 30 años, no sucede exactamente así para los primeros grupos, donde el período que deben recordar es más pequeño.

b) Condiciones que deben cumplirse. Si no existen errores de declaración y las hipótesis antes señaladas se cumplen, es de suponer que el número medio de hijos tenidos por mujer para cada intervalo de edad tenga que coincidir con la acumulación de las tasas de fecundidad por edad, hasta aquélla que representa la edad media del intervalo para el cual se tiene la paridez media.

4/ Op. cit., páginas 34 a 38.
5/ Op. cit., páginas 1 a 17 de la traducción hecha por CELADE.

Esta coincidencia es de esperar que ocurra, por las razones arriba señaladas principalmente para las primeras edades del período reproductivo.

Para poder hacer una estimación de las tasas de fecundidad, de la paridez en las últimas edades, y de la T.G.F.; es necesario contar, de acuerdo al método de Brass, con una estructura de la fecundidad actual que sea bastante confiable. Es por ello que se necesita conocer el número de hijos tenidos por cada mujer en el año anterior a la encuesta o censo, para así determinar la estructura de las tasas de fecundidad por edad (independientemente de que los niveles obtenidos no sean del todo correctos, debido principalmente a la no correcta ubicación del período de referencia).

En resumen, se acepta como buena la estructura de las tasas de fecundidad por grupos de edades obtenidas del dato de hijos tenido el año anterior, y el nivel de la fecundidad que brinda el número medio de hijos tenidos por las mujeres de los primeros grupos de edades. (Generalmente, 20-24 ó 25-29). Además se estima que la diferencia que puede existir entre la fecundidad actual y el número medio de hijos tenidos para estos grupos (fecundidad retrospectiva) se debe en esencia, a la incorrecta determinación del período de referencia ante la pregunta del número de hijos tenidos el año anterior.

c) Corrección de f_i. El método plantea la utilización de un factor de corrección de las tasas de fecundidad actual observadas, con el objeto de obtener el nivel correcto de cada tasa de fecundidad. Este factor se obtiene al dividir la paridez media (P_i) entre la fecundidad actual acumulada (F_i) para cada i-ésimo intervalo de edades.

Los mejores factores de corrección son los que se obtienen de la relación entre la (P_i) y la (F_i) de los grupos 20-24 y 25-29, por los motivos arriba señalado.

d) Cómo hacer comparables P_i y F_i. Como quiera que la paridez (P_i) representa la que existe en la edad media de cada grupo quinquenal de edades, y la fecundidad actual (f_i) representa la fecundidad de una cualquiera de las edades que existen en el intervalo i, sería necesario, para hacer comparables las cifras, multiplicar la f_i por 2,5 años y agregarle este valor a la fecundidad acumulada hasta el inicio de cada intervalo.

Así, en general se puede decir que:

$$F_i = 5 \sum_{j=0}^{i-1} f_j + 2{,}5 f_i \qquad (1)$$

Donde F_i es la fecundidad actual acumulada hasta la edad media del intervalo de edades i-ésimo (i=1,2 ...7).

f_i es la fecundidad actual de cada intervalo de edad considerado.

$5 \sum_{j=0}^{i-1} f_j$ representa la fecundidad actual acumulada al principio de cada intervalo de edad; evidentemente $f_j=0$ para j=0.

Como al pasar de una edad a otra la fecundidad no varía en forma lineal; Brass[6/] determina unos multiplicadores diferentes al 2,5 señalado anteriormente para cada grupo de edad, basándose en un modelo de fecundidad que puede aplicarse aunque la edad de inicio del período reproductivo sea diferente. Estos multiplicadores aparecen el Manual IV[7/] y dependen del tipo de distribución que exista de las tasas de fecundidad.

Se puede adoptar como criterio para ver la variación de estos coeficientes, el uso de algunas relaciones existentes entre las tasas de fecundidad, como son f_1/f_2, edad media de la fecundidad, etc.

La razón f_1/f_2, puede considerarse como un buen indicador de la forma de la curva de fecundidad en el primer tramo de edades.

Es decir, esta relación trata de sintetizar la asimetría de la curva y la rapidez con que crece en las primeras edades. La relación variará en función de la edad en que comienza la reproducción y el nivel de ésta.

La edad media ($\bar{m}$) se considera un buen indicador de la fecundidad para los tramos siguientes. El método propone, por lo tanto, que con f_1/f_2 se determinen los multiplicadores de los tres primeros grupos quinquenales y con la $\bar{m}$ la de los restantes grupos.

Como en muchas investigaciones, las mujeres que en el momento de la encuesta o censo se encuentran en un grupo quinquenal, tuvieron sus hijos (al responder a la pregunta de hijos tenidos el año anterior) como promedio, medio año antes; Brass plantea otros multiplicadores[8/] donde se tiene en cuenta este hecho.

II APLICACION DEL METODO PARA LA MEDICION DE LA FECUNDIDAD

Para la estimación de las tasas de fecundidad de las tres ciudades anteriormente mencionadas se requiere como ya se ha dicho, determinar las tasas de fecundidad actual observadas (f_i) por grupos quinquenales según los datos de las encuestas, estas tasas son la base de las tasas estimadas (f_i').

a) Estimación de f_{15-19}. Como las encuestas de PECFAL-URBANO fueron realizadas a mujeres entre 20 y 50 años no existe información para el primer grupo de edades en 1964. Sin embargo, se puede contar con una tabulación de la historia de embarazos de las mujeres entrevistadas que permite hacer una estimación de las tasas de fecundidad que le correspondieron a éstas cuando estaban entre sus 15 y 19 años.

Conociendo estas tasas se hizo una estimación de la tasa que correspondería a las mujeres que en el año 1964 se encontraban entre 15 y 19 años. Se utilizó para ello la media aritmética de las tasas obtenidas para los años 55 a 59 ya que el primer grupo quinquenal del cual se podía obtener información de toda su vida, es de aquél que en el año 1964 tenía 20-24 años y que corresponde al que en 1959 tenía de 15 - 19 años.

Además se consideró que con un análisis retrospectivo de cinco años se podían hacer inferencias sobre la f_{15-19} de 1964.

Los resultados de esta estimación se encuentran en el cuadro 1.

6/ Op. cit. Apéndice A, pág. 55 de la traducción hecha por CELADE.
7/ Op. cit. Anexo IV, Tabla IV-2, pág. 132.
8/ Op. cit. Ibídem, Anexo IV, Tabla IV-1, pág. 132.

Cuadro 1

ESTIMACION DE LA TASA DE FECUNDIDAD PARA EL GRUPO 15 A 19 AÑOS EN 1964

(Por mujer)

Año (z)	Buenos Aires			Bogotá			San José		
	Población femenina N^z_{15-19}	Nacidos vivos B^z_{15-19}	Tasa de fecundidad f^z_{15-19}	Población femenina N^z_{15-19}	Nacidos vivos B^z_{15-19}	Tasa de fecundidad f^z_{15-19}	Población femenina N^z_{15-19}	Nacidos vivos B^z_{15-19}	Tasa de fecundidad f^z_{15-19}
1959	285	10	0,035	522	54	0,103	421	37	0,088
1958	297	5	0,017	533	36	0,068	461	42	0,091
1957	292	7	0,024	520	51	0,098	450	43	0,096
1956	275	4	0,015	528	45	0,085	438	45	0,103
1955	279	3	0,011	528	44	0,083	428	39	0,091
	Estimación 1964		0,021	Estimación 1964		0,087	Estimación 1964		0,094

Fuente: CELADE, PECFAL, Tabulación de nacidos vivos totales y personas-años (mujeres).

b) Determinación del resto de las f_i. Para poder determinar las restantes f_i hubo que hacer una estimación de los hijos tenidos en el año anterior, ya que no se hizo en sí, la pregunta de hijos tenidos el año inmediatamente anterior a la encuesta, sino que se confeccionó una historia de embarazos.

Además la información de 1964 era incompleta, por cuanto las encuestas se hicieron en diferentes meses de ese año en las tres ciudades. Hubo por lo tanto que determinar, que parte de los hijos tenidos en el año 1963 debería tomarse; para junto con la información de 1964 completar la información de un año, exactamente anterior a los trabajos de campo.

Para Buenos Aires y Bogotá se utilizó la mitad del número de nacimientos tabulados en 1963 más la información de 1964, ya que las encuestas se realizaron alrededor del mes de julio.

Para San José se tomó 2/3 de la tabulación de 1963 más el dato de 1964, pues aquí la encuesta se hizo aproximadamente en el mes de abril.

