

A/1023

c. 2

Centro Latinoamericano de Demografía

Juan Chackiel

**LA
FECUNDIDAD
Y LA
MORTALIDAD
EN COSTA RICA
1963-1973**



SERIE A

Nº 1023

INSTITUTO VENEZOLANO DE ESTADÍSTICA Y DEMOGRAFÍA
CALLE 5ta. AVENIDA AL GUANAJAY
CAROLINA, VENEZUELA



JUAN CHACKIEL

LA FECUNDIDAD Y LA MORTALIDAD EN COSTA RICA
1963 - 1973

CON ESPECIAL REFERENCIA AL AREA RURAL

San José, Costa Rica

Setiembre, 1976

13
CENTRO DE ESTUDIOS
DEPOSIÇÃO
C. R. LATINOAMERICANO
DE DEMOGRAFIA

Las opiniones y datos que figuran en este trabajo son responsabilidad del autor, sin que el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) sea necesariamente partícipe de ellos.

I N D I C E

	Página
PRESENTACION	1
INTRODUCCION	3
 PRIMERA PARTE: LA FECUNDIDAD	
Capítulo I. La fecundidad en el país	7
Capítulo II. Características de la fecundidad en el país, en el período 1963-1973	11
Capítulo III. La fecundidad en las zonas rural y urbana, en el período 1963-1973	19 ✓
Capítulo IV. La fecundidad diferencial en las zonas rural y urbana	29 ✓
CONCLUSIONES	45
Apéndice I. Definiciones de medidas de la fecundidad ...	47
Apéndice II. Cálculo de la tasa global de fecundidad a base de la paridez media de mujeres jóvenes...	53
 SEGUNDA PARTE: LA MORTALIDAD	
Capítulo V. La mortalidad en el país	65
Capítulo VI. La mortalidad en las zonas rural y urbana...	71
Capítulo VII. Diferenciales de mortalidad infantil y juvenil en las zonas rural y urbana	79
CONCLUSIONES	85
Apéndice I. Estimación de la mortalidad infantil y juvenil de ambos sexos y derivación de la mortalidad general	87
Apéndice II. Construcción de tablas de mortalidad para cantones agrupados según porcentaje de población rural	97

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro		Página
1	Costa Rica: Tasa bruta de natalidad, relación niños-mujeres y porcentaje de población menor de 15 años, antes de 1950	8
2	Costa Rica: Tasa bruta de natalidad, tasa bruta de reproducción, relación niños-mujeres, edad media y porcentaje de población menor de 15 años, 1950 - 1960	9
3	Costa Rica: Tasa bruta de natalidad y tasa bruta de reproducción. 1962 - 1973	9
4	Costa Rica: Tasas de fecundidad por grupos de edades, años 1963, 1968 y 1973	12
5	Costa Rica: Tasas de fecundidad general por estado civil de las madres, años 1963 y 1973	14
6	Costa Rica: Número medio de hijos nacidos vivos por mujer según edad y estado civil, Censo de 1973	15
7	Costa Rica: Número medio de hijos por mujer según edad y años de estudio de las madres, Censo de 1973	
8	Costa Rica: Número medio de hijos por mujer, según condición de actividad y grupos de edades, Censo de 1973	17
9	Costa Rica: Relación niños-mujeres y edad media de la población total y rural, Censos de 1963 y 1973 ..	20
10	Costa Rica: Tasa bruta de reproducción y tasa global de fecundidad según grado de urbanización, año 1965	21
11	Costa Rica: Número medio de hijos por mujer, por grupos de edades, para el total del país y por zonas rural y urbana, Censo de 1973	22
12	Costa Rica: Tasa global de fecundidad y tasa bruta de reproducción, por provincias y según zonas rural y urbana, alrededor del año 1969	24
13	Costa Rica: Evolución de la tasa global de fecundidad para el total del país y la zona rural, período 1963-1973	27
14	Costa Rica: Tasa global de fecundidad por regiones, estimadas en base a registros de cantones agrupados según porcentaje de población rural, años 1969 y 1973	28

