

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE - SAN JOSE

CURSO DE ANALISIS DEMOGRAFICO AVANZADO
1977-1978

TRABAJO DE INVESTIGACION

TITULO: EVALUACION DEL METODO DE FEENEY PARA LA ESTIMACION DE
NIVELES Y TENDENCIAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL.
COSTA RICA, 1973.

AUTOR: Juan José Reyes Mejía

ASESOR: Dr. Hugo Behm Rosas

DISTRIBUCION INTERNA

San José, Costa Rica
Agosto, 1978



900029750 - BIBLIOTECA CEPAL

INDICE

	Página
I. Introducción	1
II. Importancia y limitaciones del estudio de la mortalidad infantil	2
III. Síntesis metodológica	6
1. Los datos básicos censales	6
2. Las estadísticas vitales	8
3. El método de Feeney	10
IV. Comparación de las tasas de mortalidad infantil estimadas por el método de Feeney con las obtenidas a partir de las estadísticas vitales	12
1. Comparación en el total del país	12
2. Comparación en las provincias	17
3. Comparación en las regiones geográficas	23
V. Comparación con estimaciones de mortalidad infantil de otras fuentes	26
VI. Estimaciones de la mortalidad infantil por otras variables	29
1. Mortalidad infantil en la población urbana y rural.	29
2. Mortalidad infantil y nivel de instrucción de la madre	34
3. Mortalidad infantil según el nivel de instrucción de la madre en la población urbana y rural	37
VII. Conclusiones	38
ANEXO 1. Estimación de la mortalidad infantil mediante el método de G. Feeney	41
ANEXO 2. Cálculo de la mortalidad infantil a partir de las estadísticas vitales	54

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro		Página
1	Costa Rica: Probabilidad de muerte en el primer año de vida, ambos sexos, según las tablas de mortalidad de 1950, 1963 y 1973	3
2	Costa Rica: Porcentajes de omisión en el registro de defunciones infantiles estimados para 1958-1972	10
3	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil (q_0) estimadas por el método de Feeney y a partir de las estadísticas vitales. 1959-1971	14
4	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil (q_0) estimadas por el método de Feeney (F) y a partir de las estadísticas vitales (EV), según provincias y regiones. 1959-1971	19
5	Costa Rica: Tasas de descenso lineal en las estimaciones de mortalidad infantil por provincias, según el método de Feeney (F) y las estadísticas vitales (EV)	22
6	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil (q_0) estimadas por el método de Feeney (F) y por el método de Brass (B), por provincias y regiones. Años 1968-1969	27
7	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil estimadas por el método de Feeney por provincias, según residencia urbana y rural. 1970	32
8	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil (q_0) estimadas por el método de Feeney (F) y por el método de Brass (B), por provincias, según residencia urbana y rural, alrededor de 1968	33
9	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil (q_0) estimadas por el método de Feeney según el nivel de instrucción de la madre, alrededor de 1970	34
10	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil estimadas por el método de Feeney (F) y por el método de Brass (B), por nivel de instrucción y el lugar de residencia de la madre. 1968	35

Gráfico

1	Costa Rica: Proporción de hijos fallecidos entre el total de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres de 15-49 años, según la edad, país, provincias y nivel de instrucción de la madre según residencia, 1973	7
---	---	---

Gráfico

Página

2	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil (q_0) estimadas por el método de Feeney y a partir de las estadísticas vitales 1959-1971	15
3	Costa Rica: Comparación por cociente entre las tasas de mortalidad infantil estimadas por el método de Feeney (F) y las estimadas a partir de las estadísticas vitales (EV). 1959-1971	16
4	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil (q_0) estimadas por el método de Feeney y a partir de las estadísticas vitales (EV), según provincias. 1959-1971	20
5	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil (q_0) estimadas por el método de Feeney y a partir de las estadísticas vitales (EV) según regiones. 1959-1971	24
6	Costa Rica: Comparación por cociente entre las tasas de mortalidad infantil estimadas por el método de Feeney (F) y las estimadas a partir de las estadísticas vitales (EV), según regiones. 1959-1971	25
7	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil (q_0) estimadas por el método de Feeney y por el método de Brass, por provincias. 1968-1969	28
8	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil (q_0) estimadas por el método de Feeney, según residencia urbana y rural, por provincias. 1958-1971	30
9	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil estimadas por el método de Feeney, según el nivel de instrucción y el lugar de residencia de la madre. 1958-1972	36

* * *

I. INTRODUCCION

El presente trabajo pretende evaluar las posibilidades de aplicación del método ideado por el profesor Griffith Feeney para estimar tendencias de la mortalidad infantil a partir de la información censal de sobrevivencia de hijos clasificados por edad de la madre.

La evaluación se hace para Costa Rica mediante la comparación de las tasas de mortalidad infantil estimadas por el método de Feeney con las que se calculan directamente, utilizando nacimientos de cada año y defunciones infantiles. Tal comparación se hace para el país, las provincias y tres regiones geográficas.

Existiendo otros estudios ^{1,2/} en los cuales se hace referencia a la mortalidad infantil en Costa Rica estimada también por método indirectos, se establecen comparaciones entre las estimaciones obtenidas aplicando Feeney y las estimaciones provenientes de esas fuentes.

Finalmente, con el afán de comparar lo que empíricamente se sabe sobre el comportamiento de la mortalidad infantil según variables geográficas y socioeconómicas, se hacen estimaciones de las tendencias de la mortalidad infantil según área de residencia y nivel de educación de la madre.

1/ Behm, H., La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina. Costa Rica 1968-1969. CELADE, Serie A No. 1024, San José, Costa Rica, 1976.

2/ Chackiel, J., La fecundidad y la mortalidad en Costa Rica 1963-1973. CELADE, Serie A No. 1023, San José, Costa Rica, 1976.

II. IMPORTANCIA Y LIMITACIONES DEL ESTUDIO DE LA MORTALIDAD INFANTIL

El estudio de la mortalidad infantil reviste particular importancia por cuanto "constituye un índice seguro de las condiciones sanitarias de un país: es elevado cuando las condiciones son adversas, máxime si a ellas se agregan la miseria, el hacinamiento, la ignorancia y el descuido; y baja cuando las condiciones económicas mejoran" ^{3/}. La mortalidad infantil además brinda una contribución importante en la determinación del nivel de la mortalidad general.

Costa Rica presenta marcados progresos en la evolución de la mortalidad infantil. Según las tablas de vida vigentes ^{4/} la probabilidad de muerte en el primer año de vida, para los dos sexos, en tres puntos del tiempo, estaba en los niveles que figuran en el cuadro 1.

Es importante señalar que en el último período intercensal aunque más corto, se obtuvo un porcentaje de disminución de más del doble que el obtenido en el período anterior.

A pesar del notable avance observado, Costa Rica aún está lejos de figurar entre los países de menor mortalidad infantil en el mundo y las posibilidades de reducción de la mortalidad general estarán signadas por la

^{3/} Naciones Unidas, Cálculo de la mortalidad infantil, ST/SOA/Serie A No. 3, Nueva York, 1963.

^{4/} Ortega, A., Tablas de vida de Costa Rica 1972-1974. Dirección General de Estadística y Censos y CELADE, San José, Costa Rica, 1976.

evolución de la mortalidad en los primeros años de vida. A este respecto, considerando la tabla de mortalidad límite de baja mortalidad, elaborada por Bourgeois-Pichat, Ortega ha estimado, para 1973, que la reducción de las probabilidades de muerte en los menores de un año y los niños comprendidos entre uno y cuatro años sería de 78 y 99 por ciento, respectivamente ^{5/}.

Cuadro 1

COSTA RICA: PROBABILIDAD DE MUERTE EN EL PRIMER AÑO DE VIDA, AMBOS SEXOS, SEGUN LAS TABLAS DE MORTALIDAD DE 1950, 1963 Y 1973

Año	100 q ₀	Porcentaje de disminución
1950	97,06	
1963	80,24	17,3
1973	49,52	38,3

Fuente: Ortega, A., Tablas de vida de Costa Rica 1972-1974. Dirección General de Estadística y Censos y CELADE, San José, Costa Rica, 1976.

En oposición a la creciente importancia del estudio de la mortalidad infantil, en la mayoría de los países subdesarrollados existen serias limitaciones por la escasez de información básica.

^{5/} Ortega, A., "Tablas de vida de ...", op.cit.

Costa Rica ha sido señalada por la Oficina de Estadística de las Naciones Unidas como uno de los países cuyas estadísticas del registro de defunciones se consideraban "completas" al inicio de la década del sesenta^{6/}. Sin embargo, Behm cita estudios^{7/} en los cuales se comprobó una omisión de 15,1 por ciento en 1962-1963 y de 8,7 por ciento en 1966, para el total del país. En el mismo documento se señala que no es posible establecer cuál es la integridad del registro de las muertes que ocurren fuera de los centros de atención médica y hay derecho para pensar que la omisión del mismo tiene diferentes magnitudes en las diferentes regiones geográficas.

En cuanto a los nacimientos se acepta que el registro es de buena calidad y las diferencias que podrían presentarse entre nacimientos inscritos y nacimientos ocurridos en un determinado año tienden a eliminarse por compensación. Ortega^{8/} encontró que "los nacimientos estimados a partir del censo de 1973 para el período 1963-1967 eran bastante similares a los nacimientos ocurridos, verificándose para cada sexo un porcentaje de omisión en los registros inferior del dos por ciento".

La mortalidad infantil sólo se puede calcular con precisión si la inscripción de los nacimientos y de las defunciones es completa o, en caso de no serlo, cuando se omite el mismo número relativo de nacimientos y defunciones^{9/}. De acuerdo a las indicaciones anteriores en que, para Costa Rica, la omisión relativa es mayor en las defunciones que en los nacimientos

^{6/} Naciones Unidas, Boletín de Población de las Naciones Unidas, No. 6, 1962, Nueva York, 1963.

^{7/} Behm, H., "La mortalidad en los ...", op.cit.

^{8/} Ortega, A., Costa Rica: Evaluación del censo de 1973 y proyecciones de población por sexo y grupos de edad, 1950-2000. Dirección General de Estadística y Censos y CELADE, San José, Costa Rica, 1976.

^{9/} Naciones Unidas, "Cálculo de la ...", op.cit.

es de esperar que el cálculo de la mortalidad infantil, hecho a partir de tales datos, sea una subestimación del verdadero nivel, más lejos del nivel real mientras mayor sea el porcentaje de subregistro en las defunciones.

Debido a la poca confianza que merecen los registros tradicionales de los hechos vitales, se comprende el interés de contar con métodos que hagan uso de otras fuentes más confiables y que a su vez proporcionen estimaciones satisfactorias de la mortalidad. Entre esos métodos, el ideado por W. Brass, junto con las variantes de Sullivan y Trussell, se han usado con razonable satisfacción. G. Feeney, apoyándose en Brass, ha elaborado un método para obtener estimaciones tanto del nivel actual de la mortalidad como de la tendencia que ha experimentado en el pasado reciente. La evaluación de esta última metodología a partir de la información disponible para Costa Rica, constituye el objetivo cardinal de este trabajo.

III. SINTESIS METODOLOGICA

1. Los datos básicos censales

El presente estudio se basa en los datos censales obtenidos en mayo de 1973, particularmente en la información relativa a la declaración de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes tenidos por las mujeres de 15 y más años de edad.

El censo de 1973 fue evaluado por Ortega ^{10/} quien llegó a la conclusión que no tiene omisiones de importancia y posee además una buena cobertura.

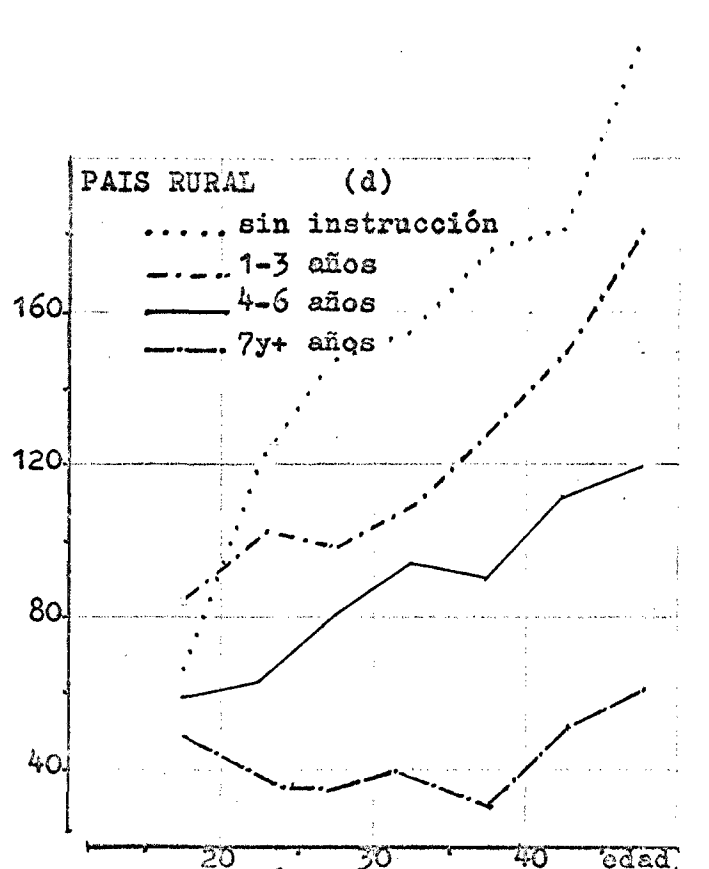
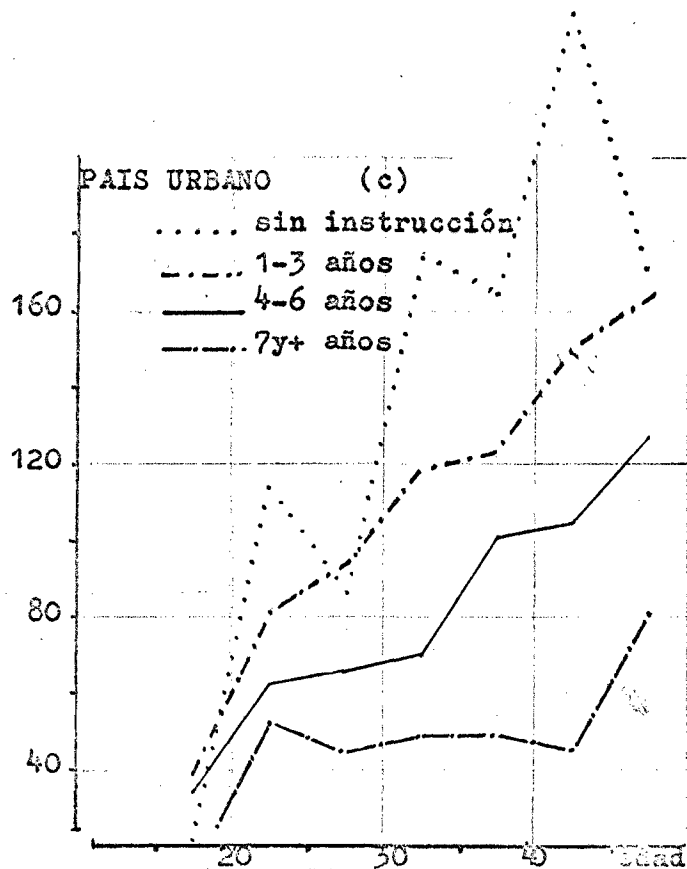
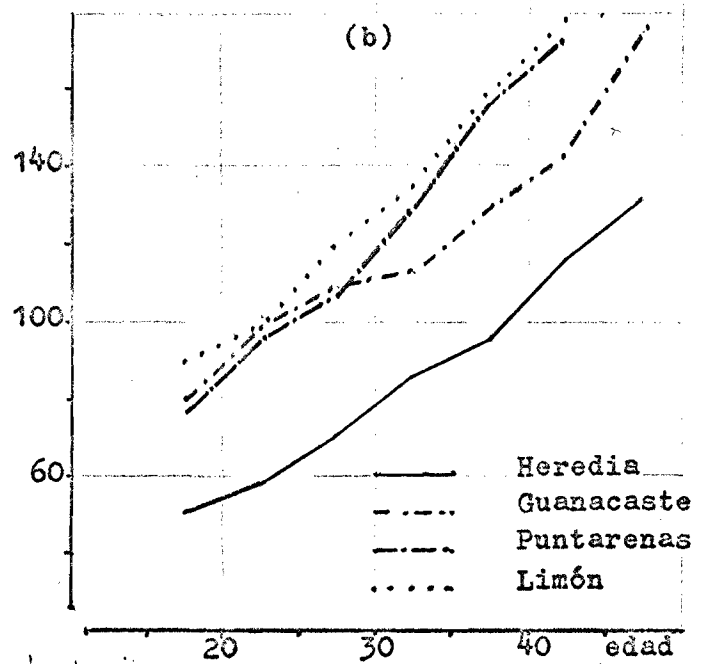
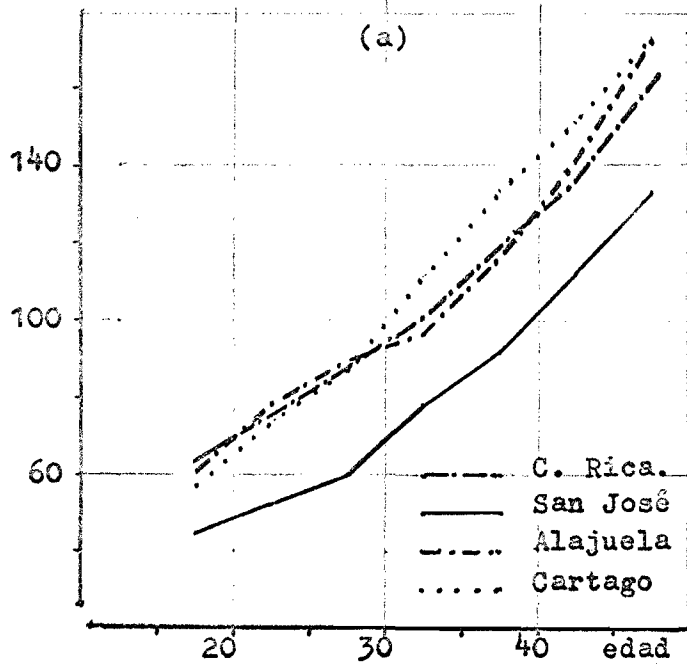
Como el método de Feeney se basa, al igual que el método de Brass, en la proporción de hijos fallecidos entre el total de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres con declaración de fecundidad, se ha creído conveniente estudiar esas proporciones tanto para el país como para las siete provincias y según el nivel de instrucción de las madres. Tales proporciones aparecen en el gráfico 1.