Al dividir los hijos nacidos en el año anterior entre las mujeres encuestadas[9/] se obtuvieron las f_i resultantes de la encuesta y que posteriormente serán modificadas al aplicar el método expuesto en el capítulo anterior. Los resultados se encuentran en el cuadro 2 y en el gráfico 1, 2 y 3 se ilustra la forma aproximada que tomó la curva de la fecundidad.

c) Obtención de los multiplicadores w_i. El paso siguiente consistió en determinar las relaciones f_1/f_2 y la edad media de la fecundidad ($\bar{m}$) para cada una de las tres ciudades. Para la determinación de $\bar{m}$ se tomó como edad central de cada grupo quinquenal, no la que resulta de los intervalos 15-19, 20-24 etc. que sería 17,5, 22,5 etc. sino que se tomó 17, 22, 27 etc., ya que se tuvo en cuenta que los nacimientos ocurrieran en realidad como promedio, medio año antes al computado como edad de las madres.

La edad media se obtuvo mediante la fórmula

$$\bar{m} = \frac{\sum_{i=1}^{7} l \cdot f_i}{\sum_{i=1}^{7} f_i}$$

en donde l es la edad media de cada grupo quinquenal obtenida como se señaló anteriormente. Tal vez una forma más refinada de obtener $\bar{m}$ sería utilizando para ponderar, una (l) diferente según sea el crecimiento de la fecundidad, así por ejemplo f_1 podía ponderarse por 18 ó 18,5 en lugar de 17. Los resultados a que se llegó fueron los siguientes:

	Buenos Aires	Bogotá	San José
f_1/f_2	0,159	0,303	0,349
$\bar{m}$	27,7	28,5	27,9

Con estos resultados se entró en la tabla IV-1 del Manual IV[10/] y mediante una interpolación lineal se hallaron los coeficientes (w_i) que se aplicaron a las f_i.

La relación f_1/f_2 se emplea, según el método, para encontrar los multiplicadores de los tres primeros grupos de edades y la edad media ($\bar{m}$) para los multiplicadores de los cuatro grupos finales.

De las tres ciudades analizadas solamente en San José los valores de w_i fueron interpolados entre las dos mismas columnas, al entrar en la tabla IV-1 a través de f_1/f_2 y $\bar{m}$ indistintamente.

En las otras dos ciudades los valores de f_1/f_2 sirvieron para entrar entre dos columnas diferentes a las que se obtuvieron por $\bar{m}$.

9/ Es de destacar que la tabulación del número de mujeres entrevistadas no concuerda exactamente con la suministrada en algunas publicaciones de CELADE, debido posiblemente a que cuando se realizaron aquéllas aún no se contaba con una tabulación revisada y corregida.

10/ Op. cit., pág. 132.

Cuadro 2

TASAS DE FECUNDIDAD ACTUAL (f_i). 1964

(por mujer)

Intervalo i	Edad al efectuar la encuesta	Buenos Aires: Población femenina encuestada N_i^F	Buenos Aires: Hijos nacidos vivos en el año anterior a la encuesta a/ 63	64	Total	f_i	Bogotá: Población femenina encuestada N_i^F	Bogotá: Hijos nacidos vivos en el año anterior a la encuesta a/ 63	64	Total	f_i	San José: Población femenina encuestada N_i^F	San José: Hijos nacidos vivos en el año anterior a la encuesta a/ 63	64	Total	f_i
1	15-19					0,027 b/					0,087 b/					0,094 b/
2	20-24	287	20	18	38	0,132	520	75	74	149	0,287	439	87	31	118	0,269
3	25-29	292	16	15	31	0,106	511	74	70	144	0,282	424	61	23	84	0,198
4	30-34	379	13	19	32	0,084	415	44	49	93	0,224	388	51	28	79	0,204
5	35-39	403	9	11	20	0,050	353	22	38	60	0,170	360	34	11	45	0,125
6	40-44	366	3	3	6	0,016	243	8	5	13	0,054	255	5	7	12	0,047
7	45-49	319	0	0	0	0,000	186	1	1	2	0,011	223	1	1	2	0,009

Fuente: CELADE, PECFAL, Tabulaciones de nacidos vivos totales y mujeres encuestadas por grupos quinquenales.

a/ Se ha tomado una proporción de los nacimientos de 1963 que sumados a los de 1964 forman los nacimientos estimados para un año.

b/ Este valor ha sido estimado en el cuadro 1.

No obstante como el w_3 (que se obtiene a través de f_1/f_2) y el w_4 (a través de $\bar{m}$) son muy similares en cualquiera de las columnas de la tabla, no existen diferencias notables al formar un solo juego de multiplicadores.[11/]

Los w_i así hallados se encuentran en la columna 6 de los cuadros 3, 4 y 5.

d) Determinación de las medidas de fecundidad. En los cuadros 3, 4 y 5 se encuentran reflejados todos los pasos que se han seguido posteriormente para encontrar las tasas de fecundidad ajustadas. La columna (1) señala el número del intervalo, la (2) los grupos quinquenales de edades exactas de las madres al efectuarse la encuesta, la (3) las tasas f_i obtenidas del cuadro 2, la (4) es la paridez media (P_i) de cada grupo quinquenal (i) correspondiente a la edad central de dicho grupo. Su deducción se encuentra en los cuadros 11, 12 y 13 de la segunda parte de este trabajo. En la (5) se ha denotado como $\emptyset_i$ a la acumulación de la fecundidad actual al inicio de cada intervalo $\sum_{j=0}^{i-1} f_j$.

En la columna (7) se encuentra la fecundidad actual acumulada F_i, esta cifra es equivalente a la paridez media. En la columna (8) se establece la relación entre P_i y F_i, la cual debía ser =1, si existe una correcta coherencia entre la paridez media y la fecundidad actual, así como si se cumplen los supuestos del método.

Por último, tal como se plantea en la parte metodológica, se aplicó el factor P_2/F_2 y P_3/F_3 a las tasas (f_i) obteniéndose de esa forma las tasas ajustadas (f_i'). Con estas tasas se pudo encontrar las tasas globales de fecundidad (T.G.F.) y las tasas brutas de reproducción (R') que aparecen al pie de los cuadros.

III ANALISIS Y COMPARACIONES

a) Análisis. Al observar en los cuadros 3, 4 y 5 el cociente P_i/F_i se observa para las tres ciudades analizadas que los valores que resultan, excepto en el primer grupo, son todos menores que 1; destacándose en todos los casos que P_2/F_2 es menor que P_3/F_3. Este es un hecho que no debía esperarse, pues de acuerdo con los supuestos del método lo más probable es que el cociente fuera mayor que 1 o muy cerca a 1 en las primeras edades y que a medida que se iba avanzando en los grupos de edades se hiciera menor que uno, producto de las omisiones al no recordar hechos ocurridos en épocas lejanas.

Las causas que originan este fenómeno pudieran ser:

i) Incorrecta determinación de los hijos tenidos en el año anterior a la encuesta y consecuentemente de f_i, al hacer la estimación de la parte del año 1963 más la de 1964 que forma doce meses de nacimientos.

ii) Que efectivamente en el año anterior a la encuesta se haya producido un real incremento de la fecundidad.

iii) Excesivas omisiones de niños en lo concerniente a la información retrospectiva.

iv) Mala declaración de edad y consecuentemente incorrecta determinación de las f_i.

11/ En el anexo 1, 2 y 3 pueden verse las interpolaciones realizadas.

Cuadro 3

BUENOS AIRES, 1964: ESTIMACION DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD POR GRUPOS QUINQUENALES, LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD Y LA TASA BRUTA DE REPRODUCCION

(Por mujer)

Intervalo i (1)	Edad al efectuar la encuesta (2)	(f_i) (3)	(P_i) (4)	$\phi_i = 5 \sum_{j=0}^{i-1} f_j$ (5)	w_i (6)	$F_i = \phi_i + w_i f_i$ (7)	P_i/F_i (8)	$f_i' = f_i\,(P_j/F_j)$ $j=2$ (9)	$f_i' = f_i\,(P_j/F_j)$ $j=3$ (10)
1	15-19	0,021	0,059	0	1,450	0,030	1,966	0,016	0,019
2	20-24	0,132	0,348	0,105	2,731	0,465	0,748	0,099	0,122
3	25-29	0,106	1,000	0,765	2,971	1,080	0,926	0,079	0,098
4	30-34	0,084	1,507	1,295	3,140	1,559	0,967	0,063	0,078
5	35-39	0,050	1,777	1,715	3,285	1,879	0,946	0,037	0,046
6	40-44	0,016	1,997	1,965	3,610	2,023	0,987	0,012	0,015
7	45-49	0	1,937	2,045	4,630	2,045	0,947	0	0
8	50	—	2,191	2,045	-	-	-	-	-
	Σf_i	0,409						0,306	0,378
	$TGF = 5\ \Sigma f_i$	2,045						1,530	1,890
	$R' = 5\ K\ \Sigma f_i$	0,998						0,746	0,922

Cuadro 4

BOGOTA, 1964: ESTIMACION DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD POR GRUPOS QUINQUENALES, LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD Y LA TASA BRUTA DE REPRODUCCION

(Por mujer)