Cuadro		Página
15	Costa Rica: Descenso de la tasa global de fecundidad por regiones, para cantones agrupados según porcentaje de población rural, período 1969-73	28
16	Costa Rica: Tasas de fecundidad por grupos de edades, para el total del país y para la población rural, 1969 y 1973	30
17	Costa Rica: Distribución relativa de las tasas de fecundidad por grupos de edades para el total y para la población rural, 1969 y 1973	30
18	Costa Rica: Distribución relativa de la población femenina según grandes grupos de edades para la población total y rural, Censo de 1973	32
19a	Costa Rica: Número medio de hijos según grupos de edades y estado civil, para la población femenina total y rural, Censo de 1973	33
19b	Costa Rica: Número medio de hijos por mujer, según grupos de edades y estado civil, para la ciudad capital y el resto urbano, Censo de 1973	34
20	Costa Rica: Número medio de hijos según grupos de edades para la población rural, PECFAL, 1969	35
21	Costa Rica: Distribución por estado civil de las mujeres de 15 a 49 años, del área rural según el censo de 1973 y PECFAL rural (1969)	36
22	Costa Rica: Número medio de hijos nacidos vivos tenidos por las casadas y unidas con una sola unión, según edad al casarse o unirse y duración del matrimonio o la unión, PECFAL rural (1969) y área metropolitana (1964)	37
23a	Costa Rica: Número medio de hijos por mujer según grupos de edades y número de años de estudio aprobados, para el total del país y el área rural, Censo de 1973	38
23b	Costa Rica: Número medio de hijos por mujer según grupos de edades y número de años de estudio aprobados para la capital y el resto urbano, Censo de 1973	38

Cuadro		Página
24	Costa Rica: Distribución relativa de la población femenina que proporcionó información sobre hijos tenidos, según número de años de estudio aprobados, Censo de 1973	40
25	Costa Rica: Número medio de hijos por mujer según grupos de edades y condición de actividad por regiones, Censo de 1973	41
26	Costa Rica: Estructura por estado civil de las mujeres que "trabajan" y "no trabajan" en el área rural, PECFAL rural, 1969	42
27	Costa Rica: Tasas de participación en la actividad económica de mujeres de 20 años y más, según años de estudio aprobados; zona rural, Censo de 1973	43
28	Costa Rica: Cálculo del número medio de hijos por mujer por grupos de edades, para el total del país y la zona rural, Censo de 1973	55
29	Costa Rica: Estimación de la tasa global de fecundidad a partir de información censal de hijos nacidos vivos, total y provincias, Censo de 1973	60
30	Costa Rica: Tasas globales de fecundidad estimadas para el total del país y para cada provincia, según áreas urbana y rural, a partir de información sobre hijos nacidos vivos del Censo de 1973	62
31	Costa Rica: Tasas brutas de mortalidad y esperanza de vida al nacer, 1950 a 1975	66
32	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil, 1963-1973.	67
33	Costa Rica: Probabilidades de morir del nacimiento hasta las edades exactas $x = 1, 2, 3, 5$; Censo de 1973	69
34	Esperanzas de vida al nacer para áreas urbana y rural de algunos países seleccionados	72
35	Costa Rica: Probabilidades de morir desde el nacimiento hasta las edades $x = 1, 2, 3$ y 5 para el total del país, áreas rural y urbana, Censo de 1973	73