Tal como se esperaba, para el total del país así como para las diferentes provincias, las proporciones de hijos fallecidos muestran una tendencia monótonamente creciente con la edad de la madre, tanto porque el tiempo de exposición al riesgo de muerte es mayor como porque, según se observó antes, en Costa Rica la mortalidad ha descendido en los últimos años. Las

^{10/} Ortega, A., "Costa Rica: Evaluación del ...", op.cit.

Gráfico No 1

COSTA RICA: PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS ENTRE EL TOTAL DE HIJOS NACIDOS VIVOS TENIDOS POR LAS MUJERES DE 15-49 AÑOS, SEGUN LA EDAD, PAIS, PROVINCIAS Y NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MADRE SEGUN RESIDENCIA. 1973.



Fuente: AECIC. DGEC. Censos Nacionales de Población. Tomo I. SJO C.R.1974. y CELADE. Datos básicos IMIAL de Costa Rica.

grandes irregularidades que se observan en las partes (c) y (d) pueden deberse a errores en la declaración de fecundidad, de la edad de las mujeres o a errores propios de la muestra censal.

Con el propósito de destacar los diferenciales de mortalidad infantil, por nivel de instrucción y área de residencia de las madres, las proporciones de hijos fallecidos, según las variables mencionadas, fueron ajustadas mediante una función potencial, no necesariamente polinómica, de la forma

$$Y = a X^b, \quad a > 0 \text{ y } b > 0$$

en la que Y: es la proporción de hijos fallecidos correspondiente a cada grupo de edad y X: es la edad central de los grupos de edad de las madres.

2. Las estadísticas vitales

Con el objeto de comparar las estimaciones derivadas del censo, para el país y sus provincias, con las que se derivan de las estadísticas vitales, se utilizan las estadísticas de nacimientos y de defunciones infantiles correspondientes a los años de 1958 a 1972.

Como se señaló antes, el registro de nacimientos es de buena calidad por lo que en el presente trabajo se tomaron los nacimientos ocurridos tal como son publicados por la Dirección de Estadística y Censos.

Para las defunciones infantiles se estimó que el subregistro en 1963 era de 16,7 por ciento pero advirtiéndolo que "sólo tiene validez, en rigor,

para las defunciones inscritas en los centros de asistencia médica" ^{11/}. Ortega, por su parte, estimó para 1971 una omisión en el registro de muertes infantiles del orden del 10 por ciento ^{12/}.

En el presente trabajo se ha supuesto que la omisión en el registro de defunciones es la misma tanto para los que reciben asistencia médica como para los que no gozan de ese beneficio, por cuanto los servicios de salud en el período de referencia, excepto para los primeros tres años, atendieron más del 50 por ciento de las defunciones infantiles ocurridas en el país. Se supone, además, que la omisión antes de 1963 fue mayor ya que entonces el registro oficial de defunciones estaba concentrado en pocos organismos.

No existiendo estimaciones del subregistro de defunciones infantiles para todos los años del período de estudio y siendo necesario corregir la información para una mejor estimación de las tasas, se aplica el descenso proporcional en la omisión del período 1963-1971 a los diferentes años, obteniéndose los resultados que se presentan en el cuadro 2.

Las defunciones infantiles para cada año, además de la corrección por omisión, fueron asignados al año de nacimiento mediante los factores de separación correspondientes a cada año del período. Para las provincias sólo se hizo la asignación no así la corrección por omisión por no existir elementos que permitieran determinar su magnitud.

^{11/} Instituto Centroamericano de Estadística, Tablas de vida de Costa Rica, 1962-1964. Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica, 1967.

^{12/} Ortega, A., "Costa Rica: Evaluación ...", op.cit.

Cuadro 2

COSTA RICA: PORCENTAJES DE OMISION EN EL REGISTRO DE DEFUNCIONES INFANTILES. ESTIMADOS PARA 1958-1972

Año	Omisi3n	Año	Omisi3n
1958	20,9	1966	14,2
1960	19,2	1968	12,5
1962	17,5	1970	10,8
1964	15,9	1972	9,2

Nota: Calculados por interpolaci3n lineal entre los valores correspondientes a 1963 y 1971.

3. El m3todo de Feeney ^{13/}

La mayoría de los m3todos de estimaci3n de la mortalidad a partir de la informaci3n de hijos sobrevivientes suponen que la mortalidad antes del censo ha permanecido constante. Griffith Feeney ha propuesto un nuevo m3todo que admite cambios en la mortalidad y con el cual es posible estimar no s3lo el nivel sino tambi3n tendencias de la misma.

El nuevo m3todo parte de los siguientes supuestos:

- a) La mortalidad infantil ha estado cambiando con una tasa de descenso r durante los a3os anteriores al censo hasta llegar a un nivel $\frac{w}{o}$.
- b) La tendencia en el tiempo es lineal.

^{13/} Feeney, G., Estimaci3n de tasas de mortalidad infantil a partir de informaci3n de sobrevivencia de hijos clasificados por edad de la madre. CELADE, Serie D No. 87, Santiago, Chile, junio de 1977.

- c) No hay diferenciales de mortalidad por edad de las madres.
- d) La tabla de vida que refleja la mortalidad en cualquier momento antes del censo pertenece a la familia de tablas modelo de un sólo parámetro.

El método relaciona las proporciones de hijos fallecidos por edad de las madres con el patrón de fecundidad y mortalidad mediante la ecuación

$$Q = 1 - \sum_{j=0}^n c_j p_j(w, r)$$

en la que:

Q = es la proporción de hijos muertos entre los hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres de una edad determinada.

c_j = simboliza la proporción de ese grupo de hijos nacidos vivos que nacieron en el año j antes del censo.

$p_j(w, r)$ = representa la proporción de hijos sobrevivientes al momento del censo entre los hijos nacidos vivos durante el año j anterior al censo.

La distribución de hijos por año de nacimiento depende del patrón de fecundidad por lo que los valores de c_j pueden estimarse a partir de la edad media de la fecundidad y la ecuación anterior se escribe

$$Q = 1 - \sum_{j=0}^n c_j(M) p_j(w, r)$$

Para cualquier par de valores de Q y M se pueden establecer combinaciones de valores de w y r que satisfagan la ecuación. Tales valores determinan una tendencia lineal de la mortalidad coherente con la proporción de hijos fallecidos. Feeney encontró que esas tendencias lineales se intersectan muy próximamente en torno a un sólo punto cuyas coordenadas dan una estimación de la tasa de mortalidad infantil y el número de años anteriores al censo en que supuestamente estuvo vigente. Obtuvo regresiones para cada grupo de edad las cuales aparecen en el esquema 2 del anexo 1.

Las estimaciones que se obtienen al aplicar este método deben interpretarse tomando en cuenta los errores en la información básica, los supuestos teóricos del método y el carácter aproximado de las fórmulas que corresponden a cada grupo de edad.

Feeney no presenta ecuaciones para el primer grupo de edad de las mujeres, es decir de 15-19 años, por considerar que la información de este grupo es más deficiente y además en algunas poblaciones se ha observado que la tasa de mortalidad infantil de hijos de mujeres muy jóvenes, es mayor. Las ecuaciones son, pues, para derivar tasas de mortalidad infantil, asignadas a diferentes momentos, a partir de la información proporcionada por las mujeres de 20 a 49 años, por grupos quinquenales de edad.

IV. COMPARACION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADAS POR
EL METODO DE FEENEY CON LAS OBTENIDAS A PARTIR DE
LAS ESTADISTICAS VITALES

1. Comparación en el total del país

En el cuadro 3 y los gráficos 2 y 3 se comparan las tasas de mortalidad infantil estimadas por el método de Feeney con las obtenidas a partir de las estadísticas vitales.

En general se observa que las tres estimaciones de la mortalidad infantil señalan descensos importantes en este indicador. La estimación hecha con el método de Feeney sugiere un descenso lineal de la mortalidad no así la derivada de las estadísticas vitales las cuales por una parte deben reflejar irregularidades empíricas que ocurren en cada población y por otra un mejor registro de las defunciones a partir de 1963.

Al comparar por cociente las tres estimaciones se encontró que entre 1963 y 1970 las estimaciones hechas por el método de Feeney no eran mayores en un tres por ciento a las estimaciones hechas a partir de las estadísticas vitales sin corregir. En cambio para todo el período se observa que al corregir las estadísticas vitales por omisión se obtienen tasas de mortalidad infantil mayores que las estimadas indirectamente. Lo anterior podría considerarse como un leve indicio de que para Costa Rica la aplicación del método provoca una subestimación del nivel real de la mortalidad infantil.

Cuadro Nº 3

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_0) ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY Y A PARTIR DE LAS ESTADISTICAS VITALES.

1959 - 1971

Año	1000 q_0			100FE:EV _a /	100FE:EV _c /
	EV <u>a</u> /	FE <u>b</u> /	EV <u>c</u> /		
1959	81	80	68	98.8	117.6
1960	78	78	66	100.0	118.2
1961	77	76	65	98.7	116.9
1962	79	74	67	93.7	110.4
1963	84	72	72	85.7	100.0
1964	83	70	72	84.3	97.2
1965	80	68	69	85.0	98.6
1966	73	66	64	90.4	103.1
1967	70	64	62	91.4	103.2
1968	70	63	62	90.0	101.6
1969	69	62	61	89.8	101.6
1970	67	61	60	91.0	101.6
1971	61	60	55	98.3	109.1

EV a/ derivadas a partir de las estadísticas vitales considerando omisión. Promedios móviles trienales.

EV c/ Idem. sin considerar omisión.

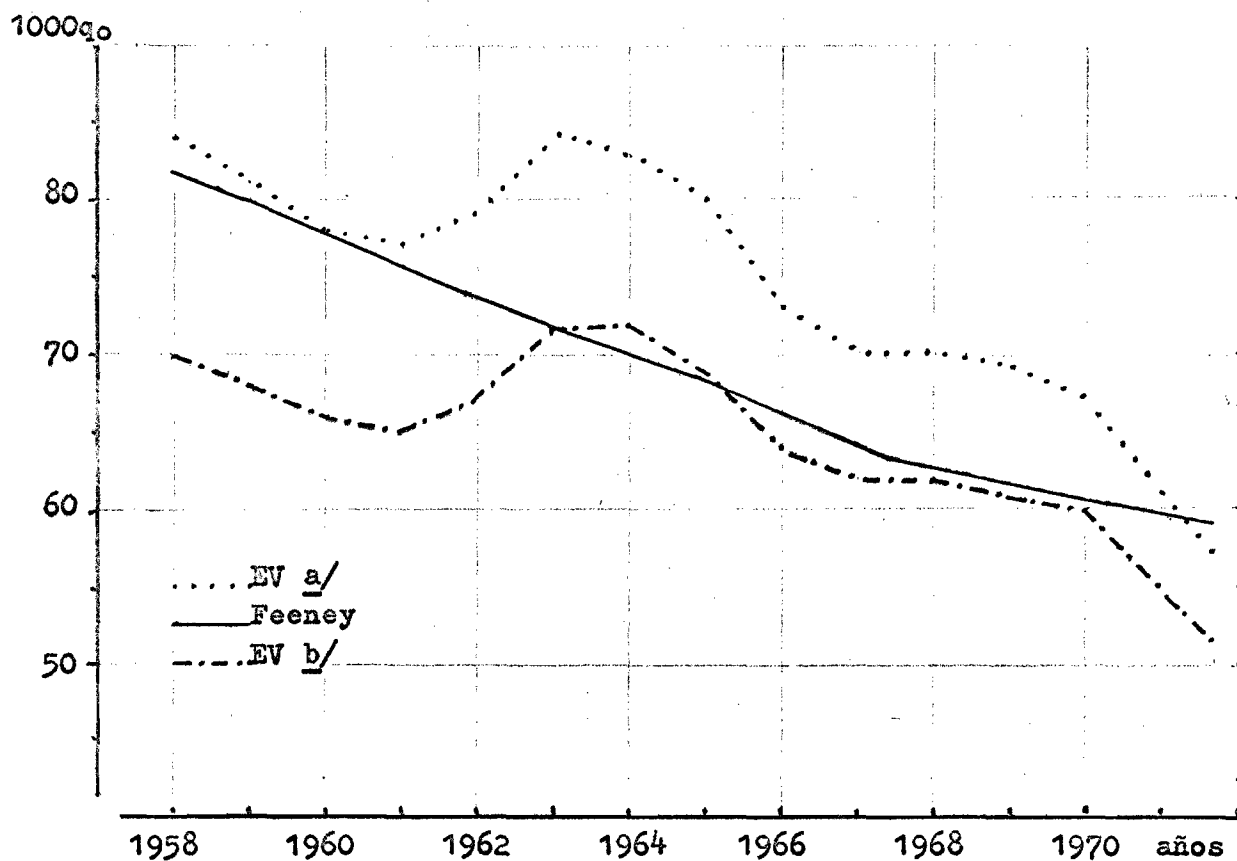
FE b/ valores obtenidos por interpolación lineal entre estimaciones contiguas mediante el método de Feeney.

Fuentes: Tablas 1-1, 1-2, 2-1 y 2-2 de los anexos 1 y 2.

Gráfico Nº 2

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_0) ESTIMADAS POR
EL METODO DE FEENEY Y A PARTIR DE LAS ESTADISTICAS VITALES.