Intervalo i (1)	Edad al efectuar la encuesta (2)	(f_i) (3)	(P_i) (4)	$\phi_i = 5 \sum_{j=0}^{i-1} f_j$ (5)	w_i (6)	$F_i = \phi_i + w_i f_i$ (7)	P_i/F_i (8)	$f'_i = f_i\,(P_j/F_j)$ $j=2$ (9)	$f'_i = f_i\,(P_j/F_j)$ $j=3$ (10)
1	15-19	0,087	0,231	0	1,873	0,163	1,417	0,075	0,080
2	20-24	0,287	1,071	0,435	2,826	1,246	0,860	0,247	0,263
3	25-29	0,282	2,485	1,870	3,004	2,717	0,915	0,243	0,258
4	30-34	0,224	3,831	3,280	3,124	3,980	0,963	0,193	0,205
5	35-39	0,170	4,558	4,400	3,253	4,953	0,920	0,146	0,156
6	40-44	0,054	4,798	5,250	3,530	5,441	0,882	0,046	0,049
7	45-49	0,011	4,382	5,520	4,442	5,569	0,787	0,009	0,010
8	50	-	4,519	5,575	-	-	-	-	-
	Σf_i	1,115						0,959	1,021
	$TGF = 5\,\Sigma f_i$	5,575						4,795	5,105
	$R' = 5\,K\,\Sigma f_i$	2,719						2,339	2,490

Cuadro 5

SAN JOSE, 1964: ESTIMACION DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD POR GRUPOS QUINQUENALES, LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD Y LA TASA BRUTA DE REPRODUCCION

(Por mujer)

Intervalo i (1)	Edad al efectuar la encuesta (2)	(f_i) (3)	(P_i) (4)	$\phi_i = 5 \sum_{j=0}^{i-1} f_j$ (5)	w_i (6)	$F_i = \phi_i + w_i f_i$ (7)	P_i/F_i (8)	$f_i' = f_i(P_j/F_j)$ $j=2$ (9)	$f_i' = f_i(P_j/F_j)$ $j=3$ (10)
1	15-19	0,094	0,203	0	2,002	0,188	1,080	0,080	0,089
2	20-24	0,269	1,052	0,470	2,847	1,236	0,851	0,229	0,254
3	25-29	0,198	2,278	1,815	3,014	2,412	0,944	0,169	0,187
4	30-34	0,204	3,175	2,805	3,136	3,445	0,922	0,174	0,193
5	35-39	0,125	3,997	3,825	3,277	4,235	0,944	0,106	0,118
6	40-44	0,047	4,325	4,450	3,590	4,619	0,936	0,040	0,044
7	45-49	0,009	4,238	4,685	4,583	4,726	0,897	0,008	0,009
8	50	-	4,415	4,730	-	-	-	-	-
	$\sum f_i$	0,946						0,806	0,894
	TGF $= 5 \sum f_i$	4,730						4,030	4,470
	$R' = 5 \sum f_i'$	2,307						1,966	2,180

Sobre los dos últimos incisos no puede existir un verdadero análisis o comprobación aunque, dadas las características en que se hicieron estas encuestas, no es de pensar que sean estos dos motivos los principales.

Para hacer algunas conjeturas sobre las dos primeras causas es necesario hacer un análisis, (dado que las computaciones existentes así lo permiten) de las f_i que se obtendrían si se determinan éstas para los los últimos cinco años antes de la encuesta. Los resultados aparecen en el cuadro 6.

Cuadro 6

FECUNDIDAD ACTUAL POR GRUPOS QUINQUENALES (f_i) PARA LOS CINCO AÑOS ANTERIORES AL DE LA ENCUESTA

(por mil mujeres)

Grupos de edad en el año z a/		f_i^z para z igual a: 1959	1960	1961	1962	1963	Valor medio de los cinco años Absoluto	Porc.	Fecundidad actual según se determina en el cuadro 2 Absoluto	Porcentaje
B. A I R E S	20 - 24	96	114	105	99	130	109	29,62	132	34,02
	25 - 29	105	139	139	143	95	124	33,70	106	27,32
	30 - 34	80	80	65	99	67	78	21,[illegible]	84	21,65
	35 - 39	51	63	13	45	42	43	11,68	50	12,89
	40 - 44	15	12	10	18	14	14	3,80	16	4,12
BOGOTA	20 - 24	242	233	255	258	281	254	26,38	287	28,22
	25 - 29	304	250	296	250	287	277	28,76	282	27,73
	30 - 34	220	216	236	243	224	228	23,68	224	22,03
	35 - 39	137	160	167	156	134	151	15,68	170	16,72
	40 - 44	49	38	56	55	67	53	5,50	54	5,30
SAN JOSE	20 - 24	249	296	207	272	283	261	30,17	269	31,91
	25 - 29	221	250	256	251	232	242	27,98	198	23,49
	30 - 34	219	166	197	120	197	180	20,81	204	24,20
	35 - 39	150	127	125	139	145	137	15,84	125	14,82
	40 - 44	41	48	57	43	34	45	5,20	47	5,58

Fuente: CELADE, PECFAL. Tabulación de Nacidos Vivos/personas-años.
a/ Para los grupos 15-19 y 45-49 no existe información en los años analizados.

Al observar el cuadro 6 vemos que para Buenos Aires y Bogotá hay un alza considerable en la fecundidad del grupo 20-24, en el último año, o sea que aunque al aplicar el método se hubiera utilizado como año anterior el 1963 en lugar del ajuste que se hizo, los resultados hubiesen sido similares.

En San José el valor utilizado (269) es más alto que el de los dos últimos años (283 y 272) sin embargo aquí se ven en los cinco años analizados fluctuaciones que no permiten determinar una tendencia.

La conclusión general a que se puede llegar es, que el supuesto de fecundidad constante no parece ser muy sólido para estas ciudades. Por lo menos en los últimos años parece que ha tenido fluctuaciones, que alteran los resultados esperados.

Por otra parte, si observamos la estructura del promedio de los últimos cinco años y la comparamos con la utilizada veremos que existen diferencias notables en ellas.

Se puede ver por ejemplo que en Buenos Aires y Bogotá el grupo quinquenal de mayor fecundidad se encuentra intercambiado ya que la estructura utilizada la presenta en el grupo 20-24 y el promedio en el 25-29.

En la estructura de San José, existe un cambio de orden entre el grupo de 25-29 y 30-34 según los últimos cinco años, al compararla con la utilizada. Por lo tanto, hay que poner en duda también si la estructura de la fecundidad obtenida puede considerarse como correcta.

b) Comparaciones. Después de determinadas las tasas, parece procedente comparar los resultados que ellas brindan con los obtenidos en trabajos anteriores, que tuvieron como base las mismas encuestas de PECFAL-URBANO.

Se tomaron como punto de comparación, principalmente los de Carrasco y Henriques; para Buenos Aires se comparó también con el trabajo de Rothman y para San José con el de Gómez.[12/]

El método utilizado por Carrasco consistió básicamente en obtener el número de hijos nacidos vivos en los últimos cinco años mediante la aplicación de relaciones de supervivencia a los hijos que estaban sobrevivientes de esos nacimientos, en el momento de la encuesta.[13/] De esa forma pensó corregir las omisiones de los que pese a haber nacido en el quinquenio murieron después. Su análisis de la fecundidad actual se basó por lo tanto en la experiencia de los últimos cinco años, dado que existían las tabulaciones adecuadas.

Henriques, se basó en las tabulaciones del cociente que resultó de dividir los nacidos vivos, entre las personas-años sin hacer ningún tipo de ajuste.[14/]

12/ Carrasco, Enrique, Análisis del nivel y de las tendencias de la fecundidad en siete ciudades latinoamericanos. Cuadro 1, pág. 3, inédito, CELADE, Santiago, Chile, 1968.
Henriques, María Helena, La movilidad social y la fecundidad en Río de Janeiro. Apéndice A, tabla 1, pág. 20, CELADE, Serie C, N° 112, Santiago, Chile, 1968.
Rothman, Ana María, La fecundidad en Buenos Aires según algunas características demográficas y socioeconómicas, Cuadro 4, pág. 12, CELADE, Serie C, N° 99, Santiago, Chile, 1967.
Gómez, B. Miguel, Informe de la encuesta de fecundidad en el área Metropolitana, Cuadro 20, pág. 30. Instituto Centroamericano de Estadísticas, Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica, 1968.

13/ Carrasco, Op. cit. Apéndice 1, pág. 12.

14/ Henriques, Op. cit. Apéndice A, pág. 19.