Cuadro	Página
36	Costa Rica: Esperanza de vida al nacer y mortalidad infantil para cantones agrupados según porcentaje de población rural, 1963 y 1973 74
37	Costa Rica: Probabilidades de morir del nacimiento hasta las edades 1, 2, 3, 5 y esperanza de vida al nacer, por provincias y áreas rural y urbana, Censo de 1973.. 76
38	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil (promedios simples) por regiones, alrededor de 1968 77
39	Costa Rica: Probabilidades de morir entre el nacimiento y las edades 1, 2, 3 y 5, según el estado civil de la madre, para el total del país, área rural, capital y resto urbano, período 1963-1973 80
40	Costa Rica: Probabilidades de morir entre el nacimiento y las edades 1, 2, 3 y 5, según nivel de instrucción de la madre, para el total del país, área rural, capital y resto urbano, período 1963-1973 82
41	Costa Rica: Probabilidades de morir entre el nacimiento y las edades 1, 2, 3 y 5, según la condición de actividad de la madre, para el total del país, área rural, capital y resto urbano, período 1963-1973 83
42	Factores de multiplicación para estimar las probabilidades de morir entre el nacimiento y la edad a , $q(x)$, por grupos quinquenales de edades de la madre 91
43	Costa Rica: Cálculo de las probabilidades de morir desde el nacimiento hasta las edades 1, 2, 3 y 5, Censo de 1973 93
44	Costa Rica: Ajuste de las probabilidades de morir desde el nacimiento hasta las edades 1, 2, 3 y 5, Censo de 1973 94
45	Valores de la función l_x (sobrevivientes a la edad x) para $x = 1, 2, 3$ y 5 en las tablas Modelo Oeste de Coale-Demeny, para diferentes niveles de mortalidad, ambos sexos 95
46	Costa Rica: Defunciones, población y nacimientos de ambos sexos en cantones agrupados según porcentaje de población rural, año 1963 101

Cuadro		Página
47	Costa Rica: Defunciones, población y nacimientos de ambos sexos en cantones agrupados según porcentaje de población rural, año 1973	102
48	Costa Rica: Tasas centrales de mortalidad y probabilidades de morir, para cantones agrupados según porcentaje de población rural, año 1963	104
49	Procedimiento de ajuste de $Y(x)$ y l_x para la población femenina de cantones con más de 70 por ciento de población rural	106
50	Costa Rica: Tabla de mortalidad para ambos sexos, año 1963, total del país	110
51	Costa Rica: Tabla de mortalidad para ambos sexos, año 1963, cantones con más del 70 por ciento de población rural	111
52	Costa Rica: Tabla de mortalidad para ambos sexos, año 1963, cantones con 35 a 70 por ciento de población rural	112
53	Costa Rica: Tabla de mortalidad para ambos sexos, año 1963, cantones con menos de 35 por ciento de población rural	113
54	Costa Rica: Tabla de mortalidad para ambos sexos, año 1973, total del país	114
55	Costa Rica: Tabla de mortalidad para ambos sexos, año 1973, cantones con más del 70 por ciento de población rural	115
56	Costa Rica: Tabla de mortalidad para ambos sexos, año 1973, cantones con 35 a 70 por ciento de población rural	116
57	Costa Rica: Tabla de mortalidad para ambos sexos, año 1973, cantones con menos de 35 por ciento de población rural	117
Gráfico		
1	Costa Rica: Tasas de fecundidad por grupos de edades, años 1963, 1968 y 1973	13

Gráfico		Página
2	Costa Rica: Tasas de fecundidad por grupos de edades para el total del país y el área rural, 1969 y 1973 .	31
3	Diagrama de dispersión y curva de ajuste para estimar el multiplicador K	59
4	Costa Rica: Tasas de mortalidad infantil, período 1963-1973	68
5	Relación entre $Y(x)$ de cantones con más de 70 por ciento de población rural, e $Y(x)$ de tabla de mortalidad de Costa Rica, 1963, sexo femenino	107