1959 - 1971



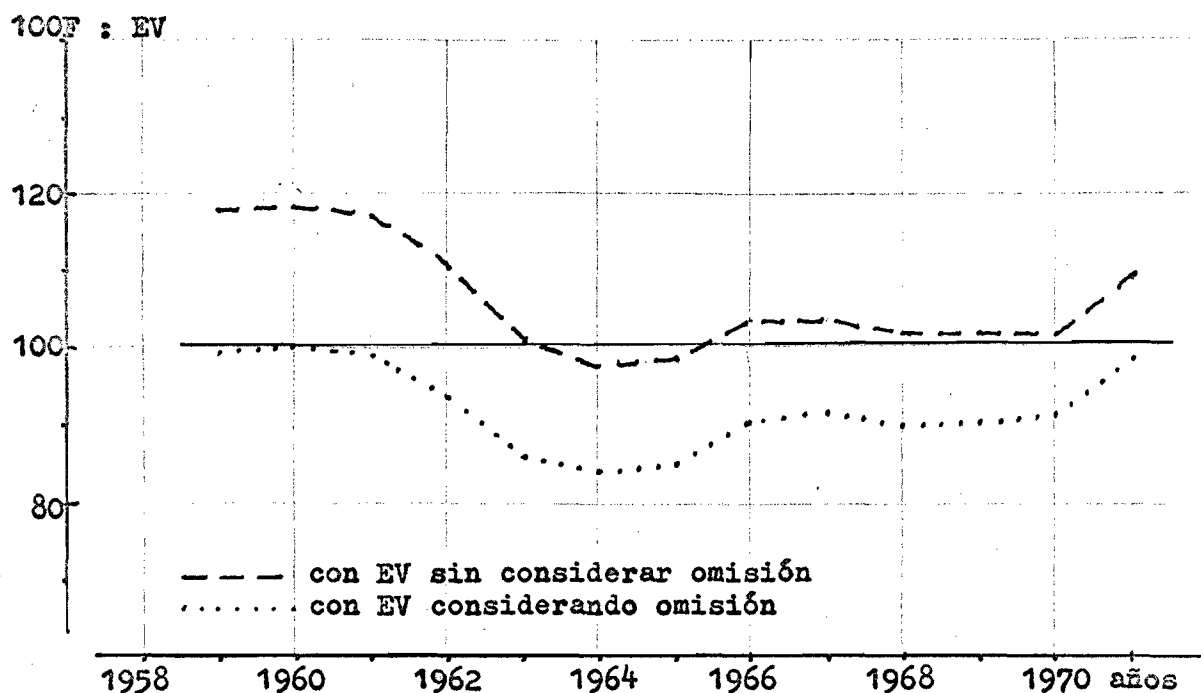
EV a/ estadísticas vitales considerando omisión

EV b/ Idem. sin considerar omisión.

Fuente: Cuadro Nº 3

Gráfico No 3

COSTA RICA: COMPARACION POR COCIENTE ENTRE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY (F) y LAS ESTIMADAS A PARTIR DE LAS ESTADISTICAS VITALES (EV). 1959 - 1971.



Nota: los valores $100F : EV - 100$ constituyen una medida del grado de sobreestimación (o subestimación) de los logros del método de Feeney respecto a las estadísticas vitales.

Fuente: Cuadro No 3

Respecto a las tendencias de la mortalidad infantil, según las tres estimaciones, se encontraron las siguientes tasas de descenso de la mortalidad infantil por mil por año

con Feeney	1,7
con EV corregidas	1,5
con EV sin corregir	0,9

De los tres valores, si se considera el descenso mostrado por las tablas de vida de 1963 y 1973, se seleccionaría la estimación de Feeney la cual estaría además por debajo del descenso de tres por mil por año calculado para el último período intercensal.

2. Comparación en las provincias

Previo al análisis comparativo debe recordarse que las series de estadísticas vitales, correspondientes a cada provincia, no están corregidas por omisión en el registro. Tal omisión al ser diferencial por provincias^{14/} afectará la comparación entre las dos estimaciones.

Al establecer la comparación en las siete provincias de Costa Rica se observa una considerable heterogeneidad en cuanto al ajuste de las estimaciones indirectas, tanto a la tendencia como al nivel de la mortalidad infantil calculados a partir de las estadísticas vitales.

^{14/} Behm, H., "La mortalidad en los ...", op.cit.

En el cuadro 4 y gráfico 4 puede apreciarse que para San José y Heredia es difícil en el período considerado declarar una sub o sobrestimación de la mortalidad infantil con respecto al nivel calculado a partir de las estadísticas vitales. Para Alajuela, Guanacaste y Puntarenas las estimaciones obtenidas aplicando las ecuaciones del esquema 2 son marcadamente superiores a las que se calcularon con las informaciones tradicionales. Curiosamente en Cartago y Limón las estimaciones obtenidas por el método de Feeney son inferiores a las tasas de mortalidad infantil calculadas con la información de nacimientos y defunciones infantiles en cada año. Considerando que en estas provincias estaría jugando un papel importante la migración selectiva de mujeres en atención a su fecundidad, al consultar las fuentes se encontró que el saldo neto migratorio no tiene la misma dirección en las dos provincias. Es probable que sean otros los factores que estarían explicando porque en Cartago y Limón las estimaciones del nuevo método son menores a las tasas derivadas de las estadísticas vitales.

Cabría esperar que en general los valores obtenidos por el nuevo método fueran mayores que los obtenidos a partir de las estadísticas vitales en virtud que, como se dijo antes, las defunciones infantiles a nivel de provincias fueron tomados sin considerar la omisión en el registro de las mismas. Es probable que en la heterogeneidad señalada antes esté reflejado el diferente grado de omisión que quizá exista para cada provincia.

Cuadro Nº 4

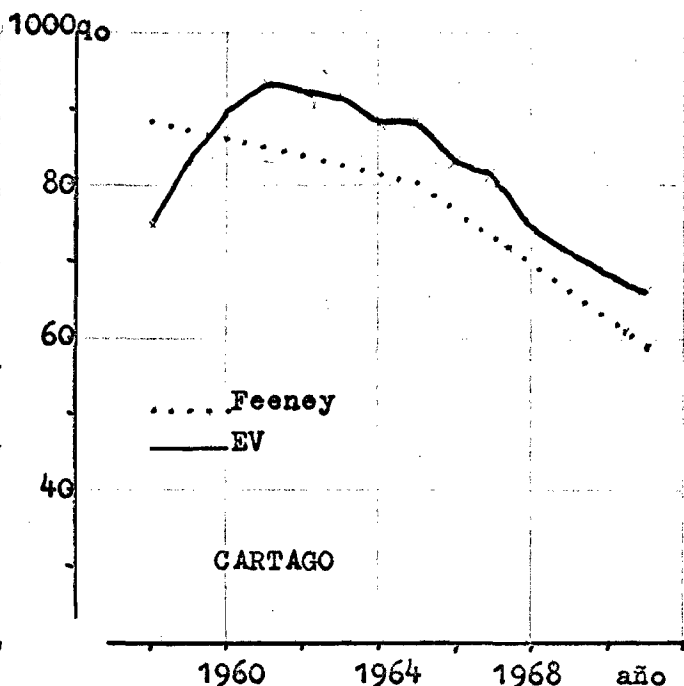
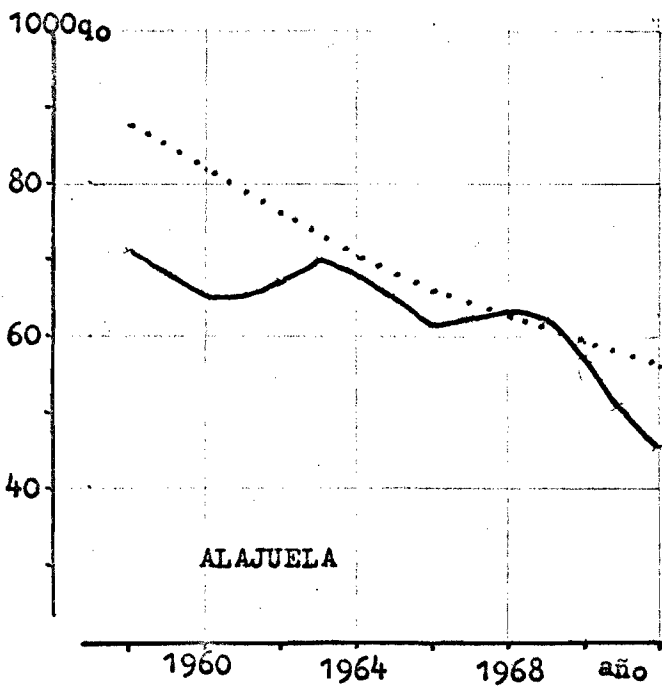
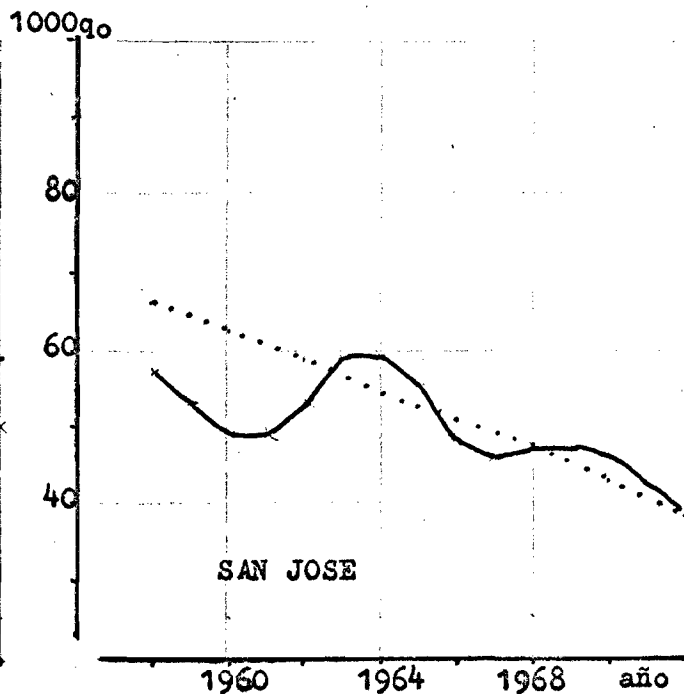
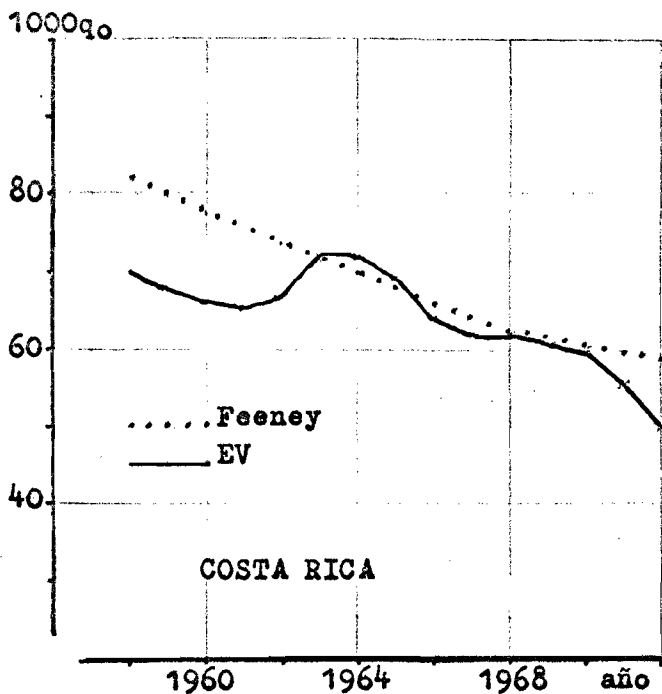
COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_0) ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY (F) Y A PARTIR DE LAS ESTADISTICAS VITALES (EV), SEGUN PROVINCIAS Y REGIONES. 1959-1971.
(tasas por mil nacidos vivos)

Año	San José			Alajuela			Cartago			Heredia			Guanacaste		
	EV	F	F:EV	EV	F	F:EV	EV	F	F:EV	EV	F	F:EV	EV	F	F:EV
1959	53	64	1.21	68	85	1.25	83	87	1.05	63	64	1.02	67	84	1.25
1960	49	62	1.27	65	82	1.26	89	86	0.97	62	63	1.02	65	82	1.26
1961	49	61	1.24	65	79	1.22	93	85	0.91	58	63	1.08	64	79	1.23
1962	53	59	1.11	67	76	1.13	92	84	0.91	57	62	1.09	64	77	1.20
1963	59	57	0.97	70	73	1.04	91	82	0.90	56	60	1.07	71	76	1.07
1964	59	54	0.92	68	70	1.03	88	81	0.92	59	57	0.97	75	75	1.00
1965	55	52	0.95	65	67	1.03	88	80	0.91	57	54	0.95	73	74	1.01
1966	48	51	1.06	61	66	1.08	83	76	0.92	57	54	0.95	68	73	1.07
1967	46	49	1.07	62	64	1.03	81	73	0.90	55	54	0.98	64	72	1.13
1968	47	47	1.00	63	63	1.00	74	69	0.93	54	52	0.96	66	71	1.08
1969	47	45	0.96	62	61	0.98	71	66	0.93	54	50	0.93	65	69	1.06
1970	46	43	0.93	57	59	1.04	68	62	0.91	51	48	0.94	67	68	1.01
1971	42	40	0.95	50	58	1.16	61	59	0.97	46	47	1.02	60	67	1.12

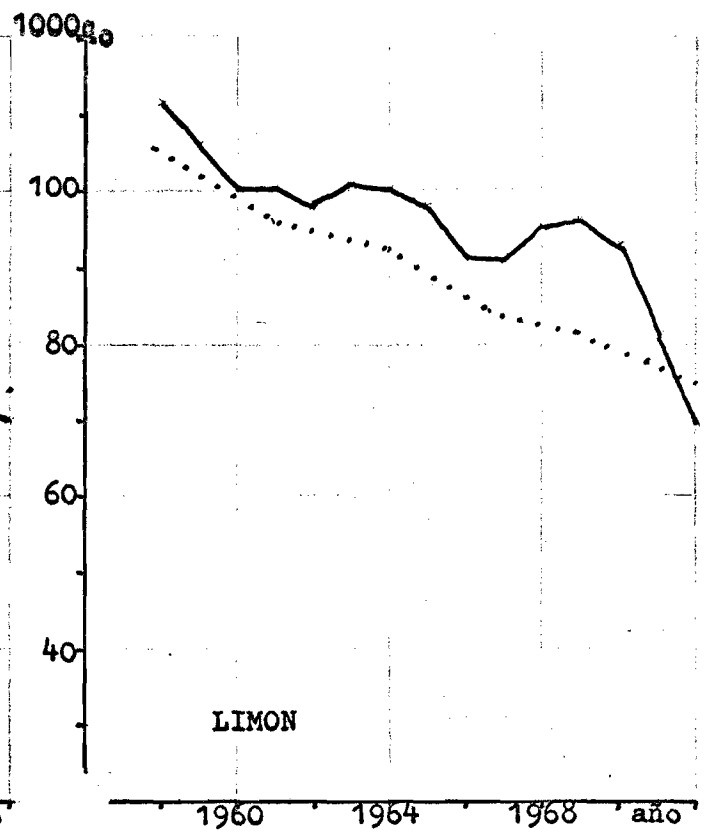
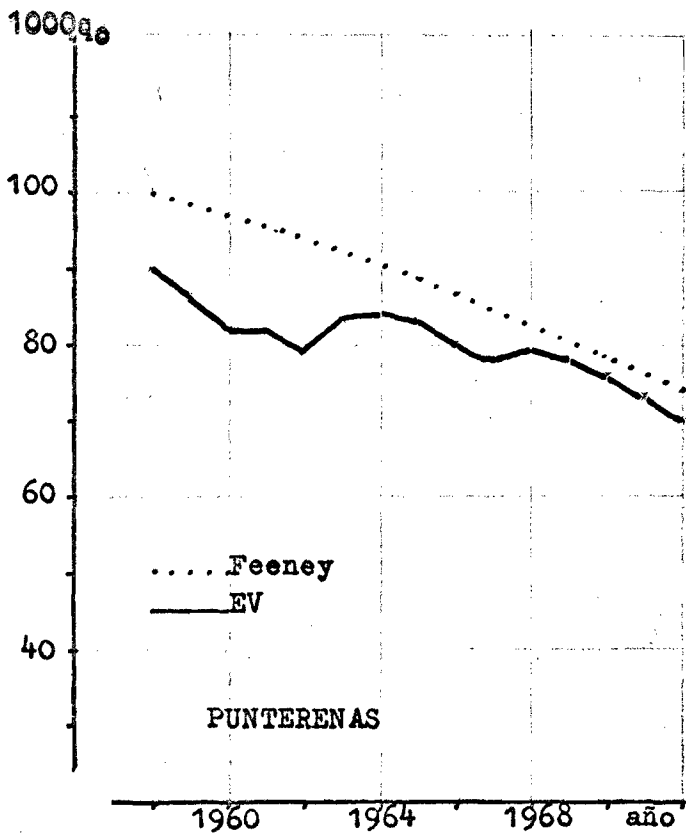
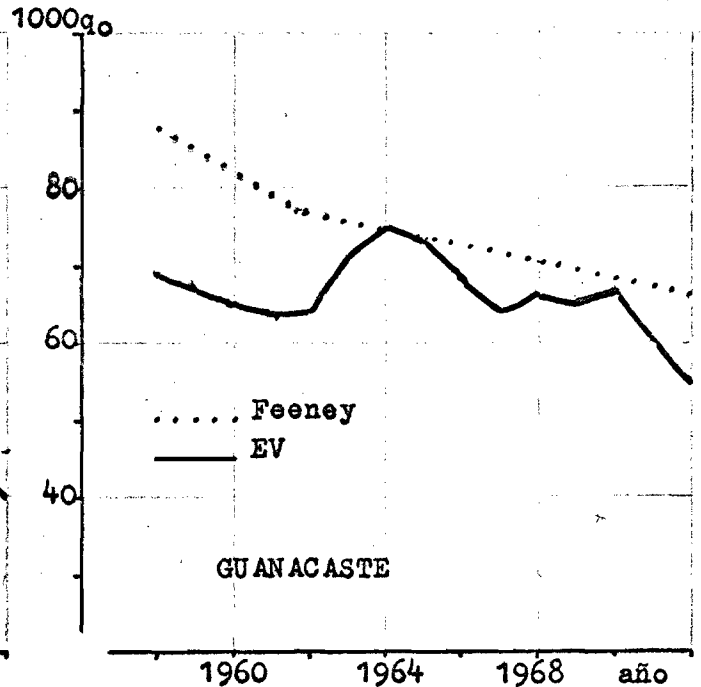
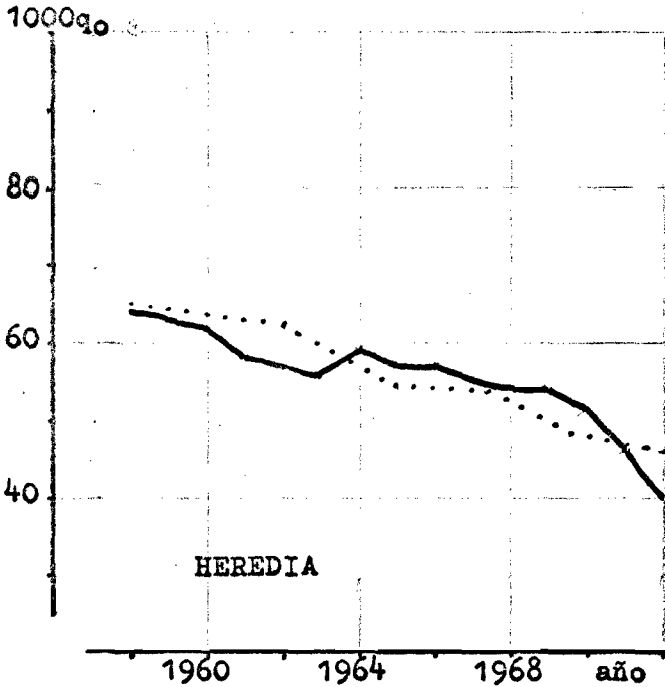
	Puntarenas			Limon			Capital			Central			Costera		
	EV	F	F:EV	EV	F	F:EV	EV	F	F:EV	EV	F	F:EV	EV	F	F:EV
1959	86	98	1.14	106	102	0.96	54	64	1.19	74	85	1.15	82	94	1.15
1960	82	97	1.18	100	99	0.99	51	63	1.24	75	83	1.11	82	94	1.15
1961	82	95	1.16	100	96	0.96	50	61	1.22	76	80	1.05	77	90	1.17
1962	79	94	1.19	98	95	0.97	54	59	1.09	77	77	1.00	76	88	1.16
1963	83	92	1.11	101	94	0.93	59	58	0.98	79	74	0.94	81	85	1.05
1964	84	90	1.07	100	93	0.93	59	57	0.97	76	71	0.93	83	83	1.00
1965	83	89	1.07	98	90	0.92	55	57	1.04	74	68	0.92	82	81	0.99
1966	80	87	1.09	91	86	0.95	49	57	1.16	69	64	0.93	77	79	1.03
1967	78	85	1.09	91	84	0.92	47	58	1.25	69	60	0.87	75	77	1.03
1968	79	82	1.04	95	83	0.87	48	55	1.15	67	61	0.91	77	77	1.00
1969	78	80	1.03	96	81	0.84	48	46	0.96	65	64	0.98	77	76	0.99
1970	76	78	1.03	93	79	0.85	46	40	0.87	61	67	1.10	76	76	1.00
1971	73	76	1.04	81	77	0.95	43	40	0.93	54	69	1.28	72	75	1.04