Cuadro 7

BUENOS AIRES, 1964: COMPARACION DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD OBTENIDAS POR EL METODO DE BRASS CON LAS OBTENIDAS EN OTROS TRABAJOS

(Por mil mujeres)

Intervalo i	Grupos de edades	Método de Brass en base a $f'_i = f_i(P_2/F_2)$		Método de Brass en base a $f'_i = f_i(P_3/F_3)$		Carrasco		Henriques		Rothman	
		Valores absolutos	Porc.	Valores absolutos	Porc.	Valores absolutos	Porc.	Valores absolutos	Porc.	Valores absolutos	Porc.
1	15-19	16	5,23	19	5,03	21	5,18	28	7,03	36	8,87
2	20-24	99	32,35	122	32,28	114	28,15	97	24,37	112	27,59
3	25-29	79	25,82	98	25,93	132	32,59	123	30,91	124	30,54
4	30-34	63	20,59	78	20,63	82	20,25	92	23,12	82	20,20
5	35-39	37	12,09	46	12,17	42	10,37	42	10,55	40	9,85
6	40-44	12	3,92	15	3,96	14	3,46	15	3,77	10	2,46
7	45-49	0	0	0	0	0	0	1	0,25	2	0,49
Totales		306	100,00	378	100,00	405	100,00	398	100,00	406	100,00
TGF a/		1,530		1,890		2,025		1,990		2,030	
R'		0,740		0,922		0,988		0,971		0,990	

a/ La TGF y R' están por mujer tanto en este cuadro como en el 8 y 9.

Cuadro 8

BOGOTA, 1964: COMPARACION DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD OBTENIDAS POR EL METODO DE BRASS CON LAS OBTENIDAS EN OTROS TRABAJOS

(Por mil mujeres)

Intervalo i	Grupos de edades	Método de Brass en base a $f_i' = f_i(P_2/F_2)$		Método de Brass en base a $f_i' = f_i(P_3/F_3)$		Carrasco		Henriques	
		Valores absolutos	Porc.	Valores absolutos	Porc.	Valores absolutos	Porc.	Valores absolutos	Porc.
1	15-19	75	7,82	80	7,83	88	7,98	99	9,43
2	20-24	247	25,75	263	25,76	265	24,02	242	23,05
3	25-29	243	25,34	258	25,27	285	25,84	261	24,86
4	30-34	193	20,12	205	20,08	236	21,40	222	21,14
5	35-39	146	15,22	156	15,28	168	15,23	153	14,57
6	40-44	46	4,80	49	4,80	45	4,08	57	5,43
7	45-49	9	0,95	10	0,98	16	1,45	16	1,52
	Totales	959	100,00	1 021	100,00	1 103	100,00	1 050	100,00
	TGF	4,795		5,105		5,515		5,250	
	R'	2,339		2,490		2,690		2,561	

Cuadro 9

SAN JOSE, 1964: COMPARACION DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD OBTENIDAS POR EL METODO DE BRASS CON LAS OBTENIDAS EN OTROS TRABAJOS

(Por mil mujeres)

Intervalo i	Grupos de edades	Método de Brass en base a $f_i' = f_i(P_2/F_2)$		Método de Brass en base a $f_i' = f_i(P_3/F_3)$		Carrasco		Henriques		Gómez	
		Valores absolutos	Porc.	Valores absolutos	Porc.	Valores absolutos	Porc.	Valores absolutos	Porc.	Valores absolutos	Porc.
1	15-19	80	9,92	89	9,95	99	10,23	86	9,34	93	9,96
2	20-24	229	28,41	254	28,41	262	27,06	226	24,54	277	29,66
3	25-29	169	20,97	187	20,92	247	25,52	235	25,51	213	22,80
4	30-34	174	21,59	193	21,59	178	18,39	182	19,76	157	16,81
5	35-39	106	13,15	118	13,20	128	13,22	131	14,22	117	12,53
6	40-44	40	4,96	44	4,92	45	4,65	50	5,43	63	6,74
7	45-49	8	1,00	9	1,01	9	0,93	11	1,20	14	1,50
Totales		806	100,00	894	100,00	968	100,00	921	100,00	934	100,00
TGF		4,030		4,470		4,840		4,605		4,670	
R'		1,966		2,180		2,361		2,246		2,278	

Rothman, aplicó la técnica de Mortara y Lorimer.[15/] Y en San José, aunque no está claramente planteado, Gómez utilizó también el método de Mortara.[16/]

Los resultados se presentaron en los cuadros 7, 8 y 9 y en los gráficos 4, 5 y 6.

En las tres ciudades analizadas las Tasas Globales de Fecundidad y las Tasas Brutas de Reproducción, quedaron por debajo de las resultantes en otros trabajos; sin embargo antes de aplicar el factor corrector (P_2/F_2 ó P_3/F_3) la situación era distinta, esto es producto como ya se explicó, de que en las tres ciudades estos factores son menores que uno.

En Buenos Aires y Bogotá cualquiera de los métodos utilizados para comparar, dan como resultado una fecundidad máxima en el grupo 25-29; sin embargo al aplicar la técnica de Brass, dado la estructura de las f_i obtenida, se llega a que la fecundidad es máxima en el grupo 20-24.

Para determinar la posible edad exacta donde ocurriría la máxima fecundidad se hizo pasar una parábola de segundo grado por los tres valores más próximos.[17/] Con las edades halladas, se determinó cuanto, aun así, era la diferencia que existía entre la obtenida por cada método y el de Brass.

Los resultados fueron los siguientes:

	Brass (P_3/F_3)	Carrasco	dif.	Henriques	dif.	Rothman	dif.
Buenos Aires	24,5	26,3	1,8	27,3	2,8	26,1	1,6
Bogotá	24,9	26,5	1,6	26,6	1,7	—	

Como se ve, en Buenos Aires, existe una diferencia mínima de 1,6 y máxima de 2,8 confirmándose en el gráfico 4 que para esta ciudad no existe prácticamente similitud entre los resultados de este trabajo y los usados para comparar.

En Bogotá, los resultados son mejores, después de obtener la edad de máxima fecundidad pues aunque la diferencia mínima es la misma que en Buenos Aires, el intervalo de variación es menor, ya que la diferencia máxima es 1,7. El gráfico 5, muestra una cierta similitud entre los 15 a 20 años y a partir de los 28 entre los diferentes métodos.

En San José el grupo quinquenal de máxima fecundidad es el mismo (excepto para Henriques, que lo obtiene en el grupo 25-29), pero sin embargo existen notables diferencias en cuanto a la estructura destacándose, según el presente trabajo la existencia de un máximo en el grupo 20-25 y otro en el 30-35, característica ésta que no se presenta en ninguno de los trabajos de comparación.

15/ Rothman, A.M., Op. cit., págs. 8 a 12.

16/ Gómez, B.M., Op. cit., págs. 27 a 30.

17/ Puede demostrarse que, conocidos tres pivotes (tasa de fecundidad) Y_a, Y_b y Y_c en donde Y_b es el de mayor valor y Y_a y Y_c son el valor anterior y posterior a Y_b, el valor de la abscisa ($X_{máx.}$) que corresponde a la edad en donde está el máximo de las ordenadas ($Y_{máx.}$) se encuentra mediante la fórmula

$$X_{máx.} = X_b + \delta$$

en donde $\delta = -\frac{1}{2} \cdot \frac{Y_c - Y_a}{Y_a - 2Y_b + Y_c}$

Aunque al aplicar el ajuste de la parábola a que se hizo referencia anteriormente, cuyos resultados fueron:

	Brass(P_3/F_3)	Carrasco dif.		Henriques dif.		Gómez dif.	
San José	21,4	24,6	3,2	25,7	4,3	21,3	-0,1

Se ve que existe una diferencia casi nula entre el 21,4 de Brass y el 21,3 de Gómez; para el resto de las edades, las divergencias según se ilustran en el gráfico 6 son más notables que para las otras dos ciudades.

IV CONCLUSIONES

De acuerdo con los análisis realizados anteriormente, los resultados a que se ha llegado no son del todo satisfactorios por cuanto los factores de corrección de la fecundidad actual observada (P_2/F_2 y P_3/F_3) parecen indicar que en estos casos, los supuestos básicos del método no se cumplen, principalmente en lo que se refiere a la constancia de la fecundidad en los últimos años.

Por otra parte, la estructura de la fecundidad actual se ha visto afectada de tal forma, al tomar para su determinación solamente los hijos tenidos en el año anterior que el grupo quinquenal de máxima fecundidad ha sido diferente al esperado en los casos de Buenos Aires y Bogotá.

Se puede añadir además el fenómeno de dos máximos en el caso de San José.

Además de lo señalado en cuanto al cumplimiento de los supuestos, no debe dejar de preocupar también, el tamaño de la muestra, pues puede ser que ésta origine algunos sesgos al determinarse la fecundidad actual.

De lo anterior pudiera deducirse, que el método ofrece dudas en cuanto a sus resultados; y esto casi siempre es cierto cuando se trabaja con muestras pequeñas y con tan pocos datos; pero, precisamente en este último aspecto debe fijarse la atención, ya que a la hora de determinar tasas de fecundidad donde no exista información alguna, con solamente dos preguntas en una encuesta, pueden sacarse algunas conclusiones, sobre los niveles fecundidad.