*
* *

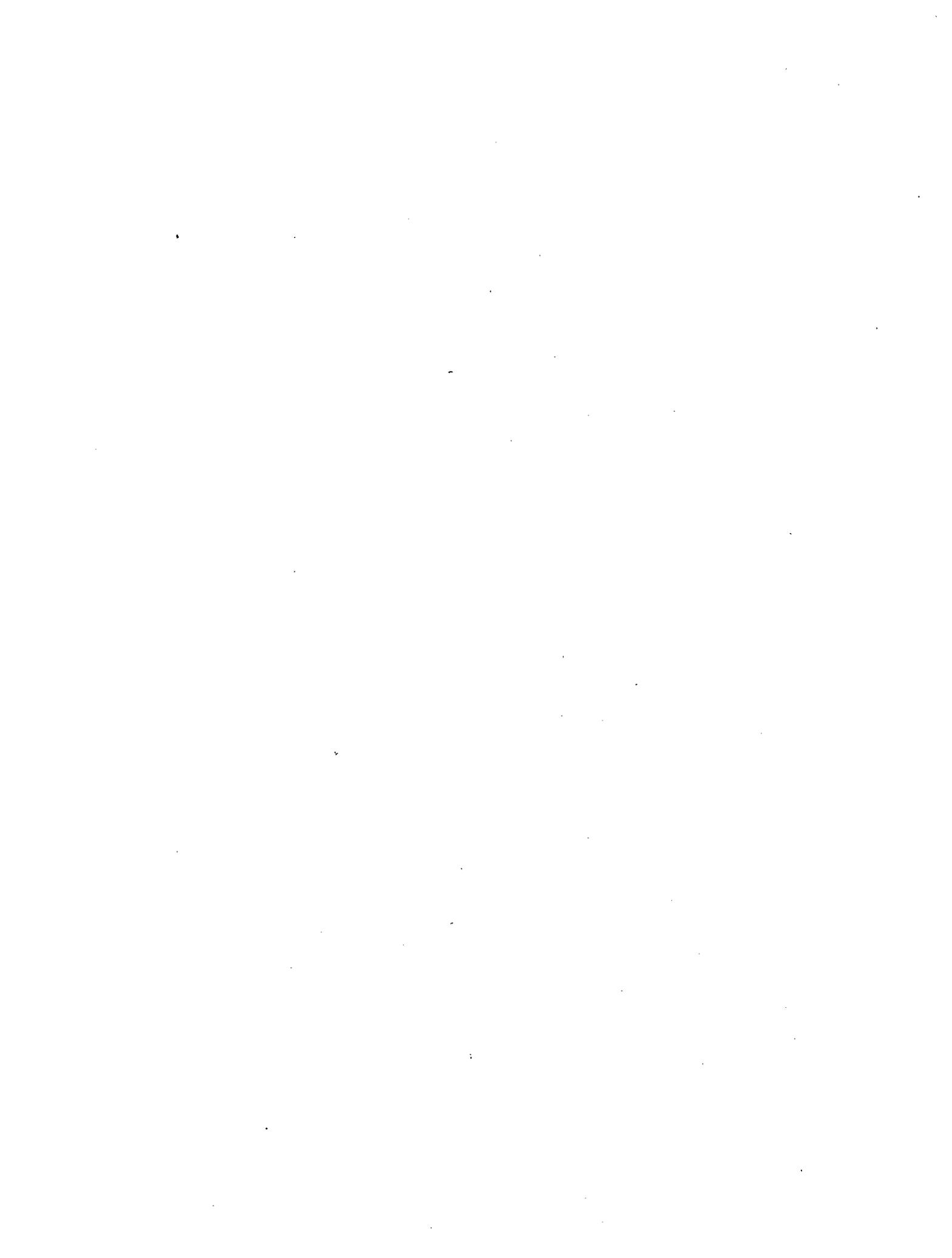
PRESENTACION

Los censos, junto con las estadísticas vitales, son una de las fuentes más importantes para los estudios de población, en los países en desarrollo. Durante los últimos años y en especial a partir de los censos realizados alrededor de 1970, se ha observado mayor interés en obtener datos sobre la fecundidad y la mortalidad, en casi todos los países de la América Latina. Sin embargo, la información censal para fines de análisis demográfico ha sido poco explotada.

El Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) ha estimulado la investigación de estos temas a través de los censos de población, como así mismo el análisis de los resultados obtenidos y su empleo con propósitos de planificación, o simplemente de conocimiento de las diferentes realidades demográficas nacionales. La información proveniente de los censos y de las estadísticas vitales ha sido la base para las proyecciones de la población por sexo y edad, a nivel nacional.