Fuentes: Tablas 1-2, 1-4 y 2-2 de los anexos 1 y 2

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_0) ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY Y A PARTIR DE LAS ESTADÍSTICAS VITALES (EV), SEGUN PROVINCIAS. 1959-1971.



COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_0) ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY Y A PARTIR DE LAS ESTADÍSTICAS VITALES (EV), SEGUN PROVINCIAS. 1959-1971.



Fuente: Cuadro Nº 4

Con relación a las tendencias de la mortalidad infantil por provincias, con las reservas del método y del ajuste por regresión lineal, todas las estimaciones indirectas muestran mayores tasas de descenso en las tasas de mortalidad infantil por año que las mostradas por las estimaciones directas. Las diferencias son mayores en las provincias de San José, Alajuela, Guanacaste y Puntarenas en las que la tasa de descenso mostrada por las estimaciones de Feeney es más del doble de la tasa mostrada por las estimaciones a base de estadísticas vitales (cuadro 5). En las provincias mencionadas, excepción de San José, la población experimentó, según las dos estimaciones, la más alta mortalidad infantil en el año inicial del período estudiado.

Cuadro 5

COSTA RICA: TASAS DE DESCENSO LINEAL EN LAS ESTIMACIONES DE MORTALIDAD INFANTIL POR PROVINCIAS, SEGUN EL METODO DE FEENEY (F) Y LAS ESTADISTICAS VITALES (EV).

(Tasas por mil nacidos por año)

Método	San José	Alajuela	Cartago	Heredia	Guanacaste	Puntarenas	Limón
Feeney	2,0	2,3	2,4	1,5	1,3	1,9	2,1
EV	0,8	1,1	2,2	1,0	0,2	0,8	1,3
Feeney: EV	2,5	2,1	1,1	1,5	5,5	2,4	1,6

Fuente: Cuadro 4.

3. Comparación en las regiones geográficas

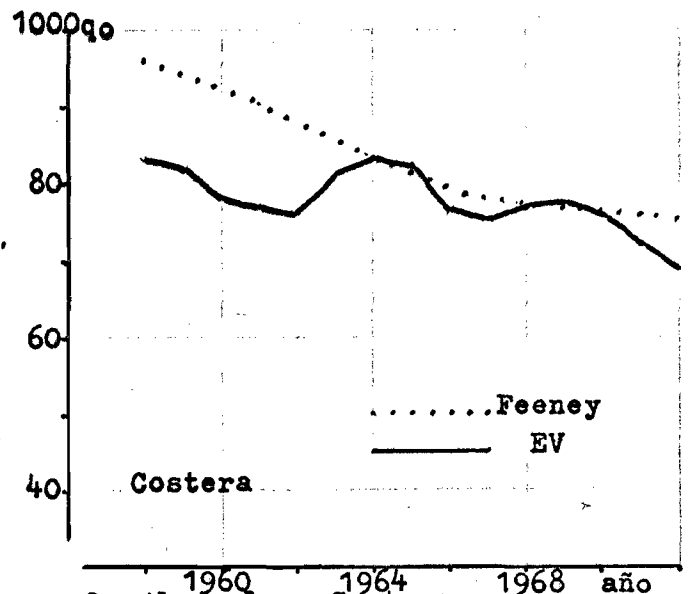
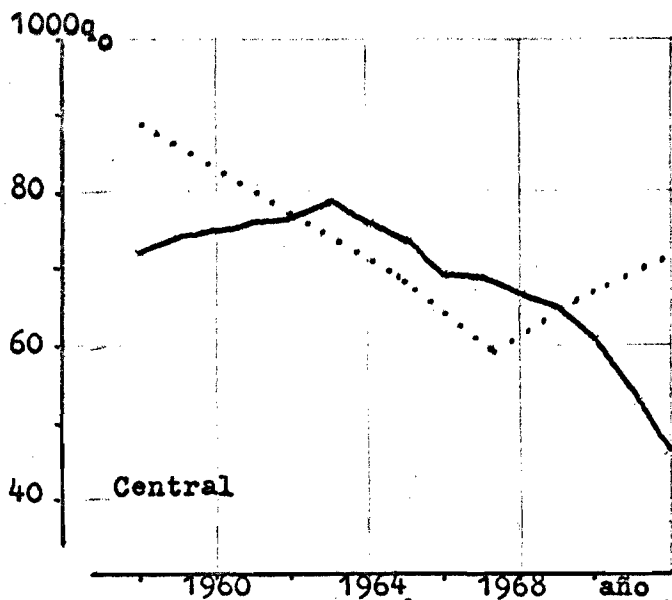
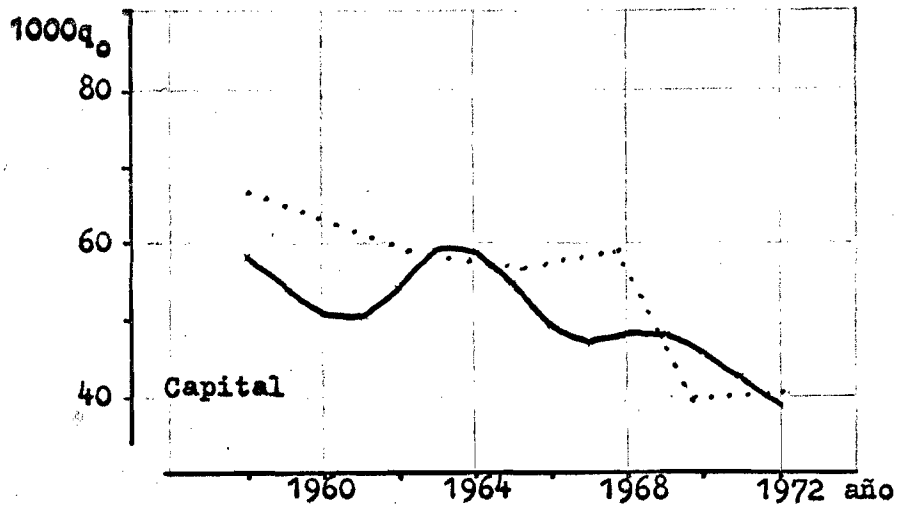
Según el cuadro 4 y los gráficos 5 y 6, a nivel de regiones geográficas, en dos regiones, capital y central, se observa que las estimaciones hechas a partir del método de Feeney difícilmente podrían asemejarse a una tendencia lineal. La distorsión es provocada básicamente por las tasas derivadas de los grupos más jóvenes en los dos casos y por la obtenida a partir del grupo de 30-34 años en el primero.

Es en la región Costera donde las dos estimaciones de la mortalidad infantil son más parecidas. En ella las diferencias mayores se encuentran antes de 1964, tiempo después del cual se supone hubo una mejora sustancial en el registro de defunciones. En esta región se están manifestando, por otra parte, los desvíos contrarios con respecto a las tasas derivadas de las estadísticas vitales que se observaron en las estimaciones hechas con el nuevo método para las provincias de Guanacaste, Puntarenas y Limón.

Referente a las tendencias, al igual que para las provincias, se encontró que las estimaciones obtenidas con el nuevo procedimiento muestran una tasa de descenso en la mortalidad infantil mayor que la mostrada por las derivaciones de las estadísticas vitales. Además, mientras las estimaciones de Feeney observan tasas de descenso con un rango de 1,7 a 1,8, las estimaciones directas presentan una variabilidad mayor que va de 0,6 a 1,6.

Gráfico Nº 5

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_0) ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY Y A PARTIR DE LAS ESTADISTICAS VITALES (EV), SEGUN REGIONES. 1959-1971.

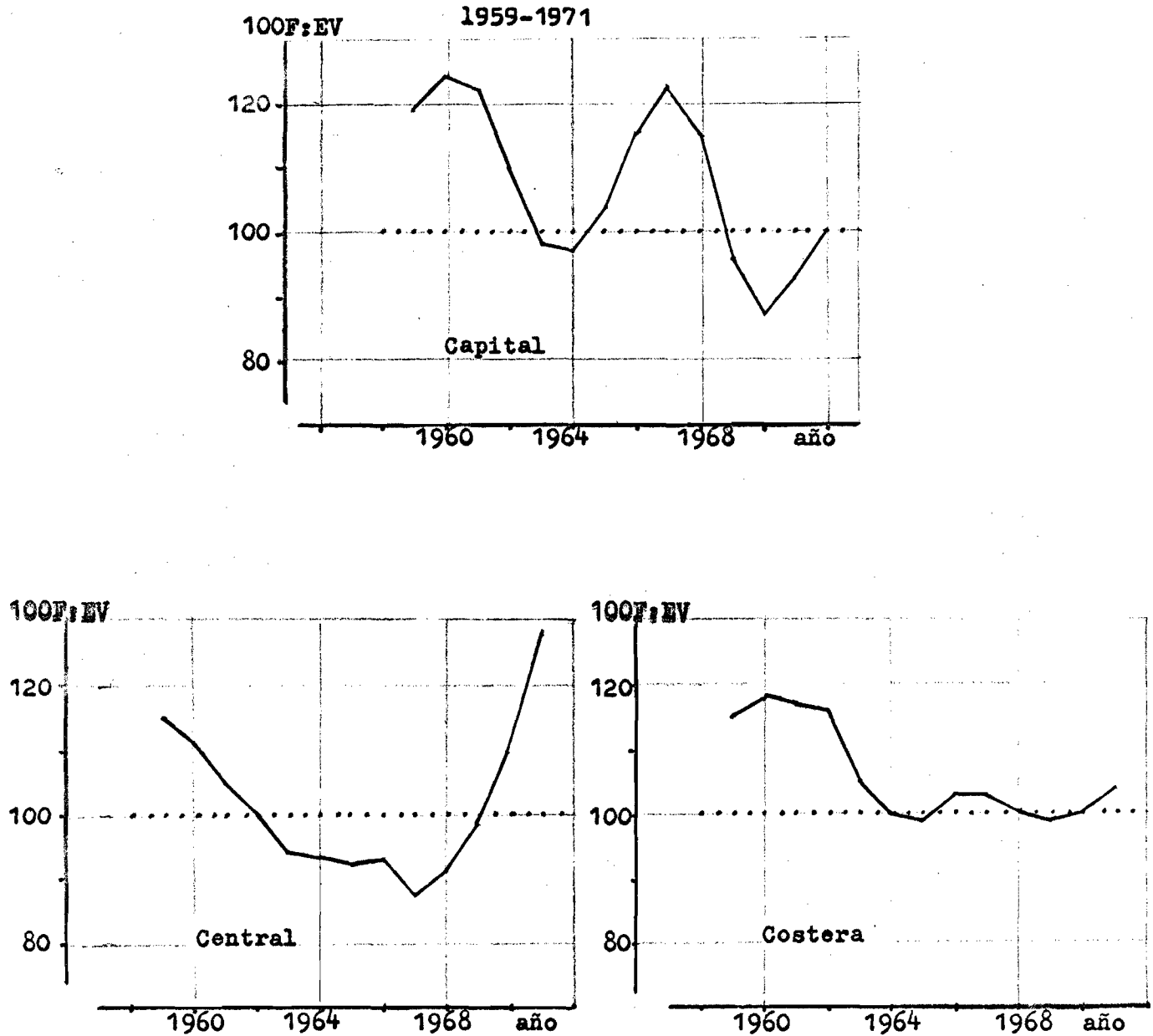


Capital: San José y Heredia; Central: Alajuela y Cartago
 Costera: Guanacaste, Puntarenas y Limón.

Fuente: Cuadro Nº 4

Gráfico Nº 6

COSTA RICA: COMPARACION POR COCIENTE ENTRE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY (F) y LAS ESTIMADAS A PARTIR DE LAS ESTADISTICAS VITALES (EV), SEGUN REGIONES



Nota: los valores $100F:EV - 100$ constituyen una medida del grado de sobreestimación (o subestimación) de los logros del método de Feeney respecto a las estadísticas vitales.

Fuente: Cuadro Nº 4

V. COMPARACION CON ESTIMACIONES DE MORTALIDAD INFANTIL DE OTRAS FUENTES

Haciendo uso del método propuesto por W. Brass, Chackiel ^{15/} obtuvo estimaciones de la mortalidad infantil para Costa Rica, sus provincias y por variables geográficas y socioeconómicas.

En el cuadro 6 y gráfico 7 se comparan, para el país y provincias, las estimaciones hechas por el nuevo método, corresponden al promedio de los años 1968-1969, con las obtenidas por Chackiel que también se asignan al mismo período.