Tal vez se mejoraría algo en calidad si la pregunta de hijos tenidos el año anterior se ampliara a un período mayor preferiblemente tomando como punto de partida alguna fecha histórica o acontecimiento importante en la vida del país, para después convertir la información en un dato anual. Lógicamente este retroceso, mayor de un año, debe tener límites cercanos, pues de lo contrario se caería en lo que precisamente el método se propone corregir: el olvido de acontecimientos pasados.

Si se deseara analizar la tendencia que ha existido en la fecundidad de estas ciudades en los últimos años, lo cual no es objetivo del presente trabajo, se puede aplicar el método aquí utilizado, a las mismas encuestas de PECFAL, pero bajo el supuesto de que éstas fueron realizadas en diferentes años anteriores a

1964 dado que las tabulaciones existentes lo permiten. Al igual que se señaló en el párrafo anterior, este retroceso debe comprender un período de tiempo relativamente corto, por ejemplo diez años.

Por último, se recomienda que a la hora de programar una encuesta se analice, si dadas las condiciones de la zona o el país, es preferible obtener una historia de embarazos, en lugar de hacer las dos preguntas que el método propone, ya que según se ha visto, la historia de embarazos sirve para realizar mayores análisis.

PARTE II

Análisis de las medidas de mortalidad

I. METODOLOGIA UTILIZADA

a) Consideraciones generales

Teniendo conocimiento del número de hijos tenidos vivos clasificados por edad de las madres, así como del número de hijos sobrevivientes, es posible calcular medidas del nivel de la mortalidad. La precisión de las medidas obtenidas depende de la validez de los siguientes supuestos planteados en el Manual IV sobre cálculos de la población:[18]

i) Que la ley de fecundidad se mantenga constante y que se conozca la forma aproximada de la misma.

ii) Que las tasas de mortalidad hayan sido más ó menos constantes en el pasado.

iii) Que no haya relación entre la edad de la madre y la mortalidad infantil.

iv) Que las tasas de omisión de los niños muertos y sobrevivientes sean aproximadamente las mismas en los totales de nacimientos declarados.

v) Que la composición por edades de la mortalidad de niños pequeños y mayores estén más o menos de acuerdo con tablas de mortalidad modelo.

Además de ellos se plantea que no deban existir errores muy grandes en la declaración de edades de las madres y de sus hijos.

En condiciones de constancia de estos supuestos se puede afirmar que existe una cierta relación de dependencia entre ${}_xq_0$ y D_i, en donde ${}_xq_0$ representa la proporción de personas que mueren antes de cumplir x años y D_i representa la proporción de muertos entre los nacidos a las mujeres en el i-ésimo intervalo de edades.

b) Uso de multiplicadores

El procedimiento de W. Brass transforma las D_i en ${}_xq_0$, a través de una serie de multiplicadores (K_i), que toman en cuenta las diferentes funciones de fecundidad. Estos multiplicadores se pueden calcular dándose un juego de l_x y uno de f_x (en donde l_x es la función de sobrevivencia de una tabla de vida y f_x es la tasa de fecundidad por edades). En el presente trabajo se han usado los multiplicadores tabulados en el Manual IV.[19] Los mismos representan una proporción entre los ${}_xq_0$ obtenidos de una tabla de vida y unos D_i teóricos obtenidos de las funciones l_x y f_x. De allí que al aplicar estos K_i a los D_i obtenidos de la encuesta se obtiene como medida de la mortalidad un valor de ${}_xq_0$ que está relacionado al i-ésimo intervalo de edad de las madres.

Este procedimiento establece una relación muy estrecha entre los niños que mueren antes de cumplir 1 año, 2 años, 3 años, etc., y la proporción de los niños muertos a las madres de 15-19, 20-24 y 25-29 años, etc.

18/ Obra citada, capítulo II, página 38.
19/ Ibidem, anexo V, tabla V.1, pág. 133.

Las relaciones que se establecen son las siguientes: ${}_1q_0$ con D_1, ${}_2q_0$ con D_2, ${}_3q_0$ con D_3, ${}_5q_0$ con D_4, ${}_{10}q_0$ con D_5, ${}_{15}q_0$ con D_6, ${}_{20}q_0$ con D_7, ${}_{25}q_0$ con D_8, ${}_{30}q_0$ con D_9 y ${}_{35}q_0$ con D_{10}.

Estos multiplicadores toman en cuenta la forma de la función de fecundidad, por eso para entrar en las tablas citadas se usa la relación P_1/P_2 que es el índice de la fecundidad temprana o tardía, en donde P_1 representa la paridez media de las mujeres de 15-19 años y P_2 la paridez media de las mujeres de 20-24 años. Este índice se usa para seleccionar los multiplicadores de las tres primeras edades. Para las edades superiores se usan dos índices: la edad media de la fecundidad ($\bar{m}$) o la edad mediana de la fecundida (m').

Las estimaciones de ${}_xq_0$ resultan sesgadas por cuanto es difícil el cumplimiento de los supuestos. De ellas las que probablemente tengan menos errores son las ${}_2q_0$ y ${}_3q_0$, debido a que se obtuvieron con la información de los grupos más jóvenes, en los cuales el recuerdo de hechos pasados no origina errores de consideración.

c) Obtención de ${}_1q_0$ a través de ${}_2q_0$

El ${}_1q_0$ obtenido no es una estimación muy fiable del nivel de mortalidad infantil, debido a la omisión de los hijos que han muerto al poco tiempo de nacer, omisión de hijos tenidos, número reducido de casos en la muestra (hijos tenidos), etc. Una estimación mejor se logra entrando en tablas modelo, por ejemplo, las de Coale y Demeny,[20/] a través de ${}_2q_0$ y asignándole a ${}_1q_0$ el valor que suministra dicha tabla y no el obtenido con los datos de la encuesta.

Para ello se usa la relación:

$$1 - {}_xq_0 = p_x \qquad (1)$$

donde: p_x (probabilidad de sobrevivir hasta la edad x) es igual a l_x cuando $l_0 = 1$, ya que $p_x = \frac{l_x}{l_0}$.

Teniendo l_2 de ambos sexos (o sea $1 - {}_2q_0$) se entra en la tabla I-2 del Manual IV[21/] para determinar el nivel de mortalidad; con ese nivel y mediante la misma relación (1) se puede encontrar ${}_1q_0$. Cuando el valor l_2 conocido está entre dos niveles de mortalidad es necesario interpolar linealmente.

El valor de ${}_1q_0$ representa aproximadamente una estimación de la mortalidad infantil en los últimos dos o tres años.

d) Determinación de e_0^0 general

Con la serie de ${}_xq_0$ encontradas se puede (aplicando el mismo método que se utilizó con ${}_2q_0$ para entrar en la tabla de vida), determinar la e_0^0 que corresponde a cada valor de ${}_xq_0$. Esta serie de valores de e_0^0 nos permite analizar junto con los ${}_xq_0$ el comportamiento de la mortalidad.

20/ Coale-Demeny, Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton University Press 1966. En las páginas 89 a 100 del Manual IV se publica una reproducción de algunas de ellas.

21/ Obra citada, Anexo I, Tabla I.2 página 101.

Como las tablas modelo (en este caso se usó la Oeste de Coale y Demeny) no están tabuladas para ambos sexos, fue necesario antes encontrar la e_0^0 de ambos sexos mediante la relación:

$$0{,}5122\ e_0^{oh} + 0{,}4878\ e_0^{om} = e_0^{oas} \qquad (2)$$

suponiendo una relación de masculinidad al nacer de 1,05. Estos coeficientes son también válidos cuando se busca l_x^{as}.

La regularidad de la serie de e_0^0 indica que la información en que se basa son de buena calidad; en este caso un promedio aritmético de esta serie podría tomarse como e_0^0 general. En el caso de que no exista regularidad entre las e_0^0, ello es indicación de sesgos en la información, debido a olvido en la declaración de hijos muertos, errores en la declaración de edad, etc. en este caso podría aceptarse la e_0^0 estimada en base al promedio de los grupos de edades 20-24, 25-29, 30-34 años, o bien establecer un intervalo en base al valor máximo y mínimo para la e_0^0 que brinden estos tres grupos.

e) Uso de la transformación logito

El método de Brass permite obtener valores hasta ${}_{35}q_0$, pero como en algunas encuestas, solamente es posible determinar hasta ${}_xq_0$ para x<35; Brass plantea la utilización de los logitos para extrapolar valores no determinados (en este trabajo no se persigue ese objetivo).

Otra utilización de la transformación logito es el suavizamiento de los datos obtenidos cuando éstos son irregulares.