Sin embargo, estos datos no han sido hasta ahora convenientemente utilizados para fines de planificación. Este trabajo constituye un esfuerzo en esa dirección, toda vez que fue producido para atender a una solicitud del Ministerio de Agricultura de Costa Rica. En él se utilizan datos sobre hijos tenidos e hijos sobrevivientes, y los registros de nacimientos y defunciones de las estadísticas vitales, para estimaciones del nivel de la fecundidad y la mortalidad del total del país, áreas urbana y rural, según nivel de instrucción y condición de actividad de la mujer, mediante el empleo de metodologías sencillas y adecuadas a los países de la región. Se ha dado mayor énfasis a las estimaciones del área rural porque en un inicio esta investigación estuvo orientada fundamentalmente a ese sector de la población.

Se espera, así, ofrecer resultados útiles para Costa Rica y proporcionar a los demás países de la América Latina un aporte metodológico que les permita hacer uso de los datos censales disponibles.



INTRODUCCION

En este trabajo se presentan estimaciones de la fecundidad y la mortalidad (elementos fundamentales de la composición de la población y del cambio demográfico) para el total del país, áreas rural y urbana, provincias y sectores específicos de la población, para el período 1963-1973.

El estudio está enfocado fundamentalmente hacia la población rural, pues según el Censo de 1973, ésta alcanza el 60 por ciento de la población total de Costa Rica. O sea, tratase de un país cuyos habitantes viven en su mayor parte en las condiciones propias de la vida rural. Esto implica que la población rural ejerce una marcada influencia sobre las características demográficas y la dinámica poblacional del país.

Es necesario advertir que no se ha pretendido elaborar estimaciones exactas, principalmente cuando se trabaja a nivel muy desagregado, en que la información básica se vuelve menos confiable y las migraciones internas afectan mucho más a las metodologías usadas. Se ha considerado que lo importante era conocer los órdenes de magnitud y los diferenciales más relevantes.

Un primer problema que se presenta se refiere al significado de población rural y urbana. Los Censos de 1950, 1963 y 1973 adoptaron la misma definición: "... se tomó como base para determinar las zonas urbanas, a los centros administrativos de los cantones del país o sea, por lo general, los distritos primeros. En éstos se demarcaron a priori dichas zonas con criterio físico, tomando en cuenta elementos tangibles tales como cuadrantes, calles, aceras, luz eléctrica, servicios urbanos, etc.". El resto sería entonces la población rural. La Encuesta de Fecundidad Rural de Costa Rica realizada en 1969, adoptó un criterio diferente: "Abarcó como universo de estudio a todas las mujeres en edad fértil (de 15 a 49 años), residentes en los hogares particulares de los distritos de menos de 20 000 habitantes". En este estudio se ha adoptado la definición censal sin perjuicio de recurrir a veces a datos de fuentes no totalmente comparables, pero de gran utilidad para el análisis.

La información natural para estimar la mortalidad y la fecundidad son los registros de nacimientos y defunciones, pero debido a las deficiencias que éstos presentan cuando se pretende desagregar el estudio, se ha considerado

como información básica fundamental el censo de población de 1973 ^{1/}, que incluyó preguntas retrospectivas sobre fecundidad y mortalidad infantil y juvenil. De gran utilidad ha sido el programa "Operación Muestra de Censos" (OMUECE) del CELADE, que cuenta con tabulaciones especiales a partir del censo, para la ciudad capital, resto urbano y zona rural. También se ha recurrido constantemente a las estadísticas vitales y en varias oportunidades, a la Encuesta de Fecundidad Rural (PECFAL) realizada en 1969.

La primera parte se refiere a las estimaciones de la fecundidad, y la segunda a las estimaciones de la mortalidad. Al final de cada parte se presentan las conclusiones más importantes que se derivan de los análisis realizados.

*
* *

^{1/} Dirección General de Estadística y Censos (D.G.E.C.), Censos Nacionales de Población de 1973, San José, Costa Rica, abril de 1975.