Las estimaciones obtenidas por el método de Feeney están sistemáticamente por debajo de las logradas aplicando el método de Brass. La subestimación en la mortalidad infantil con el nuevo método, considerando confiable la estimación hecha por Brass, es del 10 por ciento en el país, porcentaje que varía de 7 a 16 en las diferentes provincias y regiones. Con estos antecedentes y los encontrados con las estadísticas vitales, bien podría formularse que el método de Feeney subestima, en este caso, el verdadero nivel de la mortalidad infantil.

Aparte de subestimar el nivel de la mortalidad es importante señalar que el método de Feeney, en la presente aplicación destaca en la misma medida que lo hace el método de Brass los diferenciales geográficos de la

^{15/} Chackiel, J., "La fecundidad y la mortalidad ...", op.cit.

mortalidad en la niñez. Las dos estimaciones jerarquizan a las provincias y regiones, de acuerdo a su mortalidad infantil, con la misma graduación. Así, San José y Heredia son las provincias de menor mortalidad infantil mientras que, en base a este indicador, la situación es desfavorable en las provincias de Guanacaste, Puntarenas y Limón.

Cuadro Nº 6

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_0) ESTIMADAS POR EL METODO DE FENNEY (F) Y POR EL METODO DE BRASS (B), POR PROVINCIAS Y REGIONES. AÑOS 1968-1969.
(tasas por mil nacidos vivos)

PROVINCIAS	F	B	F:B
COSTA RICA	<u>63</u>	<u>70</u>	<u>.90</u>
San José	46	55	.84
Alajuela	62	72	.86
Cartago	68	73	.93
Heredia	51	61	.84
Guanacaste	70	82	.85
Puntarenas	81	87	.93
Limón	82	88	.93
Capital	51	58	.88
Central	63	73	.86
Costera	77	86	.90

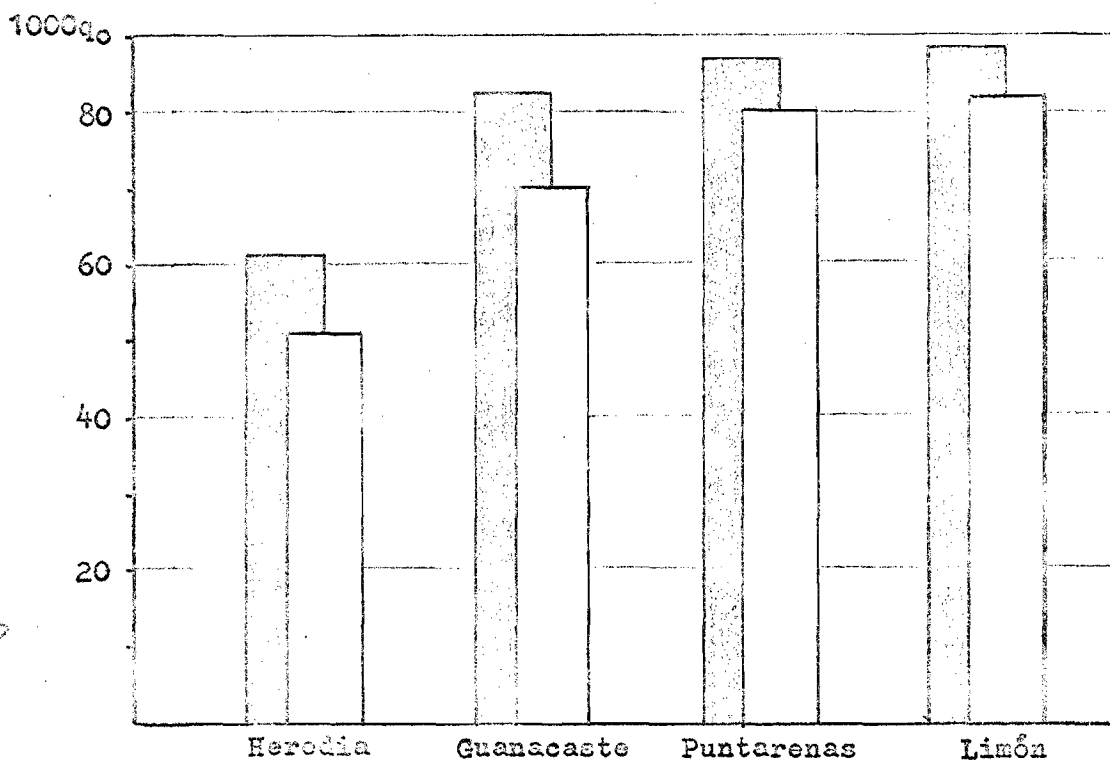
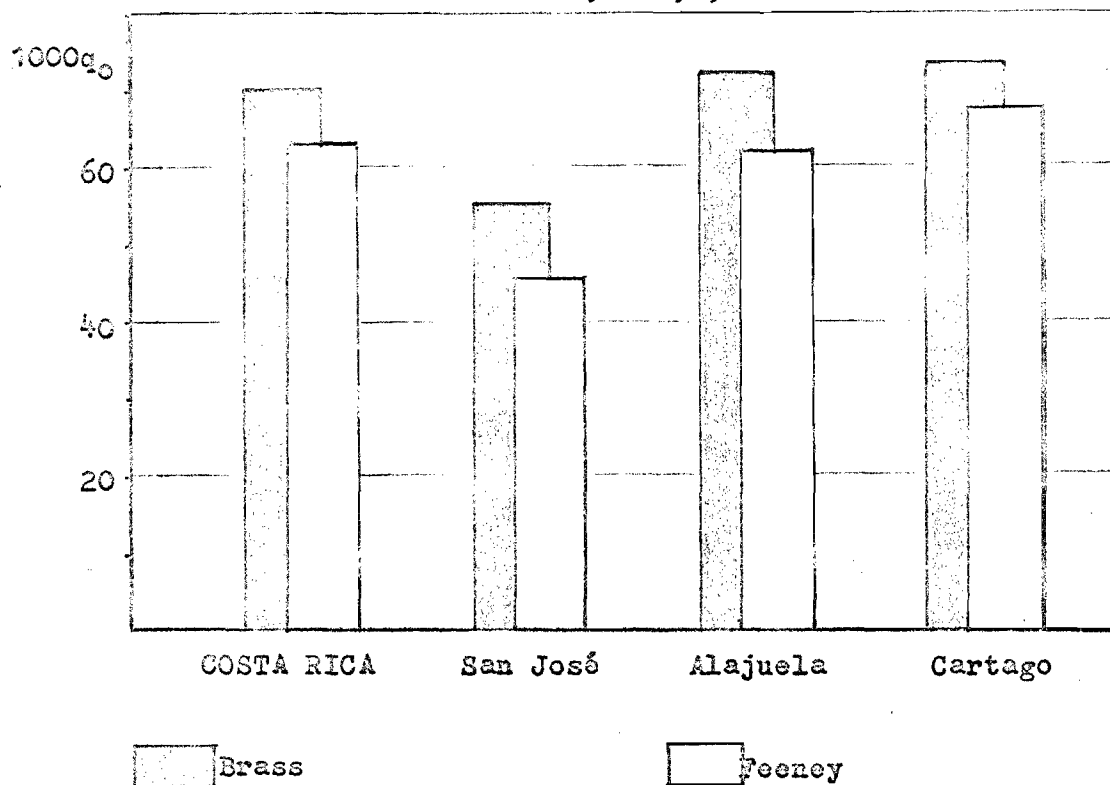
Capital: San José y Heredia; Central: Alajuela y Cartago;
Costera: Guanacaste, Puntarenas y Limón.

Fuentes: Chackiel, J. La fecundidad y la mortalidad en Costa Rica. 1963-1973. CELADE Serie A Nº 1023. San José Costa Rica. 1976.

cuadros Nº 3 y 4.

Gráfico Nº 7

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_0) ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY Y POR EL METODO DE BRASS, POR PROVINCIAS. 1968-1969



Fuente: Cuadro Nº 6

VI. ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD INFANTIL POR OTRAS VARIABLES

Empíricamente se ha comprobado que en los países subdesarrollados existe mayor mortalidad en la población residente en el campo que la que reside en las zonas urbanas. Se ha comprobado además que existe una relación inversa entre la mortalidad infantil y el nivel de instrucción de la población, específicamente los años de educación formal de las madres.

En el presente capítulo se encuentran estimaciones de la mortalidad infantil para las áreas urbana y rural y según los años de estudio aprobados por la madre, más con el propósito de destacar los diferenciales de este indicador demográfico que de lograr un nivel real del mismo ya que como anteriormente se comprobó tanto para el país como para las diferentes provincias y regiones, el nuevo método, en este caso, subestima el nivel de la mortalidad.

1. Mortalidad infantil en la población urbana y rural

El gráfico 8 presenta la mortalidad infantil de acuerdo a la residencia urbana o rural de las madres, tanto para el país como para cada provincia.

En los ocho casos se observa un marcado contraste de la mortalidad de menores de un año entre la población que reside en el área urbana y la población rural. Tal contraste tiene diversos órdenes de magnitud siendo menor en las provincias de Guanacaste y Puntarenas en las cuales, además,

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_2) ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY, SEGUN RESIDENCIA URBANA Y RURAL, POR PROVINCIAS. 1958-71.

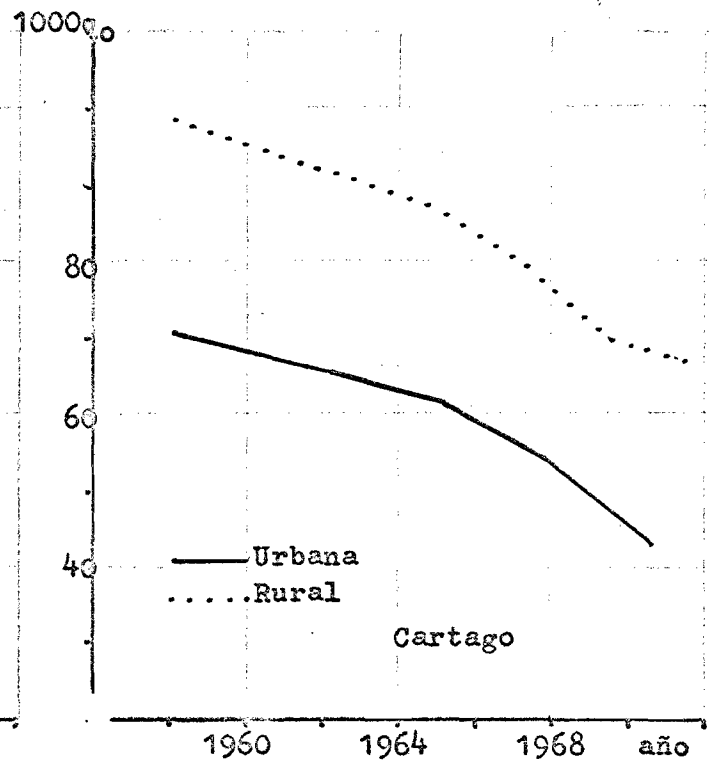
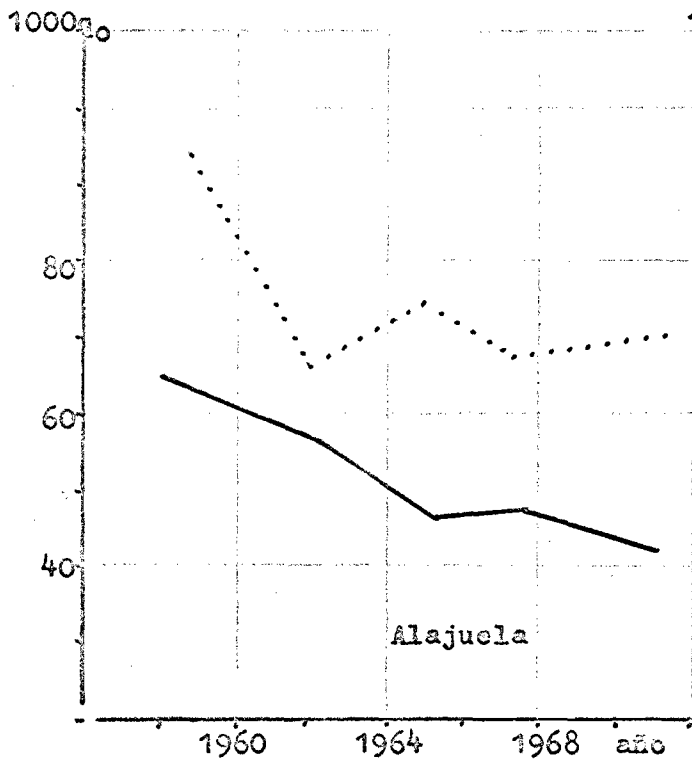
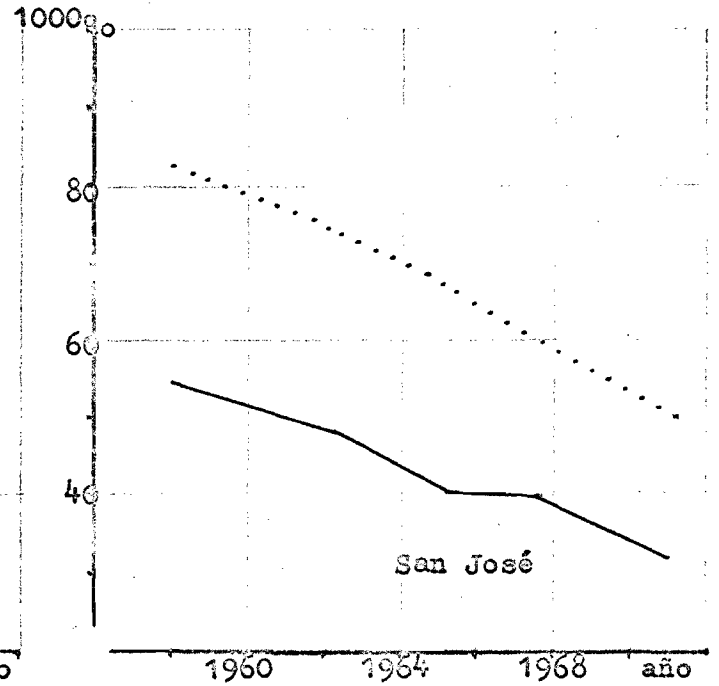
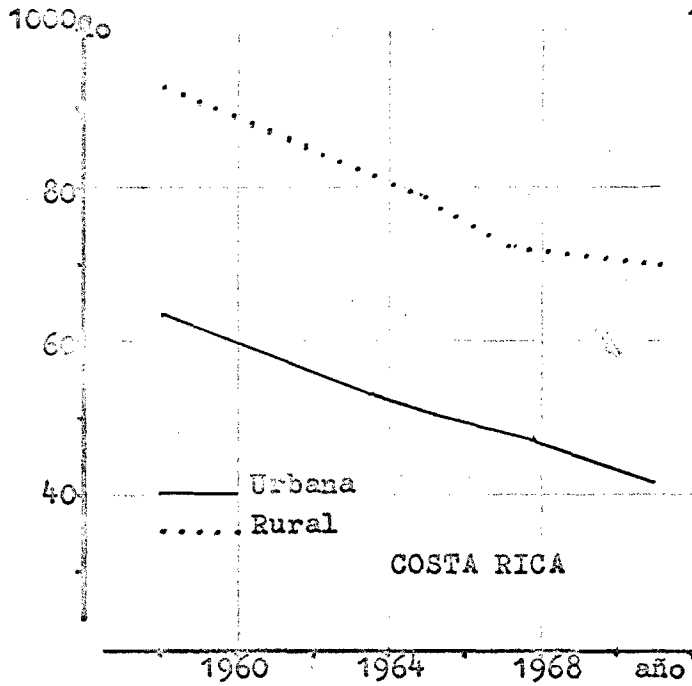
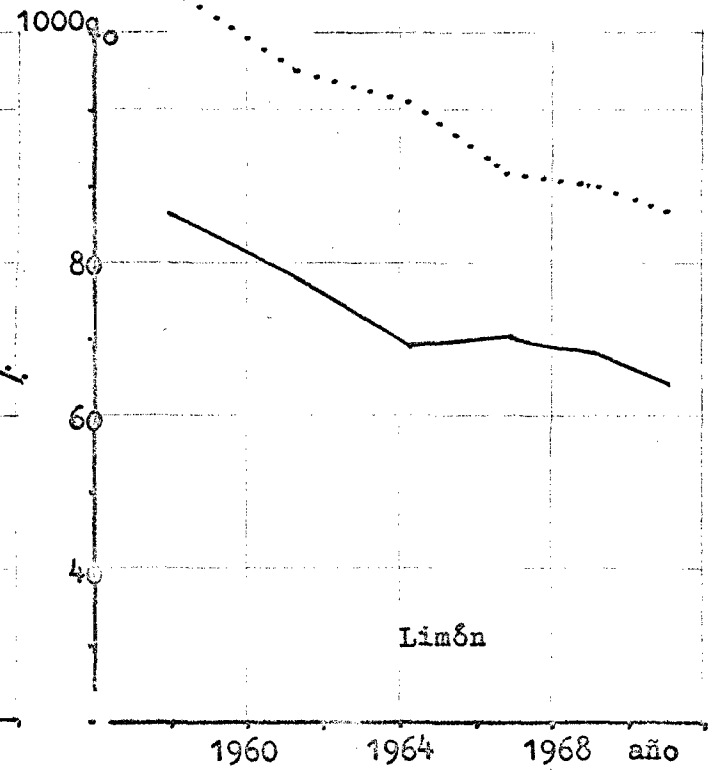
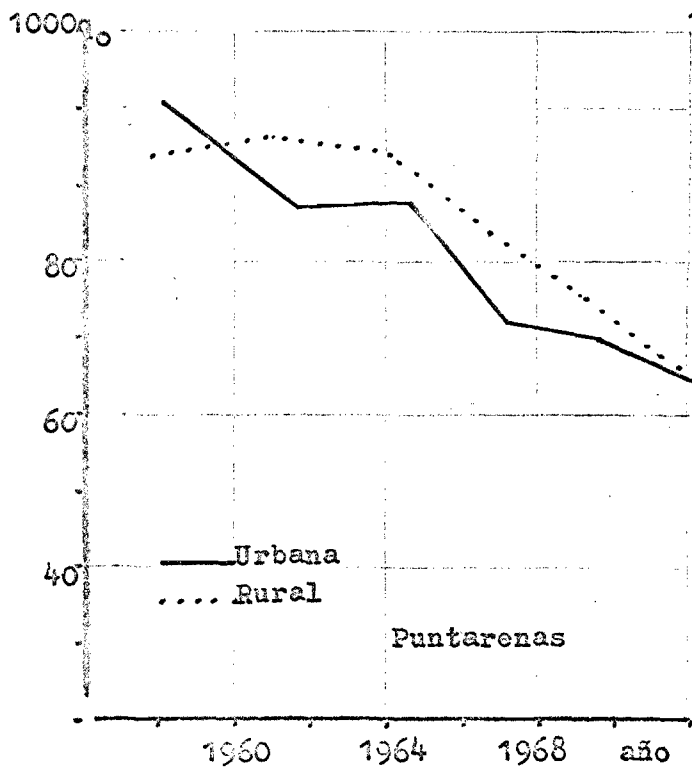
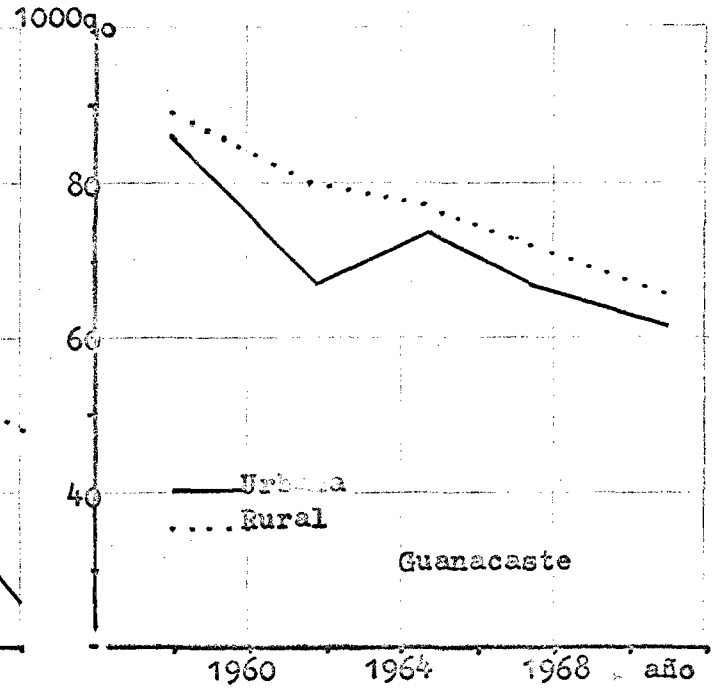
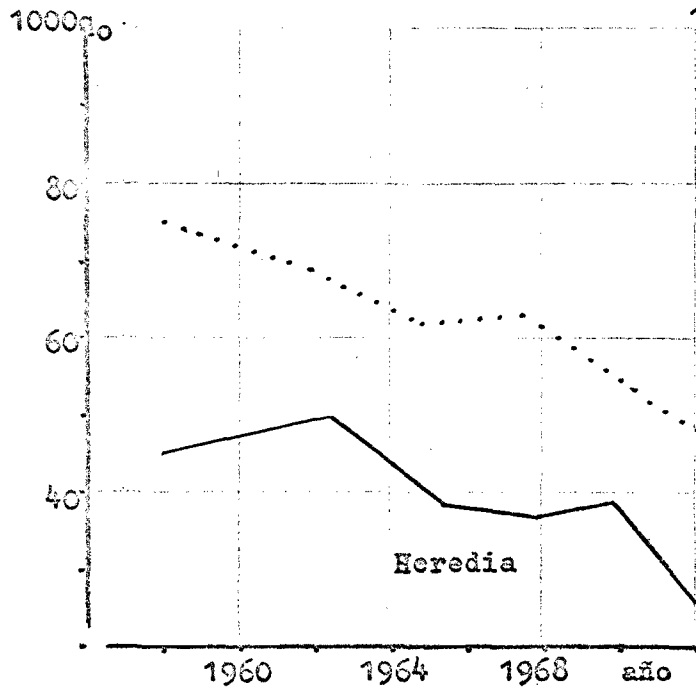