A grandes rasgos; la aplicación de logitos consiste en lo siguiente: a la serie de valores de l_x obtenidos de la encuesta y a las de una tabla de vida standard (tabla de vida tomada como patrón de comparación) se le aplica el método de mínimos cuadrados, para lo cual es necesario hallar los parámetros α y β de la relación siguiente:

$$\text{logit } l_x^{\text{ajustada}} = \alpha + \beta \text{ logit } l_x^{\text{standard}} \qquad (3)$$

Así se obtiene una serie de l_x ajustadas y mediante la relación (1) se determina la ${}_xq_0^{\text{ajustada}}$.22/ Con estas l_x^a se calcula también la $e_0^{o\ \text{ajustada}}$, mediante el mismo procedimiento que se utilizó en el inciso c). Como e_0^{oa} general, se toma el promedio de toda la serie, pues probablemente ella sea muy regular. En caso de que no lo fuera se utilizaría el promedio de los tres grupos más jóvenes.

22/ Brass, William, Coale Ansley y otros, The Demography of Tropical Africa... obra citada, págs. 41 a 49 de la traducción hecha por CELADE.

II. APLICACION DEL METODO PARA LA MEDICION DE LA MORTALIDAD

Una vez obtenido el dato de hijos tenidos vivos e hijos sobrevivientes[23] clasificados por edad de las madres, se divide entre las mujeres de cada grupo quinquenal obteniéndose el promedio de hijos tenidos (P_i) y el promedio de hijos sobrevivientes por mujer (S_i).

La tabulación de los datos se requiere a partir de los 15 años (bajo el supuesto de que el período reproductivo comienza a esa edad).

Un problema que se presenta es el hecho de que en PECFAL no se obtuvo información de las mujeres de 15-19 años, este problema fue resuelto según se explica a continuación.

a) Cálculo de P_{15-19} y S_{15-19}. Para obtener estos promedios se tomó la experiencia de cada una de las cohortes consideradas cuando ellas pasaron por los 15-19 años; ya que los actuales grupos de 20-24, 25-29, etc., en algún momento fue el primer grupo 15-19, así por ejemplo las mujeres que en 1964 pertenecían al grupo 20-24, en 1959 pertenecían al grupo 15-19.

Cuadro 10

BUENOS AIRES, BOGOTA, SAN JOSE: P_{15-19} EN BASE DE LA EXPERIENCIA DE VARIAS COHORTES (POR MUJER) 1964

Cohortes (i)	Grupo de edad actual de las madres	Buenos Aires			Bogotá			San José		
		Población femenina encuestada N_i^F	Hijos tenidos vivos cuando tenían la edad 15-19	Paridez de cada cohorte P_{15-19}	Población femenina encuestada N_i^F	Hijos tenidos vivos cuando tenían la edad 15-19	Paridez de cada cohorte P_{15-19}	Población femenina encuestada N_i^F	Hijos tenidos vivos cuando tenían la edad 15-19	Paridez de cada cohorte P_{15-19}
1	15-19			0,059			0,231			0,203
2	20-24	287	14	0,049	520	103	0,198	439	97	0,221
3	25-29	292	19	0,065	511	116	0,227	424	91	0,215
4	30-34	379	24	0,063	415	111	0,267	388	67	0,173
5	35-39	403	24	0,060	353	85	0,241	360	58	0,161
6	40-44	366	25	0,068	243	57	0,235	255	43	0,169
7	45-49	319	22	0,069	186	44	0,236	223	46	0,206
	Total	2 046	128	0,063	2 228	516	0,232	2 089	402	0,192

Fuente: Tabla 3 de los Anexos 1, 2,3.
CELADE-PECFAL. Grupo Tab. VII Nacidos vivos totales.

En el cuadro 10 se observan las series de valores de P_{15-19}, para las ciudades consideradas. El valor de la paridez para la edad actual de las madres de 15-19, se estimó tomando un promedio aritmético de las

23/ Véanse tablas 1 y 2, anexos 1, 2 y 3.

tres cohortes más jóvenes, por cuanto se consideró que ellas representaban bien a la cohorte de 15-19 años y además estarían menos sesgadas que si se tomase un promedio tomando en cuenta las experiencias de todas las cohortes.

Como se observa en el cuadro, estos valores están cerca del promedio general, lo cual es indicación de que son representativos de todas las cohortes. Además, si se observan las distintas series existe regularidad en ellas.

Idéntico razonamiento se siguió para estimar S_{15-19}.[24/]

Una vez completada la serie de P_i y S_i con los valores estimados anteriormente, se hicieron los cocientes S_i/P_i, que representan la tasa de sobrevivencia, luego se restó de 1 para obtener D_i (proporción de muertos entre los nacidos a las mujeres en el i-ésimo intervalo de edad).

b) Obtención de multiplicadores K_i. Para poder entrar en la tabla V-1 del Manual IV[25/] es necesario determinar la razón P_1/P_2, así como la edad media de la fecundidad, los resultados fueron:

	Buenos Aires	Bogotá	San José
P_1/P_2	0,170	0,216	0,193
$\bar{m}$	27,7	28,5	27,9

Con la relación P_1/P_2 se determinan los multiplicadores para los tres primeros grupos de edades y con la $\bar{m}$, para los cuatro finales. En aquellos casos en que los valores no coincidían con los de la tabla se estimaron por interpolación lineal entre las columnas correspondientes.

Los multiplicadores obtenidos aparecen en la columna 7 de los cuadros 11, 12 y 13, posteriormente se aplicaron a los D_i (columna 6) obteniéndose así las ${}_xq_0$ (columna 9). Los pasos seguidos pueden verse en los cuadros citados anteriormente.

c) Cálculo de ${}_1q_0$ y e_0^0. Los valores de ${}_1q_0$ y e_0^0 fueron determinados usando la metodología presentada en el punto c) del capítulo I. Los resultados se presentan en las columnas 9 y 10 de los cuadros mencionados.

Los valores obtenidos, tanto de ${}_xq_0$ como de e_0^0 son bastante irregulares, sobre todo en las edades intermedias, 25-29 y 30-34; esto es menos pronunciado en el caso de Bogotá, lo cual parece indicar que los resultados son más confiables.

Estas irregularidades son posibles indicios de que los datos básicos no son de buena calidad, bien debido a mala declaración en las edades de las madres, a omisión de hijos muertos, al no cumplimiento de

---

24/ Véase tabla 4, anexos 1, 2 y 3.
25/ Obra citada, pág. 133.

Cuadro 11

BUENOS AIRES: CALCULO DE $_xq_0$ Y e_0^0 PARA AMBOS SEXOS EN BASE A LA DECLARACION DEL NUMERO DE HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES. 1964.

Intervalo (i) (1)	Edad de las madres (2)	P_i (3)	S_i (4)	$\frac{S_i}{P_i} = \frac{(4)}{(3)}$ (5)	$D_i = 1 - \frac{S_i}{P_i}$ (6)	K_i c/ (7)	Edad x (8)	$_xq_0$ (6) . (7) (9)	e_0^0 (10)
1	15-19	0,059 a/	0,056 b/	0,94915	0,05085	1,013	1	0,04442 d/	65,96
2	20-24	0,348	0,331	0,95114	0,04886	1,029	2	0,05028	65,96 a/
3	25-29	1,000	0,969	0,96918	0,03082	1,004	3	0,03094	70,53
4	30-34	1,507	1,454	0,96483	0,03517	1,002	5	0,03524	69,97
5	35-39	1,777	1,720	0,96792	0,03208	1,011	10	0,03243	71,15
6	40-44	1,997	1,863	0,93290	0,06710	0,988	15	0,06629	65,95
7	45-49	1,937	1,784	0,92101	0,07899	0,986	20	0,07788	65,33
	50	2,191							
	Total	1,535							

Fuente: Para las columnas 3 y 4: tabla 3, anexo 1.
a/ Cuadro 10. b/ Tabla 4, anexo 1. c/ Valores interpolados linealmente.
d/ Este valor se obtuvo en base al método planteado en el inciso c) del presente capítulo.
e/ El valor promedio de este grupo y los dos siguientes es de 68,87 años.

Cuadro 12

BOGOTA: CALCULO DE $_xq_0$ Y e_0^0 PARA AMBOS SEXOS EN BASE A LA DECLARACION DEL NUMERO DE HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES, 1964.

Intervalo (i) (1)	Edad de las madres (2)	P_i (3)	S_i (4)	$\frac{S_i}{P_i} = \frac{(4)}{(3)}$ (5)	$D_i = 1 - \frac{S_i}{P_i}$ (6)	K_i c/ (7)	Edad x (8)	$_xq_0$ (6) . (7) (9)	e_0^0 (10)
1	15-19	0,231 a/	0,197 b/	0,85281	0,14719	0,968	1	0,05299 d/	63,92
2	20-24	1,071	1,006	0,93930	0,06070	1,005	2	0,06100	63,92 e/
3	25-29	2,485	2,317	0,93239	0,06761	0,991	3	0,06700	63,57
4	30-34	3,831	3,535	0,92274	0,07726	1,013	5	0,07826	62,67
5	35-39	4,556	4,184	0,91795	0,08205	1,023	10	0,08394	62,87
6	40-44	4,798	4,099	0,85431	0,14569	1,001	15	0,14584	56,20
7	45-49	4,382	3,710	0,84665	0,15335	1,000	20	0,15335	56,74
	50	4,519	3,593	0,79509					
	Total	3,162	2,853						

Fuente: Para las columnas 3 y 4: tabla 3, anexo 2.
a/ Cuadro 10. b/ Tabla 4, anexo 2. c/ Valores interpolados linealmente.
d/ Este valor se obtuvo en base al método planteado en el inciso c) del presente capítulo.
e/ El valor promedio de este grupo y los dos siguientes es de 63,26 años.