PRIMERA PARTE



LA FECUNDIDAD

CAPITULO I. LA FECUNDIDAD EN EL PAIS

En esta sección se presenta un panorama general de la evolución y las características de la fecundidad del total del país, como paso previo a una caracterización más detallada del comportamiento de este componente demográfico en las zonas rurales. Dado que el ámbito del estudio se reduce a la última década, es este período el que se analizará con mayor detalle.

Por la evolución que ha sufrido la fecundidad a través del tiempo y, fundamentalmente, por el brusco descenso que se observa en sus niveles en años recientes, quizás Costa Rica constituye un caso excepcional. Los estudios realizados al respecto dividen en tres etapas bien definidas la evolución seguida por la fecundidad:

- a) Hasta aproximadamente el año 1950, se mantuvo en forma más o menos constante a altos niveles, como puede apreciarse en el cuadro 1, a través de los valores observados de la tasa bruta de natalidad ^{2/} y otros indicadores directamente relacionados con la fecundidad.
- b) La década de 1950 se caracteriza por un aumento de la fecundidad aun a niveles más elevados que los observados anteriormente. Este hecho se ilustra en el cuadro 2, en el que se incluyen las tasas brutas de natalidad, las tasas brutas de reproducción ^{2/} y otros indicadores. Estas circunstancias, unidas al hecho de que el país tiene una mortalidad de niveles relativamente bajos, hacen que para el período considerado la tasa de crecimiento sea la más alta de la América Latina y una de las más altas del mundo (3,7 por ciento).
- c) El hecho más sobresaliente ocurre con posterioridad al censo de 1963 y se refiere al violento y sostenido descenso de la fecundidad. De una tasa bruta de reproducción de 3,5 en 1962, se llega a una del 1,9 en 1973, mientras la tasa bruta de natalidad pasa de 45,4 por mil a 28,5 por mil en el mismo período (cuadro 3). Lo mismo se aprecia con cualquier otro indicador de la fecundidad. La relación niños-mujeres en 1963 fue 0,88; para el censo de 1973 bajó a 0,61, y la edad media

^{2/} Véanse las definiciones en el apéndice I.

de la población subió en el mismo período de 21,8 a 22,8. Costa Rica pasa, en la América Latina, de ser un país de alta fecundidad y crecimiento acelerado a ser uno de los países de más bajo nivel de crecimiento. En el período 1955-60, la tasa de natalidad (48,2 por mil) estaba muy por encima del promedio de la América Latina (40,7 por mil); en cambio, en 1973, mientras que la región tiene un promedio de 37,2 por mil, Costa Rica alcanza solamente a 28,5 por mil.

Cuadro 1

COSTA RICA: TASA BRUTA DE NATALIDAD, RELACION NIÑOS-MUJERES Y PORCENTAJE DE POBLACION MENOR DE 15 AÑOS, ANTES DE 1950

Período	Tasa bruta de natalidad (por mil)	Año censal	Relación ^{a/} niños-mujeres RNM	Porcentaje de población menor de 15 años respecto del total
1910-15	47,3	1864	0,64	43
1915-20	45,3	1883	0,65	42
1920-25	44,1	1892	0,64	41
1925-30	47,3	1927	0,64	41
1930-35	45,7	1950	0,69	43
1935-40	44,9			
1940-45	44,6			
1945-50	44,5			

^{a/} Ver definición en el apéndice I.

Fuentes: Dirección General de Estadística y Censos (D.G.E.C.), Censos de Población de 1864, 1883, 1892, 1927 y 1950, San José, Costa Rica.

Gómez, Miguel, El descenso de la fecundidad en Costa Rica, Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica, 1972.