Gráfico N° 8 (conclusión)

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_0) ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY, SEGUN RESIDENCIA URBANA Y RURAL, POR PROVINCIAS. 1958-71.



Fuente: Tablas 1-2

existe la mayor proporción de población residente en el campo ^{16/}, mientras que para San José, Cartago, Heredia y Limón la mortalidad de los niños rurales es mucho mayor que la experimentada por los niños del área urbana.

En el cuadro 7 se comparan las diferentes tasas de mortalidad infantil para un punto en el tiempo en las diferentes provincias y de acuerdo a la residencia de las madres. En él se observa que las provincias en las cuales se ubica la Meseta Central tienen mortalidad infantil rural mayor en más del 50 por ciento a la que corresponde al área urbana.

Cuadro 7

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY POR PROVINCIAS, SEGUN RESIDENCIA URBANA Y RURAL. 1970

Provincias	Tasas por mil nacidos vivos		Rural/Urbana
	Urbana	Rural	
COSTA RICA	43	71	1,65
San José	34	54	1,59
Alajuela.	43	69	1,60
Cartago	45	69	1,53
Heredia	37	55	1,49
Guanacaste	63	67	1,06
Puntarenas	68	72	1,06
Limón	66	88	1,33

Fuente: Tabla 1-2 del anexo 1.

^{16/} Behm, H., "La mortalidad en los ...", op.cit.

Al estudiar las tendencias, el descenso en la mortalidad infantil es mayor para la población residente en áreas rurales, en la mayoría de los casos, que para la población urbana. La excepción está constituida por Guanacaste y Puntarenas, en las que se observó antes menor manifestación del diferencial urbano-rural, y Alajuela, en la que la tasa de descenso de la mortalidad infantil se estima en 1,5 por mil por año en las dos zonas de residencia. Tales provincias tienen, además, más del 75 por ciento de población rural.

Comparando las estimaciones obtenidas por el nuevo método con las obtenidas usando el método de Brass, otra vez se comprobó una subestimación del nivel de la mortalidad infantil (cuadro 8). Sin embargo las dos estimaciones coinciden en destacar el diferencial urbano-rural en el orden de magnitud que corresponde a cada provincia.

Cuadro 8

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_0) ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY (F) Y POR EL METODO DE BRASS (B), POR PROVINCIAS, SEGUN RESIDENCIA URBANA Y RURAL, ALREDEDOR DE 1968.

(Tasas por mil nacidos vivos)

Provincias	Urbana			Rural		
	F	B	F:B	F	B	F:B
COSTA RICA	46	55	0,84	71	78	0,91
San José	38	45	0,84	59	64	0,92
Alajuela	44	54	0,81	67	76	0,88
Cartago	52	58	0,90	75	80	0,94
Heredia	36	44	0,82	60	66	0,91
Guanacaste	66	77	0,86	75	84	0,89
Puntarenas	71	76	0,93	78	89	0,88
Limón	69	75	0,92	90	95	0,95

Fuentes: Chackiel, J., "La fecundidad ...", op.cit.
Tabla 1-2 del anexo 1.

2. Mortalidad infantil y nivel de instrucción de la madre

Se ha comprobado en numerosos estudios que a menor número de años de instrucción de la madre, corresponde una mayor mortalidad infantil.

Según las estimaciones hechas por el nuevo método, alrededor de 1960, de cada mil nacidos vivos de mujeres sin instrucción, morían alrededor de 111 antes de cumplir el primer año de vida, en tanto que para las mujeres que tenían una escolaridad de 7 y más años de estudio, de cada mil nacidos fallecían 18. Alrededor de 1970 la situación de la mortalidad infantil, aplicando el nuevo método, según el nivel de instrucción de la madre, era el que aparece en el cuadro 9.

Cuadro 9

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (q_0) ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY SEGUN EL NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MADRE ALREDEDOR DE 1970

Nivel de instrucción	1000 q_0	Mortalidad del grupo
		Mortalidad del grupo de 7 y más
Sin instrucción	83,2	3,28
1-3 años	71,0	2,80
4-6 años	54,0	2,12
7 y más años	25,4	1,00

Fuente: Tabla 1-3 del anexo 1.

Es satisfactorio haber comprobados que las estimaciones obtenidas por el nuevo método destacan en igual medida los diferenciales de mortalidad infantil por nivel de instrucción obtenidos por Behm y Chackiel.

Debido al ajuste en la proporción de hijos fallecidos, sería aventurado inferir conclusiones sobre la tendencia de la mortalidad infantil de acuerdo al nivel de instrucción de la madre. Para el caso, se observa, en el gráfico 9, que los niños cuyas madres no tenían educación experimentaron mayor mortalidad en el pasado, la cual se mantuvo más o menos estable, iniciando su descenso alrededor de 1963. Mediante el ajuste por regresión lineal, en el grupo menos favorecido, se obtuvo una tasa de descenso de 2,1 por mil por año.

Cuadro 10

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY (F) Y POR EL METODO DE BRASS, POR NIVEL DE INSTRUCCION Y EL LUGAR DE RESIDENCIA DE LA MADRE. 1968
(Tasas por mil nacidos vivos)

Nivel de instrucción	País			Urbano			Rural		
	F	B	F:B	F	B	F:B	F	B	F:B
Sin instrucción	93	102	0,91	80	77	1,03	89	104	0,86
1 - 3 años	72	78	0,92	58	71	0,82	79	80	0,99
4 - 6 años	54	62	0,87	39	52	0,75	51	68	0,95
7 y más años	25	46 ^{a/}	0,54	31	49 ^{a/}	0,63	27	36 ^{a/}	0,75

a/ Corresponden a 7-9 años de instrucción.

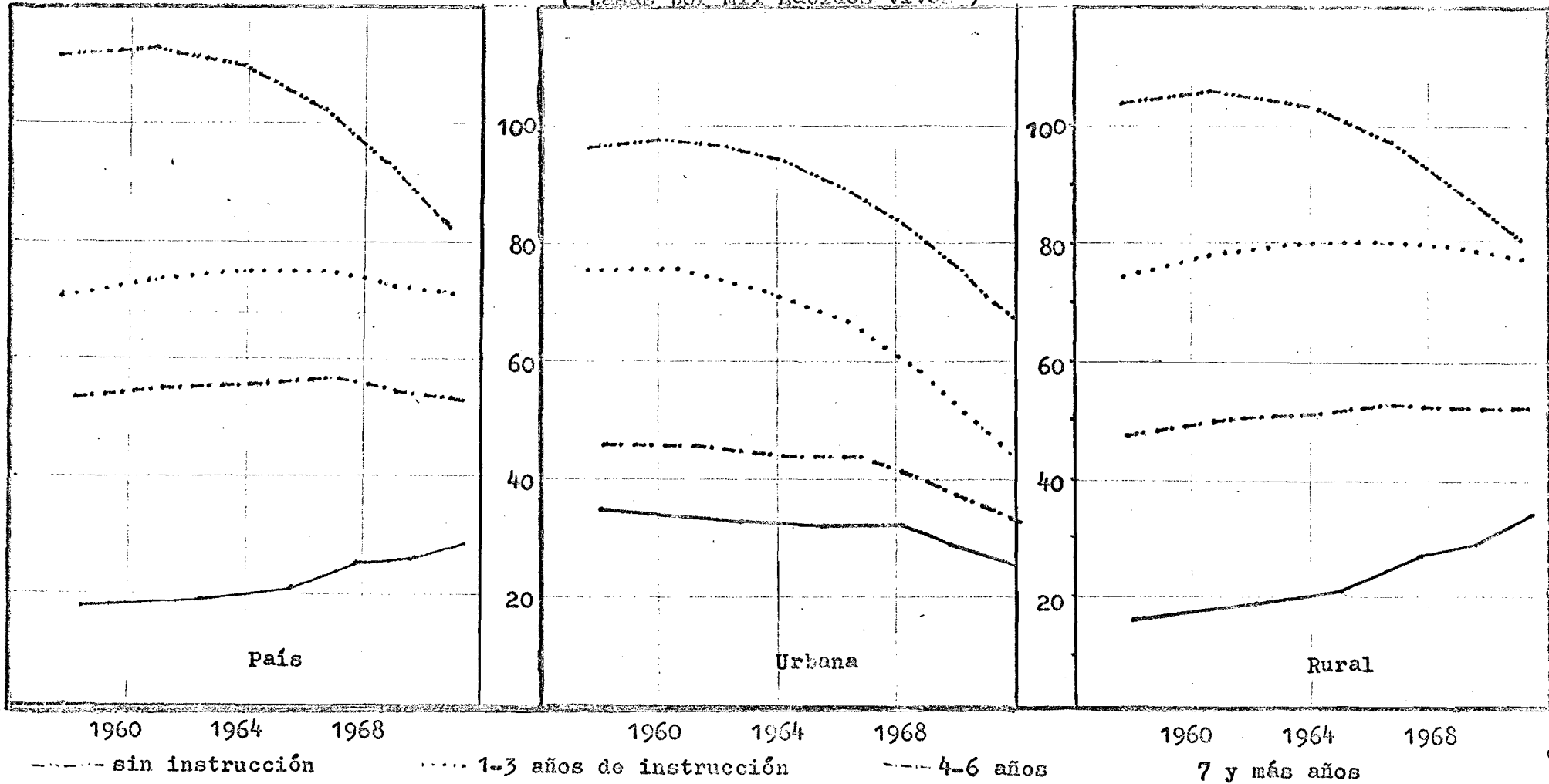
Fuentes: Behm, H., La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina. Costa Rica 1968-1969. CELADE, Serie A No.1024. San José, Costa Rica, 1976.

Tabla 1-3 del anexo 1.

Gráfico No 2.

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADAS POR EL METODO DE FEENEY, SEGUN EL NIVEL DE INSTRUCCION Y EL LUGAR DE RESIDENCIA DE LA MADRE. 1958-1972.

(tasas por mil nacidos vivos)



Fuente: Tabla 1-3 del anexo 1.

3. Mortalidad infantil según el nivel de instrucción de la madre en la población urbana y rural

Anteriormente se observó que tanto en la población rural como en la urbana y de acuerdo al nivel de instrucción de las madres se obtienen diferentes valores para la mortalidad infantil. Las diferencias son acentuadas cuando las estimaciones se hacen atendiendo las dos variables (cuadro 10). En cada grupo, excepto aquel en que las madres tienen nivel de 7 y más años de estudio, la mortalidad es más alta para la población rural.

En el gráfico 9 se observan, entre otros, los siguientes hechos generales:

- a igual nivel de instrucción, con excepción del grupo 7 y más años de estudio, existe una sobremortalidad rural con respecto a la que se manifiesta en las zonas urbanas.
- Tanto para el área urbana como para la rural, la mortalidad de niños menores de un año es mayor cuanto menor sea el nivel de educación de las madres.
- En el período para el cual se lograron estimaciones hay un pronunciado descenso de la mortalidad infantil para los niños cuyas madres no tenían instrucción en las dos zonas de residencia. El descenso es mayor en la población residente en el área urbana que la rural.
- El grupo de mayor instrucción experimenta una mortalidad infantil mayor en la zona urbana que en la zona rural, en la cual muestra, curiosamente, no sólo valores menores sino tendencia a la elevación de las tasas.