Cuadro 13

SAN JOSE: CALCULO DE $_xq_0$ Y e_0^0 PARA AMBOS SEXOS EN BASE A LA DECLARACION DEL NUMERO DE HIJOS NACIDOS VIVOS E HIJOS SOBREVIVIENTES . 1964

Intervalo (i) (1)	Edad de las madres (2)	P_i (3)	S_i (4)	$\frac{S_i}{P_i} = \frac{(4)}{(3)}$ (5)	$D_i = 1 - \frac{S_i}{P_i}$ (6)	K_i c/ (7)	Edad x (8)	$_xq_0$ (6) . (7) (9)	e_0^0 (10)
1	15-19	0,203 a/	0,180 b/	0,88670	0,11330	0,989	1	0,07380 d/	59,26
2	20-24	1,052	0,961	0,91350	0,08650	1,016	2	0,08788	59,26 e/
3	25-29	2,278	2,144	0,94118	0,05882	0,997	3	0,05864	65,03
4	30-34	3,175	3,010	0,94803	0,05197	1,005	5	0,05223	66,73
5	35-39	3,997	3,550	0,88817	0,11183	1,014	10	0,11340	59,06
6	40-44	4,325	3,878	0,89665	0,10335	0,991	15	0,10242	61,27
7	45-49	4,238	3,646	0,86031	0,13969	0,989	20	0,13815	58,31
	50	4,415	3,610						
	Total	2,970	2,688						

Fuente: Para las columnas 3 y 4: Tabla 3, anexo 3.
a/ Cuadro 10. b/ Tabla 4, anexo 3. c/ Valores interpolados linealmente.
d/ Este valor se obtuvo en base al método planteado en el inciso c) del presente capítulo.
e/ El valor promedio de este grupo y los dos siguientes es de 63,67 años.

los supuestos, etc. de allí que no puede tomarse ningún valor en particular como representativo de la e_0^0 general para las ciudades consideradas. Por lo tanto se tomó un promedio de las e_0^0 que corresponden a los grupos de edades 20-24, 25-29 y 30-34 años, dándose éste como una aproximación del verdadero valor.

Se determinó además el valor máximo y mínimo, que resulta de estos tres grupos de edades. Los resultados de e_0^0 fueron:

	Buenos Aires	Bogotá	San José
intervalo	66-70	62-64	60-67
promedio	68,87	63,38	63,67

Estos valores representan mediciones del nivel de la mortalidad para los alrededores del período 1960-63.

d) Ajuste de $_xq_0$ y e_0^0 mediante la transformación logito. Debido a la irregularidad que presentaban los resultados de Buenos Aires y San José, se suavizaron éstos mediante la transformación logito con objeto de hacer la comparación con los valores obtenidos anteriormente.

Usando como l_x standard la del país respectivo, obtenidas de los trabajos de Z. Camisa y M. Romero, M. Gómez y otros,[26] se obtuvieron las siguientes ecuaciones de regresión lineal:

$$\text{Buenos Aires:} \quad \text{logit } l_x^a = -0{,}15539 + 1{,}24419\, l_x^s \qquad (4)$$
$$\text{San José} \quad : \quad \text{logit } l_x^a = -0{,}16667 + 1{,}18941 \text{ logit } l_x^s$$

Los parámetros α y β fueron obtenidos mediante un ajuste por el método de mínimos cuadrados. No se hizo para Bogotá por cuanto no se disponía de una tabla de vida completa, y además no se justificaba porque los valores de ${}_xq_0$ y e_0^0 eran bastante regulares.

A continuación se pueden ver los resultados que se obtienen al sustituir en las relaciones (4), los valores de l_x^s para Buenos Aires y San José.

Cuadro 14

BUENOS AIRES; SAN JOSE: l_x^a; ${}_xq_0^a$ y e_0^{0a} PARA AMBOS SEXOS, OBTENIDAS MEDIANTE TRANSFORMACION LOGITO. 1964

Edad x	Buenos Aires			San José		
	l_x^a	${}_xq_0^a$	e_0^{0a}	l_x^a	${}_xq_0^a$	e_p^{0a}
1	0,96517	0,03483	68,31	0,93901	0,06099	62,09
2	0,95891	0,04109	67,71	0,92421	0,07579	61,31
3	0,95646	0,04354	67,65	0,91801	0,08199	61,20
5	0,95401	0,04599	67,71	0,91165	0,08835	60,56
10	0,95086	0,04914	67,84	0,90489	0,09511	61,42
15	0,94821	0,05179	67,91	0,90119	0,09881	61,71
20	0,94324	0,05676	67,96	0,89602	0,10398	62,17
Promedio			67,87			61,49

Fuente: Tabla 5, anexos 1 y 3.

En el cuadro se han introducido también sendas columnas para la ${}_xq_0^a$ y e_0^{0a}, obtenidas de acuerdo con la metodología planteada en el punto c) del capítulo I.

Los resultados hubiesen sido bastante más confiables si se hubiese contado con tablas de vida para las respectivas ciudades y no para el país.

26/ Camisa, Zulma, Argentina: Evaluación y ajuste del censo de población de 1960 por sexo y edad y tabla abreviada de mortalidad, 1959-1961, CELADE, Serie C, N° 32, Santiago, Chile, 1964, págs. 69 y 70. M. Romero, M. Gómez, J. Alfaro, J. Ruiz, Tablas de vida de Costa Rica 1962-64. Instituto Centroamericano de Estadística. Publicaciones de la Universidad de Costa Rica, N° 24, pág. 28, cuadro N° 1-II.

e) Análisis gráfico de los resultados obtenidos. A fin de ilustrar más fácilmente los resultados obtenidos por los métodos hasta aquí empleados, en los gráficos 7 al 12 se muestran las tres series de valores de ${}_xq_0$ y e_0^0:

i) las obtenidas por el método de Brass (${}_xq_0$ y e_0^0)

ii) las obtenidas por transformación logito (${}_xq_0^a$ y e_0^{0a})

iii) las que resultan de las tablas de vida utilizadas tomadas como standard (${}_xq_0^1$ y $e_0^{0'}$).

Se observa que tanto las ${}_xq_0$ como e_0^0 obtenidas por el método de Brass presentan irregularidad en las edades intermedias, a excepción del caso de Bogotá. Parece ser que las mujeres de los grupos de edades de 25-29, 30-34 y 35-39 omitieron declarar hijos muertos. Los grupos de 40-45 y 45-49 tienen estimaciones de la mortalidad más elevado; ello parece indicar que estos grupos de mujeres tienen mejor declaración que los citados anteriormente, lo cual no es muy posible, siendo más viable pensar en probables sesgos y/o errores en el muestreo o en que la mortalidad ha venido bajando.

En los dos primeros grupos (15-19 y 20-24) se observa una cierta regularidad, además se ve que ${}_xq_0$ muestra una tendencia decreciente.

Las estimaciones por la transformación logito, son muy regulares pero parece ser que están subestimadas las ${}_xq_0$ y consecuentemente sobrestimadas las e_0^0, ello debido a la influencia de los valores intermedios de ambas, y por los valores de la función de la tabla de vida standard escogida.

f) Cálculo de ${}_xq_0$ y e_0^0 tomando en consideración sesgos y/o errores en el muestreo

Cuando no se cuenta con una tabla de vida standard adecuada, no es posible tener patrones de comparación, de allí que parece más viable dada la irregularidad que presentan los resultados obtenidos por Brass, tomar en consideración posibles sesgos y/o errores en el muestreo y establecer los límites de confianza alrededor de los cuales estarían los estimados.

En el cuadro 15 aparecen los valores máximos y mínimos de e_0^0 usando un error standard de estimación.

Cuadro 15

BUENOS AIRES, BOGOTA Y SAN JOSE: e_0^0 AMBOS SEXOS CONSIDERANDO SESGOS Y/O ERRORES EN EL MUESTREO. 1964

Edad x	Buenos Aires		Bogotá		San José	
	e_0^0 máxima	e_0^0 mínima	e_0^0 máxima	e_0^0 mínima	e_0^0 máxima	e_0^0 mínima
2	70,91	61,88	65,85	62,10	61,52	57,12
3	72,93	68,12	64,79	62,44	66,34	63,71
5	71,67	68,27	63,69	61,72	67,73	65,73
10	72,49	69,81	63,85	61,96	60,15	58,00
15	67,19	64,72	57,34	55,06	62,38	60,17
20	66,66	64,00	58,04	55,44	59,57	57,17
Promedio	70,4		63,4		64,0	

Fuente: Tabla 5, anexo 2 y tabla 6, anexos 1 y 3.

En el cuadro 16 se muestran los ${}_1q_0$ máxima, mínima y promedio para las ciudades consideradas.

Cuadro 16

BUENOS AIRES, BOGOTA, SAN JOSE: ${}_1q_0$ MAXIMA, MINIMA Y PROMEDIO. 1964
(por mil)

	Buenos Aires	Bogotá	San José
Máxima	61,94	60,93	83,94
Mínima	25,80	44,87	63,58
Promedio	43,87	52,90	73,76

Fuente: Tabla 6, anexos 1 y 3.
Tabla 5, anexo 2.

La ilustración gráfica de las e_0^0 se muestran en los gráficos 13, 14 y 15.

Se trazó una paralela al eje de las abscisas, de forma tal que pasara aproximadamente por el medio de los valores máximos y mínimos de la e_0^0 correspondiente a los valores de ${}_xq_0$ para x = 2, 3, 5, 10, para el caso de Buenos Aires y Bogotá. Así la e_0^0 general obtenida fue de 70,4 años para Buenos Aires y 63,4 años para Bogotá.

En el caso particular de San José, dada las dimensiones de las irregularidades que existen en las e_0^0 se tuvo en cuenta para su obtención la secuencia lógica de las e_0^0; obteniéndose como resultado una e_0^0 general de 64 años.

III. ANALISIS Y COMPARACIONES

En este punto se pretende presentar en forma resumida todos los resultados de ${}_1q_0$ y e_0^0, que se han ido obteniendo en el presente trabajo, asi como los que surgen de otros trabajos ya citados.27/

El indicador ${}_1q_0$ como medida de la mortalidad infantil y e_0^0 como medida de la mortalidad general, permite ubicar en cierta forma la situación de cada una de las tres ciudades.

En el cuadro 17 aparece un resumen de los resultados obtenidos de ${}_1q_0$ y e_0^0 general para Buenos Aires.

Analizando las ${}_1q_0$ se tiene que la estimada por el método de Brass resulta menor que la calculada por Z. Camisa para el total del país, esto es lógico, porque es de suponer que Buenos Aires tenga una menor mortalidad infantil que el país como un todo. Con respecto a la obtenida por logito, resulta bastante baja por lo que no parece ser aceptable como medida de la mortalidad infantil, pues como se dijo anteriormente esta medición está afectada por los valores intermedios de ${}_xq_0$ y por la función l_x tomada de la tabla de vida standard escogida.

27/ Para Argentina y Costa Rica se usaron las tablas de vida de Z. Camisa y las de Romero, Gómez y otros que aparecen en los trabajos citados en 26/. Para Bogotá, se usó la tabla de vida calculada por Bayona, citado en el gráfico 9 y la e_0^0 calculada por Arévalo citada en el gráfico 10.

Cuadro 17

BUENOS AIRES Y ARGENTINA: COMPARACION ENTRE $_1q_0$ Y e_0^0 OBTENIDA POR DISTINTOS PROCEDIMIENTOS. AMBOS SEXOS

Estimadores de la mortalidad	Método de Brass Buenos Aires 1960-63 a/	Brass considerando sesgos y/o errores de muestreo	Z. Camisa Argentina 1959-61 d/	Obtenida mediante transformación logito Bs. Aires e/
$_1q_0$	44,42 o/oo	43,87 o/oo b/	57,61 o/oo	34,83 o/oo
e_0^0	68,87	70,4 c/	65,92	67,87

Fuente: a/ Cuadro 11. b/ Cuadro 16. c/ Gráfico 13
d/ Camisa, Z., Obra citada. e/ Cuadro 14.

La $_1q_0$ y la e_0^0 general obtenida por el método de Brass y la obtenida considerando sesgos y/o errores en el muestreo son parecidas.

De las anteriores consideraciones se puede deducir que la mortalidad infantil para Buenos Aires está en los alrededores de 44 por mil y la e_0^0 general sobre los 69 años aproximadamente, en el período 1960-63.

En el cuadro 18 se muestran para Bogotá, las $_1q_0$ y las e_0^0 general obtenidas por distintos procedimientos.

Cuadro 18

BOGOTA - COLOMBIA: COMPARACION ENTRE $_1q_0$ Y e_0^0 OBTENIDA POR DISTINTOS PROCEDIMIENTOS. AMBOS SEXOS.

Estimadores de la mortalidad	Método de Brass Bogotá 1960-63 a/	Brass considerando sesgos y/o errores de muestreo	A. Bayona Colombia 1963-65 d/	J. Arévalo Bogotá 1963-65 e/
$_1q_0$	52,99 o/oo	52,90 o/oo b/	78,38 o/oo	---
e_0^0	63,26	63,4 c/	60,16	60,82

Fuente: a/ Cuadro 12 b/ Cuadro 16 c/ Gráfico 14
d/ A. Bayona, obra citada. e/ J. Arévalo, obra citada.

Las $_1q_0$ y la e_0^0 general estimadas por el método de Brass y las estimadas considerando sesgos y/o errores en el muestreo son bastante parecidas.

Si se observa la $_1q_0$ obtenida por Bayona (78,38 por mil) se puede opinar que ésta es una cifra que parece confiable al compararla con las otras dos del cuadro, pues se trata del total del país, y por lo tanto está influenciada por los valores extremos de las ciudades con mayor mortalidad infantil.

Es de notar que la e_0^0 obtenida por J. Arévalo para Bogotá parece estar subestimada por cuanto para el mismo período, la e_0^0 para Colombia calculada por Bayona es de 60,16 años. No es lógico pensar que el país como un todo tenga la misma e_0^0 que Bogotá, donde existen posiblemente las mejores condiciones de salud.

Según los anteriores análisis se puede estimar una ${}_1q_0$ de aproximadamente 53 por mil y una e_0^0 de 63,3 años aproximadamente para Bogotá, en el período 60-63.

Para San José se muestran los estimadores de la mortalidad considerados en el cuadro 19.

Cuadro 19

SAN JOSE, COSTA RICA: COMPARACION ENTRE ${}_1q_0$ Y e_0^0 OBTENIDAS POR DISTINTOS PROCEDIMIENTOS. AMBOS SEXOS

Estimadores de la mortalidad	Método de Brass San José 1960-63 a/	Brass considerando sesgos y/o errores de muestreo	M. Romero; M. Gómez y otros Costa Rica 1962-64 d/	Obtenida mediante transformación logito San José 1960-63 e/
${}_1q_0$	73,80 o/oo	73,76 o/oo b/	80,24 o/oo	60,99 o/oo
e_0^0	63,67	64 c/	63,34	61,49

Fuente: a/ Cuadro 13 b/ Cuadro 16 c/ Gráfico 15.
d/ M. Romero, M. Gómez y otros, obra citada.
e/ Cuadro 14.

Las ${}_1q_0$ y e_0^0 obtenida por el método de Brass y la obtenida considerando sesgos y/o errores en el muestreo, son parecidas, siendo esto característico en las tres ciudades consideradas.

Si se tomara como buena la e_0^0 que ofrece M. Romero, M. Gómez y otros para Costa Rica (63,34 años), se tiene que decir que la calculada por el método de Brass está subestimada, ya que no parece lógico que el país y la capital tengan la e_0^0 general aproximadamente iguales.

Con las cifras planteadas, tal vez resulte aceptable decir que la mortalidad infantil es de 74 por mil y la e_0^0 general de 64 ó 65 años, aproximadamente, en los alrededores de 1960-63, si se hace abstracción de los resultados que ofrece la transformación logitos por parecer bajos.

IV. CONCLUSIONES

Las estimaciones de la mortalidad obtenidas por el método de Brass parecen ser aceptables de acuerdo con las comparaciones realizadas; aunque no debe perderse de vista que las estimaciones de ${}_xq_0$ y e_0^0 presentaron irregularidades en las edades intermedias, de ahí que estas mediciones pueden estar en cierta forma sesgadas.

Debido a esas irregularidades observadas en los primeros resultados, se aplicaron distintos procedimientos de ajuste como fue el considerar los posibles errores y sesgos de muestreo, a fin de mejorar las estimaciones.

Por lo tanto puede decirse, teniendo en cuenta los pocos datos que requieren, que el método aquí utilizado conduce a resultados bastante objetivos para el análisis de la mortalidad.

Se pudiesen obtener mejores mediciones si se hiciese un análisis más amplio de la tendencia de la mortalidad en los últimos años (aunque éste no es el objetivo del presente trabajo) basándose en las tabulaciones que proporcionan las encuestas de PECFAL-URBANO; de ahí que se deja planteada la inquietud por seguir ahondando en estas tabulaciones.