VII. CONCLUSIONES

1. Por la facilidad de aplicación del método de Feeney, en la estimación de niveles y tendencias de la mortalidad infantil, se prevé su posible aplicación sistemática sobretodo en aquellos países cuyo registro de nacimientos y defunciones es defectuoso. Es por eso que se ha evaluado para Costa Rica haciendo comparaciones de los valores obtenidos mediante el nuevo método con aquéllos obtenidos de las estadísticas vitales y mediante la aplicación del método de Brass.
2. A nivel nacional, las tasas de mortalidad infantil estimadas por el método de Feeney aparecen entre las dos estimaciones basadas en estadísticas vitales, corregidas y sin corregir (cuadro 3 y gráfico 2), por lo que, de aceptar el grueso ajuste introducido en la corrección del registro de defunciones infantiles, los valores obtenidos por el nuevo método estarían subestimando, para Costa Rica, el verdadero nivel de la mortalidad infantil. Con relación a las tendencias, sin embargo, las estimaciones indirectas dan un descenso cuya magnitud está entre el señalado por las estadísticas vitales "corregidas" y las tablas de vida de los años 1963 y 1973.
3. Cuando la comparación se hace por provincias se observa una considerable heterogeneidad en el ajuste de las estimaciones a base del nuevo método con las obtenidas a partir de nacimientos y defunciones (cuadro 4 y gráfico 4). En San José y Heredia las dos estimaciones son parecidas pero en Alajuela, Guanacaste y Puntarenas las estimaciones indirectas son marcadamente

superiores a las obtenidas a partir de las estadísticas vitales, sucede lo contrario en Cartago y Limón. Considerando que el registro de defunciones infantiles no fue corregido por omisión a nivel de provincias, se espera que al hacerlo en todas las provincias se manifieste una mayor mortalidad infantil que la estimada por el método de Feeney. Respecto a las tendencias todas las estimaciones a base del nuevo método muestran mayores tasas de descenso por año que las estimaciones con los datos del registro.

4. Las estimaciones logradas mediante la aplicación del nuevo método fueron también comparadas con las que se obtienen aplicando el método de Brass. Para el país la subestimación de un valor respecto al otro es de 10 por ciento, porcentaje que a nivel provincial fluctúa entre un 7 y 16 por ciento. Importante es señalar que si bien es cierto el nuevo método subestima, para Costa Rica, el nivel de la mortalidad infantil, la jerarquía de provincias de acuerdo a su mayor o menor mortalidad es coincidente con ambas metodologías.

5. Hechas las estimaciones por el nuevo método, considerando la residencia urbana y rural de las madres, se encontró (gráfico 8) la sobremortalidad rural, respecto a la urbana, que se ha observado en numerosas investigaciones. El nuevo método destaca el diferencial urbano-rural, para cada provincia, en el orden de magnitud que lo hace el método de Brass. Al estudiar las tendencias, en la mayoría de los casos se encontró que el descenso en la mortalidad infantil es mayor para la población residente en áreas rurales que para la población urbana.

6. La mortalidad infantil de acuerdo al nivel de instrucción de las madres, estimada a partir del nuevo método, es desfavorable a los niños de madres sin instrucción los cuales observan mortalidad mayor en más de tres veces la que experimentan los niños cuyas madres tienen 7 y más años de instrucción. Cuando las estimaciones se hacen considerando además la residencia urbana y rural (gráfico 9) la distancia entre los grupos extremos es más dramática ya que la mortalidad de niños menores de un año, en el área rural, correspondiente a mujeres sin instrucción, es aproximadamente cinco veces la que experimentan los niños de madres con más instrucción, en la misma área. Es necesario recalcar, una vez más, que las estimaciones obtenidas por el nuevo método destacan los diferenciales urbano y rural de la mortalidad infantil en forma similar a la encontrada por Behm y Chackiel.

7. El método de Feeney aparece como muy promisorio y se espera que al contar el Centro Latinoamericano de Demografía con un programa especial de computación, que en la presente oportunidad no fue usado, la evaluación plena del método no se deje esperar a fin de implementar su sistemática aplicación.

A N E X O I

**ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL MEDIANTE
EL METODO DE G. FEENEY.**

1. La información de hijos fallecidos por edad de la madre

Con ocasión de los censos de 1970, en la mayoría de los países latinoamericanos, se investigó para todas las mujeres mayores de cierta edad el número de hijos nacidos vivos tenidos hasta la fecha del censo y, de ellos, los que estaban vivos. Con tal información es posible calcular la proporción de hijos fallecidos entre los hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres, correspondientes a cada grupo de edad, mediante la aplicación de la relación.

$$Q_i = (HNV_i - HS_i) : HNV_i \quad (1.1)$$

donde Q_i es la proporción de hijos fallecidos entre los hijos nacidos vivos correspondientes a las madres del grupo de edad i ; HNV_i es el número de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres del grupo i y HS_i es el número de hijos sobrevivientes a la fecha del censo, de los tenidos por las mismas mujeres.

"... la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos tenidos por un grupo de mujeres será, en cierto modo, un indicador de su nivel de mortalidad. Cuanto más alto sea el nivel de la mortalidad, mayor será el número de hijos que habrán muerto y mayor la proporción de fallecidos^{17/}". Sin embargo, para efecto de análisis, tal indicador no puede utilizarse directamente ya que, entre otros, está afectado por los siguientes factores:

^{17/} Behm, H., "La mortalidad en los ...", op.cit.

- la distribución por edad del grupo de mujeres;
- la estructura por edad de la fecundidad;
- las variaciones de la fecundidad y la mortalidad;
- la distribución por edad de las madres dentro de cada grupo quinquenal de edades.

W. Brass mostró que la proporción de hijos fallecidos entre los hijos tenidos por las mujeres, clasificadas por edad, es equivalente a la probabilidad de morir entre el nacimiento y una edad determinada, que depende de la edad de la madre.

G. Feeney elabora un método en el cual la proporción de hijos fallecidos, para cada grupo de edad de las madres, se hace corresponder a la tasa de mortalidad infantil en un cierto número de años anteriores al censo, considerando que cada proporción refleja el nivel de mortalidad experimentado por esos hijos y el número de años transcurridos desde el nacimiento de ellos.

2. La teoría del nuevo método^{18/}

Si la mortalidad ha estado cambiando, las proporciones de hijos fallecidos, según los diferentes grupos de edad, conducirán a estimaciones diferentes de la mortalidad.

^{18/} Feeney, G., Estimación de tendencias de mortalidad a partir de información de hijos sobrevivientes, CELADE, Serie D No. 88, Santiago, Chile, junio 1977, Estimación de parámetros demográficos a partir de información censal y de registros, CELADE, Serie A No. 93, Santiago, Chile, junio 1977 y "Estimación de tasas ...", op.cit.

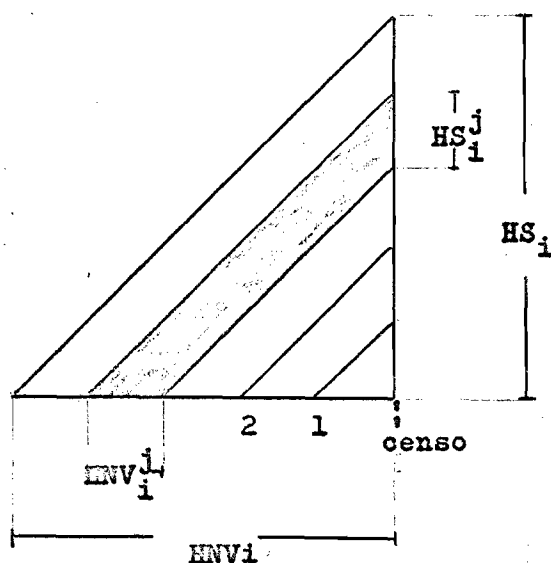
Tales proporciones pueden relacionarse con las probabilidades de muerte desde el nacimiento hasta una edad x , de acuerdo al diagrama que aparece a continuación, en él que haciendo $HS_i^j : HNV_i^j = p_i^j$ y $HNV_i^j : HNV_i = c_i^j$, luego de combinaciones matemáticas se llega a la relación

$$Q_i = 1 - \sum_{j=0}^n c_i^j p_i^j \quad (1.2)$$

y

$$Q_i = 1 - \sum_{j=0}^n c_i^j p_i^j \quad (1.3)$$

en las que c_i^j es la proporción de los hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres del grupo de edad i en el año j antes del censo y p_i^j (o q_i^j) es la proporción de hijos sobrevivientes (o muertos) al momento del censo entre los hijos nacidos vivos de las mujeres del grupo i en el año j anterior al censo.



$$\begin{aligned} Q_i &= (HNV_i - HS_i) : HNV_i \\ &= 1 - (HS_i : HNV_i) \\ &= 1 - \left(\sum_{j=0}^n HS_i^j : HNV_i \right) \end{aligned}$$

Para la resolución finita de la ecuación (1.2) se introducen supuestos demográficos empíricos tales como la correspondencia de los valores p_i^j con las probabilidades de vida en familias de tablas modelo. Así, la relación (1.2) se escribe:

$$Q_i = 1 - \sum_{j=0}^n c_i^j p_i^j (a, w) \quad (1.4)$$

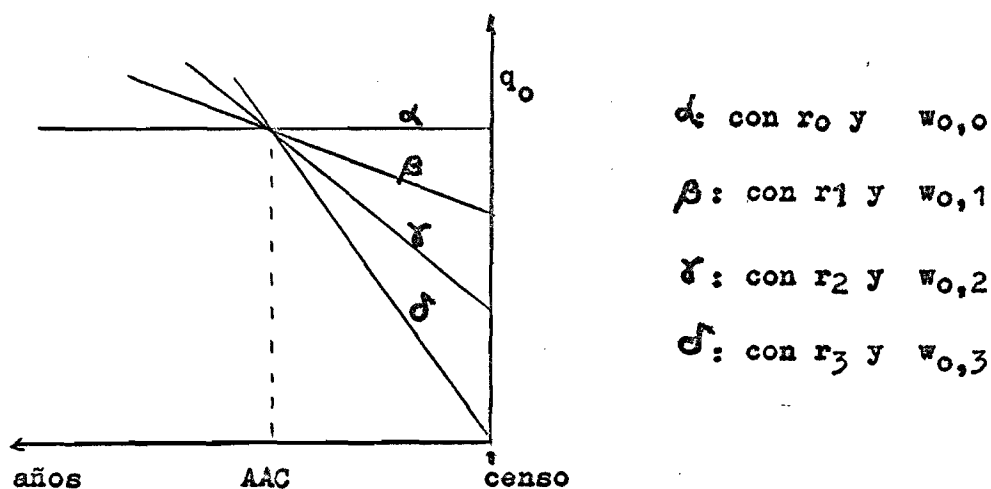
en la que $p_i^j (a, w)$ simboliza la probabilidad de vida desde el nacimiento hasta la edad exacta a en una tabla modelo correspondiente a un nivel de mortalidad representado por w . Si además se considera que la mortalidad ha estado cambiando, pero la tabla de vida del período aplicable a cualquier momento se corresponde con una familia de tablas modelo, de tal manera que en una determinada fecha, la del censo de población, el nivel de la mortalidad era w_0 el cual disminuyó en el tiempo con una tasa r , la proporción de hijos fallecidos puede escribirse:

$$Q = 1 - \sum_{j=0}^n c_i^j p_i^j (a; w_0, r) \quad (1.5)$$

donde $p_i^j (a; w_0, r)$ es la probabilidad de vivir desde el nacimiento hasta la edad exacta a si la mortalidad estuviera cambiando a una tasa constante r durante los años anteriores al censo y hubiera tenido el nivel w_0 al momento del censo.

Disponiendo de una ecuación de la estructura de la (1.5) para cada grupo quinquenal de edad de las mujeres, la idea general de la técnica de estimación consiste en resolver el sistema para los valores desconocidos w_0 y r , valores que determinan la tendencia de la mortalidad en los años previos al censo.

Para obtener las soluciones numéricas pueden seguirse tres estrategias. La primera considera individualmente las ecuaciones para cada grupo de edad, determinando todas las combinaciones de pares (w_0, r) que satisfacen la ecuación correspondiente, luego se considera la familia completa de las trayectorias de los niveles de mortalidad definidas por estas combinaciones.



Empíricamente se encuentra que todas las trayectorias de niveles de la mortalidad coherentes con una proporción de hijos fallecidos se intersectan aproximadamente en un mismo punto que ubica el nivel de la mortalidad vigente en un determinado número de años previos al censo.

La segunda estrategia consiste en resolver pares seleccionados de ecuaciones simultáneas para obtener valores particulares de w_0 y r . Cuando las informaciones son razonablemente buenas y se cumplen en general los supuestos, la familia de tendencias de la mortalidad definen una banda estrecha representativa del nivel de la mortalidad en cualquier momento anterior al censo hasta un límite de 20 o 30 años. En la medida en que las informaciones sean deficientes y no se satisfagan las hipótesis del método, la banda será más ancha.

La tercera estrategia consiste en escoger valores de w_0 y r que minimicen alguna medida de discrepancia entre los miembros de la ecuación (1.5). Este procedimiento tiene la ventaja de producir una sola estimación de la tendencia de la mortalidad a partir de los datos observados y proporciona al mismo tiempo una indicación, a través de la medida de discrepancia, sobre la calidad de las informaciones y la bondad del método.

En el presente trabajo se utiliza una variante simplificada de la primera estrategia, en la cual, utilizando análisis de regresión, Feeney encontró dos relaciones matemáticas para cada grupo de edad y de cuya aplicación se obtienen la tasa de mortalidad infantil y el número de años previos al censo en que estuvo vigente.

3. Aplicación del nuevo método

A partir de la población femenina de 15-49 años, por grupos quinquenales de edad, según el número de hijos tenidos nacidos vivos y el número de hijos sobrevivientes al momento del censo, se obtiene:

- a) La paridez media (P_i) para los grupos $i=1$, 15-19; $i=2$, 20-24, $i=3$, 25-29; e $i=4$, 30-34, dividiendo el número de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres de cada grupo de edad entre el número de mujeres del mismo grupo.
- b) Los cocientes $P_i : P_{i+1}$ que ubicados en la columna izquierda del esquema 1 darán tres estimaciones de la edad media de la fecundidad.
- c) El promedio aritmético entre las tres estimaciones obtenidas en el paso anterior, valor que representará la edad media de la fecundidad (M).
- d) La proporción de hijos fallecidos del total tenido en cada grupo de edad (Q), aplicando la relación (1.1).
- e) La mortalidad infantil, expresada en muertes infantiles por cada mil nacidos vivos, y el número de años previos al censo en que esa tasa estuvo vigente, desarrollando los cálculos del esquema 2.

Esquema 1

ESTIMACION DE LA EDAD MEDIA DE LA FECUNDIDAD A PARTIR DE RELACIONES ENTRE PARIDECEZ MEDIAS DE GRUPOS SUCESIVOS DE EDADES QUINQUENALES

$1000 \times P_i : P_{i+1}$	Desplazamiento de la edad media de la fecundidad a partir de la edad central de $i, i+1$	$1000 \times P_i : P_{i+1}$	Desplazamiento de la edad media de la fecundidad a partir de la edad central de $i, i+1$
063-110	+10	462-508	+3
111-167	+ 9	509-552	+2
168-230	+ 8	553-593	+1
231-293	+ 7	594-630	0
294-353	+ 6	631-665	-1
354-409	+ 5	666-697	-2
410-461	+ 4	698-728	-3

Esquema 2

ESTIMACION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE LA
 PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS ENTRE LOS HIJOS TENIDOS
 POR MUJERES POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDAD, DA
DA LA EDAD MEDIA DE LA FECUNDIDAD.

grupos de edad	tasa de mortalidad infantil	años anteriores al censo
20-24	(-44.7+30.5M)Q-2.6	11.8-.325M-.17Q
25-29	(294+14.9M)Q-2.9	16.5-.424M+.16Q
30-34	(357+10.4M)Q-2.8	20.6-.494M+.77Q
35-39	(362+9.77M)Q-7.8	24.9-.556M+.80Q
40-44	(282+11.0M)Q-8.5	30.1-.633M+.87Q
45-49	(216+11.1M)Q-7.5	33.4-.641M+1.58Q

Nota: Q es proporción de hijos muertos y M edad media de Fec.

Tabla 1-1

COSTA RICA: HOJA DE CÁLCULO PARA ESTIMAR TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE INFORMACION DE HIJOS SOBREVIVIENTES POR EDAD DE LA MADRE. CENSO DEL 14 DE MAYO DEL 1973

edad	NF	HNV	HS	P_i	M_i	Q_i	Q_0	AAC
15-19	111413	17901	16772	.1607	29	.0631	--	--
20-24	84946	93097	86056	1.0960	29	.0756	61.6	2.3
25-29	63137	159466	145957	2.5257	30	.0847	39.0	4.1
30-34	50432	207823	187075	4.1209	--	.0998	63.2	6.1
35-39	46530	25968	225822	--	--	.1178	68.6	8.7
40-44	39615	253195	218671	--	--	.1364	73.9	11.7
45-49	31750	211484	177366	--	--	.1613	79.8	14.9

Nota: NF es la población femenina de 15-49 años por grupos de edad. HNV simboliza hijos nacidos vivos en cada grupo. HS hijos sobrevivientes. P_i paridez media. M_i la edad media correspondiente a cada cociente $P_i:P_{i+1}$. Q_0 tasa de mortalidad infantil y AAC años anteriores al censo.

Tabla 1-2 (Continúa)

COSTA RICA: TASAS ESTIMADAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR APLICACION DEL METODO DE FEENEY SEGUN LA RESIDENCIA URBANA Y RURAL DE LAS MADRES, POR PROVINCIAS. CENSO DE 1973.

grupos de edad	ambas zonas		zona urbana		zona rural	
	1000q ₀	año	1000q ₀	año	1000q ₀	año
<u>COSTA RICA</u>						
20-24	61.5	1971.2	43.3	1971.3	71.3	1971.2
25-29	59.0	1969.4	41.3	1969.5	68.7	1969.4
30-34	63.2	1967.4	47.2	1967.5	72.1	1967.3
35-39	68.6	1964.8	50.2	1965.0	78.9	1964.8
40-44	73.9	1961.8	55.7	1962.0	84.7	1961.8
45-49	79.8	1958.9	61.4	1958.9	91.3	1958.6
<u>SAN JOSE</u>						
20-24	42.4	1971.2	34.8	1971.4	53.5	1971.2
25-29	41.0	1969.4	32.7	1969.7	51.9	1969.4
30-34	48.8	1967.3	39.4	1967.6	60.8	1967.3
35-39	51.9	1964.8	40.0	1965.2	68.0	1964.8
40-44	59.2	1961.8	47.8	1962.3	74.9	1961.8
45-49	64.5	1958.6	52.9	1959.1	81.9	1958.6
<u>ALAJUELA</u>						
20-24	63.7	1971.2	46.1	1971.4	68.8	1971.2
25-29	62.2	1969.4	38.6	1969.5	68.7	1969.4
30-34	61.4	1967.3	46.0	1967.6	66.1	1967.3
35-39	67.4	1964.8	45.3	1965.2	73.3	1964.8
40-44	76.2	1961.8	55.2	1962.2	65.9	1961.8
45-49	85.7	1958.6	61.7	1959.1	93.2	1958.6
<u>CARTAGO</u>						
20-24	60.2	1971.3	43.5	1971.4	66.2	1971.2
25-29	61.1	1969.5	41.6	1969.7	69.5	1969.4
30-34	71.1	1967.4	54.1	1967.6	78.6	1967.2
35-39	78.9	1964.9	61.0	1965.1	86.9	1964.7
40-44	83.4	1962.0	64.9	1962.2	91.9	1961.8
45-49	86.8	1958.8	68.3	1959.1	96.5	1958.5

Tabla 1-2 (conclusión)

COSTA RICA: TASAS ESTIMADAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR APLICACION DEL METODO DE FEENEY SEGUN LA RESIDENCIA URBANA Y RURAL DE LAS MADRES, POR PROVINCIAS. CENSO DE 1973.

grupos de edad	<u>ambas zonas</u>		<u>zona urbana</u>		<u>zona rural</u>	
	1000q ₀	año	1000q ₀	año	1000q ₀	año
<u>HEREDIA</u>						
20-24	46.4	1971.3	28.2	1971.5	53.5	1971.2
25-29	48.6	1969.5	38.1	1969.8	53.4	1969.4
30-34	53.8	1967.4	36.2	1967.8	62.7	1967.3
35-39	54.1	1965.0	38.3	1965.4	61.6	1964.8
40-44	62.1	1962.0	49.4	1962.5	68.9	1961.8
45-49	63.9	1958.9	46.1	1959.3	73.7	1958.6
<u>GUANACASTE</u>						
20-24	78.0	1971.1	71.3	1971.2	79.7	1971.1
25-29	75.5	1969.2	63.6	1969.4	78.4	1969.2
30-34	71.0	1967.1	66.7	1967.3	72.3	1967.1
35-39	75.5	1964.6	73.3	1964.8	76.7	1964.6
40-44	76.8	1961.6	66.5	1961.8	79.9	1961.6
45-49	86.1	1958.4	82.9	1958.6	87.2	1958.4
<u>PUNTARENAS</u>						
20-24	81.2	1971.0	65.4	1971.1	82.4	1970.8
25-29	75.0	1969.1	69.7	1969.2	75.3	1968.8
30-34	81.7	1966.9	71.6	1967.1	83.4	1966.6
35-39	93.0	1964.4	87.1	1964.6	93.2	1964.0
40-44	94.9	1961.3	86.5	1961.6	95.9	1960.9
45-49	99.4	1958.1	98.5	1958.3	97.9	1957.7
<u>LIMON</u>						
20-24	77.5	1970.8	63.8	1970.9	85.9	1970.9
25-29	81.7	1968.8	68.0	1968.9	89.5	1968.9
30-34	84.1	1966.6	69.5	1966.8	91.0	1966.7
35-39	92.6	1964.0	78.4	1964.2	100.2	1964.2
40-44	95.9	1960.9	77.6	1961.2	104.9	1961.1
45-49	104.7	1957.7	86.4	1957.9	115.6	1957.8

Tabla 1-3

COSTA RICA: TASAS ESTIMADAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR APLICACION DEL METODO DE FEENEY SEGUN EL NIVEL DE INSTRUCCION Y LA RESIDENCIA URBANO-RURAL DE LAS MADRES. CENSO DE 1973.

grupos de edad	total país		país urbano		país rural	
	1000q ₀	año	1000q ₀	año	1000q ₀	año
<u>SIN INSTRUCCION</u>						
20-24	83.2	1970.8	71.9	1970.8	80.5	1970.7
25-29	93.1	1968.8	80.3	1968.8	89.6	1968.7
30-34	101.6	1966.6	87.9	1966.6	96.5	1966.4
35-39	109.1	1964.0	93.9	1964.0	102.9	1963.8
40-44	112.5	1960.9	97.1	1960.9	105.3	1960.7
45-49	111.0	1957.6	96.3	1957.5	103.4	1957.5
<u>CON 1-3 AÑOS DE INSTRUCCION</u>						
20-24	71.0	1970.8	49.4	1970.7	77.3	1970.7
25-29	72.5	1968.8	58.5	1968.7	79.0	1968.7
30-34	74.3	1966.6	66.2	1966.4	79.7	1966.4
35-39	74.2	1964.0	71.2	1963.8	79.5	1963.8
40-44	72.9	1961.0	75.4	1960.7	77.7	1960.7
45-49	69.9	1957.8	75.7	1957.5	73.6	1957.7
<u>CON 4-6 AÑOS DE INSTRUCCION</u>						
20-24	53.0	1971.0	35.1	1970.9	51.3	1971.0
25-29	54.1	1969.1	39.4	1969.0	51.2	1969.1
30-34	56.2	1966.9	43.5	1966.8	52.2	1966.9
35-39	55.1	1964.4	43.9	1964.2	50.6	1964.2
40-44	54.8	1961.4	45.5	1961.2	49.4	1961.4
45-49	52.9	1958.2	45.5	1958.1	47.5	1958.3
<u>CON 7 y + AÑOS DE INSTRUCCION</u>						
20-24	28.2	1971.5	25.9	1971.6	33.1	1971.4
25-29	25.4	1969.8	28.6	1969.9	28.2	1969.7
30-34	24.8	1967.8	31.7	1968.0	26.0	1967.6
35-39	20.5	1965.6	31.2	1965.6	20.4	1965.2
40-44	18.6	1962.5	32.4	1962.7	18.4	1962.3
45-49	17.9	1959.4	33.7	1959.6	16.7	1959.2

Tabla 1-4

COSTA RICA: TASAS ESTIMADAS DE MORTALIDAD INFANTIL POR APLICACION DEL METODO DE FEENEY SEGUN TRES REGIONES. CENSO DE 1973.

grupos de edad	CAPITAL		CENTRAL		COSTERA	
	1000q ₀	año	1000q ₀	año	1000q ₀	año
20-24	40.0	1971.4	69.6	1971.2	75.2	1970.9
25-29	39.3	1969.7	65.1	1969.4	76.6	1968.9
30-34	58.7	1967.6	58.8	1967.3	77.4	1966.8
35-39	56.4	1965.2	68.7	1964.8	82.9	1964.2
40-44	58.8	1962.2	77.4	1961.8	89.4	1961.1
45-49	64.4	1959.1	86.7	1958.6	95.9	1957.9

CAPITAL: San José y Heredia; CENTRAL: Alajuela y Cartago
COSTERA: Guanacaste, Puntarenas y Limón.

Las estimaciones de mortalidad infantil y el número de años previos al censo en que supuestamente tuvieron vigencia, según la residencia urbana o rural de las madres, por provincias, aparecen en la tabla 1-2.

Los valores que se refieren a la mortalidad infantil según el nivel de instrucción y la residencia urbano-rural de las madres, aparecen en la tabla 1-3.

Para poder comparar las tasas de mortalidad infantil estimadas por este procedimiento con las que se calculan a partir de las estadísticas vitales, que están referidas a años civiles, por interpolación lineal entre dos valores contiguos se encontraron las tasas correspondientes a cada año.

A N E X O 2

**CALCULO DE LA MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE
LAS ESTADISTICAS VITALES**

El cálculo de la mortalidad infantil a partir de las estadísticas vitales se hizo, para los años comprendidos en el período 1958-1972, aplicando la relación

$${}_1q_0^z = (\alpha_0^z + \beta_0^{z+1}) : B^z \quad (2.1)$$

en la que ${}_1q_0^z$ es la probabilidad que tiene un recién nacido de fallecer antes de cumplir un año de edad; α_0^z son las defunciones de menores de un año, ocurridas en el año z, provenientes de los niños nacidos en el mismo año; β_0^{z+1} son las defunciones infantiles, ocurridas en el año z+1, entre los niños que nacieron en el año z; y B^z son los nacimientos ocurridos en el año z.

Las defunciones normalmente no se publican por año de nacimiento por lo que los valores α_0^z y β_0^{z+1} se obtienen aplicando factores de separación a las defunciones ocurridas en cada año. Tales factores deben satisfacer las relaciones

$$(1 - f_0^z) D_0^z = \alpha_0^z \quad (2.2)$$

$$f_0^{z+1} D_0^{z+1} = \beta_0^{z+1}$$

en las que $1 - f_0^z$ es la proporción de defunciones de menores de un año ocurridas en el año z, provenientes de nacimientos ocurridos en el mismo año y f_0^{z+1} es la proporción de defunciones infantiles ocurridas en el año z+1, provenientes de los nacidos en el año z. Tales factores fueron calculados considerando las defunciones de menores de un año según la edad, por provincias y regiones.

La aplicación de las relaciones (2.1) y (2.2) en la determinación de las tasas de mortalidad infantil, para el país, a partir de la información del período, aparece en detalle en la tabla 2-1.

Para eliminar en parte las irregularidades presentadas por las diferentes estimaciones, los valores obtenidos fueron suavizados aplicando promedios móviles trienales. Los resultados finales, para las diferentes provincias y regiones, aparecen en la tabla 2-2.

Tabla 2-1

COSTA RICA: HOJA DE CALCULO PARA ESTIMAR TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE LAS ESTADISTICAS VITALES. 1958 - 1972.

año	B	D _o	f _o	1000q _o <u>a</u> /	1000q _o <u>b</u> /
1958	53899	4487	.3082	84	--
1959	57834	4685	.3055	81	81
1960	59499	4809	.3028	79	78
1961	62131	4502	.3000	74	77
1962	62624	4842	.2973	79	79
1963	63798	5200	.2911	83	84
1964	61753	5666	.2849	89	83
1965	62909	5014	.2823	77	80
1966	62963	4680	.2671	73	73
1967	61963	4376	.2676	68	70
1968	59213	3976	.2595	70	70
1969	57984	4345	.2808	73	69
1970	57757	3937	.2748	64	67
1971	56338	3499	.2434	63	61
1972	57438	3415	.2559	55	--

a/ aplicación de 2.1 y 2.2 b/ promedios móviles trienales

Tabla 2-2

COSTA RICA: TASAS*ESTIMADAS DE MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE LAS ESTADISTICAS VITALES, SEGUN PROVINCIAS Y REGIONES.1959-1971.

año	CR	SJO	ALA	CAR	HER
1959	68	53	68	83	63
1960	66	49	65	89	62
1961	65	49	65	93	58
1962	67	53	67	92	57
1963	72	59	70	91	56
1964	72	59	68	88	59
1965	69	55	65	88	57
1966	64	48	61	83	57
1967	62	46	62	81	55
1968	62	47	63	74	54
1969	61	47	62	71	54
1970	60	46	57	68	51
1971	55	42	50	61	46

	GUA	PUN	LIM	CA	CE	CO
1959	67	86	106	54	74	82
1960	65	82	100	51	75	78
1961	64	82	100	50	76	77
1962	64	79	98	54	77	76
1963	71	83	101	59	79	81
1964	75	84	100	59	76	83
1965	73	83	98	55	74	82
1966	68	80	91	49	69	77
1967	64	78	91	47	69	75
1968	66	79	95	48	67	77
1969	65	78	96	48	65	77
1970	67	76	93	46	61	76
1971	60	73	81	43	54	72

* tasas por mil nacidos vivos

CR: Costa Rica; SJO: San José; ALA: Alajuela; CAR: Cartago
HER: Heredia; GUA: Guanacaste; PUN: Puntarenas; LIM: Limón
CA: Región de la Capital; CE: Región Central; CO: Región Co
tera.

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos de Costa Rica. Anuario Estadístico correspondiente a cada uno de los años.

BIBLIOGRAFIA

- Behm, Hugo, La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina. Costa Rica 1968-1969, CELADE, Serie A No. 1024, San José, Costa Rica, 1976.
- Brass, William, Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados, CELADE, Serie E No. 14, Santiago, Chile, 1974.
- Brass, William, Seminario sobre métodos para medir variables demográficas. CELADE, Serie DS No. 9, San José, Costa Rica, 1973.
- Chackiel, Juan, La fecundidad y la mortalidad en Costa Rica, CELADE, Serie A No. 1023, San José, Costa Rica, 1976.
- Feeney, Griffith, Estimación de tasas de mortalidad infantil a partir de información de sobrevivencia de hijos clasificados por edad de la madre. CELADE, Serie D. No. 37, Santiago, Chile, junio, 1977.
- Feeney, Griffith, Estimación de tendencias de mortalidad a partir de información de hijos sobrevivientes, CELADE, Serie D, No. 88, Santiago, Chile, junio, 1977.
- Feeney, Griffith, Estimación de parámetros demográficos a partir de información censal y de registros, CELADE, Serie D No. 93, Santiago, Chile, junio, 1977.
- Instituto Centroamericano de Estadística, Tablas de vida de Costa Rica, 1962-1964, Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica, 1967.
- Ministerio de Economía, Industria y Comercio, Dirección General de Estadística y Censos, Anuario estadístico de Costa Rica, años 1958 a 1972, San José, Costa Rica.
- Ministerio de Economía, Industria y Comercio, Dirección General de Estadística y Censos, Censos nacionales de 1973, POBLACION, Tomo 1, San José, Costa Rica, 1974.
- Naciones Unidas, Cálculo de la mortalidad infantil, ST/SOA/Serie A, No. 3, Nueva York, 1963.
- Naciones Unidas, Boletín de población de las Naciones Unidas, No. 6, Nueva York, 1963.
- Ortega, Antonio, Tablas de vida de Costa Rica 1972-1974, Dirección General de Estadística y Censos y CELADE, San José, Costa Rica, 1976.
- Ortega, Antonio, Costa Rica: Evaluación del censo de 1973 y proyecciones de población por sexo y grupos de edad 1950-2000, Dirección General de Estadística y Censos y CELADE, San José, Costa Rica, 1976.