Cuadro 2

COSTA RICA: TASA BRUTA DE NATALIDAD, TASA BRUTA DE REPRODUCCION,
RELACION NIÑOS-MUJERES, EDAD MEDIA Y PORCENTAJE DE POBLACION
MENOR DE 15 AÑOS, 1950-1960

Período	Tasa bruta de natalidad (por mil)	Tasa bruta de reproducción	Año censal	RNM	Edad media de la población	Porcentaje de población menor de 15 años respecto del total
1945-50	44,5		1950	0,69	22,6	43
1950-55	48,1	3,3	1963	0,88	21,8	48
1955-60	48,2	3,5				

Fuentes: Dirección General de Estadística y Censos (D.G.E.C.), Censos de Población de 1950 y 1963, San José, Costa Rica.
Gómez, Miguel, "El descenso ...", *op.cit.*
CELADE, *Boletín Demográfico*, Año VII, No. 13, Santiago, Chile, 1974.

Cuadro 3

COSTA RICA: TASA BRUTA DE NATALIDAD Y TASA BRUTA DE REPRODUCCION,
1962-1973

Año	Tasa bruta de natalidad (por mil)	Tasa bruta de reproducción	Año	Tasa bruta de natalidad (por mil)	Tasa bruta de reproducción
1962	45,4		1968	36,2	2,7
1963	45,3	3,5	1969	34,4	2,5
1964	43,0	3,3	1970	33,2	2,4
1965	42,3	3,3	1971	31,5	2,3
1966	40,9	3,1	1972	31,2	2,2
1967	39,0	2,9	1973	28,5	1,9

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos (D.G.E.C.), Anuario Estadístico de Costa Rica, 1973, San José, Costa Rica.



CAPITULO II. CARACTERISTICAS DE LA FECUNDIDAD EN EL PAIS, EN EL PERIODO 1963-1973

En la sección anterior se ha hecho referencia al cambio más importante ocurrido en esta década: el descenso pronunciado de la fecundidad (cuadro 3). Interesa ahora dar un panorama sobre determinadas características del fenómeno, como es la fecundidad diferencial por edades, por estado civil, por nivel de instrucción, por condición de actividad y por regiones. Para estos efectos se cuenta principalmente con información de las estadísticas vitales y del censo de población de 1973, en el que se incluyó una pregunta específica sobre el número de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres a lo largo de su vida.

I. La fecundidad por edades

Como era de suponer, el descenso de la fecundidad no fue proporcional entre las mujeres de los distintos grupos de edades. Los datos contenidos en el cuadro 4 y en el gráfico 1, en los que se presentan las tasas de fecundidad por edades ^{3/} para los años 1963, 1968 y 1973, permiten concluir que en el comportamiento de estas tasas han ocurrido cambios de importancia.

En 1963, el patrón de las tasas por edades obedecía a un modelo de cúspide tardía (el máximo en el grupo 25-29), observándose que en el transcurso de la década se transformó en fecundidad de cúspide temprana (el máximo en 20-24), debido a que el descenso fue proporcionalmente mayor en los grupos de más de 25 años (última columna del cuadro 4).

^{3/} Véase la definición en el apéndice I.

Cuadro 4
COSTA RICA: TASAS DE FECUNDIDAD POR GRUPOS DE EDADES,
AÑOS 1963, 1968 Y 1973

Grupos de edades	Tasas de fecundidad			Porcentaje de reducción 1963-73
	1963	1968	1973	
15 - 19	0,1157	0,1071	0,0961	16,9
20 - 24	0,3247	0,2615	0,2017	37,9
25 - 29	0,3474	0,2551	0,1846	46,9
30 - 34	0,2836	0,2157	0,1402	50,6
35 - 39	0,2168	0,1737	0,1055	51,3
40 - 44	0,0961	0,0790	0,0477	50,4
45 - 49	0,0160	0,0124	0,0095	40,6
Tasa global de fecundidad ^{a/}	7,00	5,52	3,93	
Tasa bruta de reproducción	3,42	2,69	1,92	

^{a/} Ver definición en el apéndice I.

Fuente: Ortega, A., Costa Rica: Evaluación del censo de 1973 y proyecciones de población por sexo y grupos de edades, Años 1950 al 2000, (Inédito).

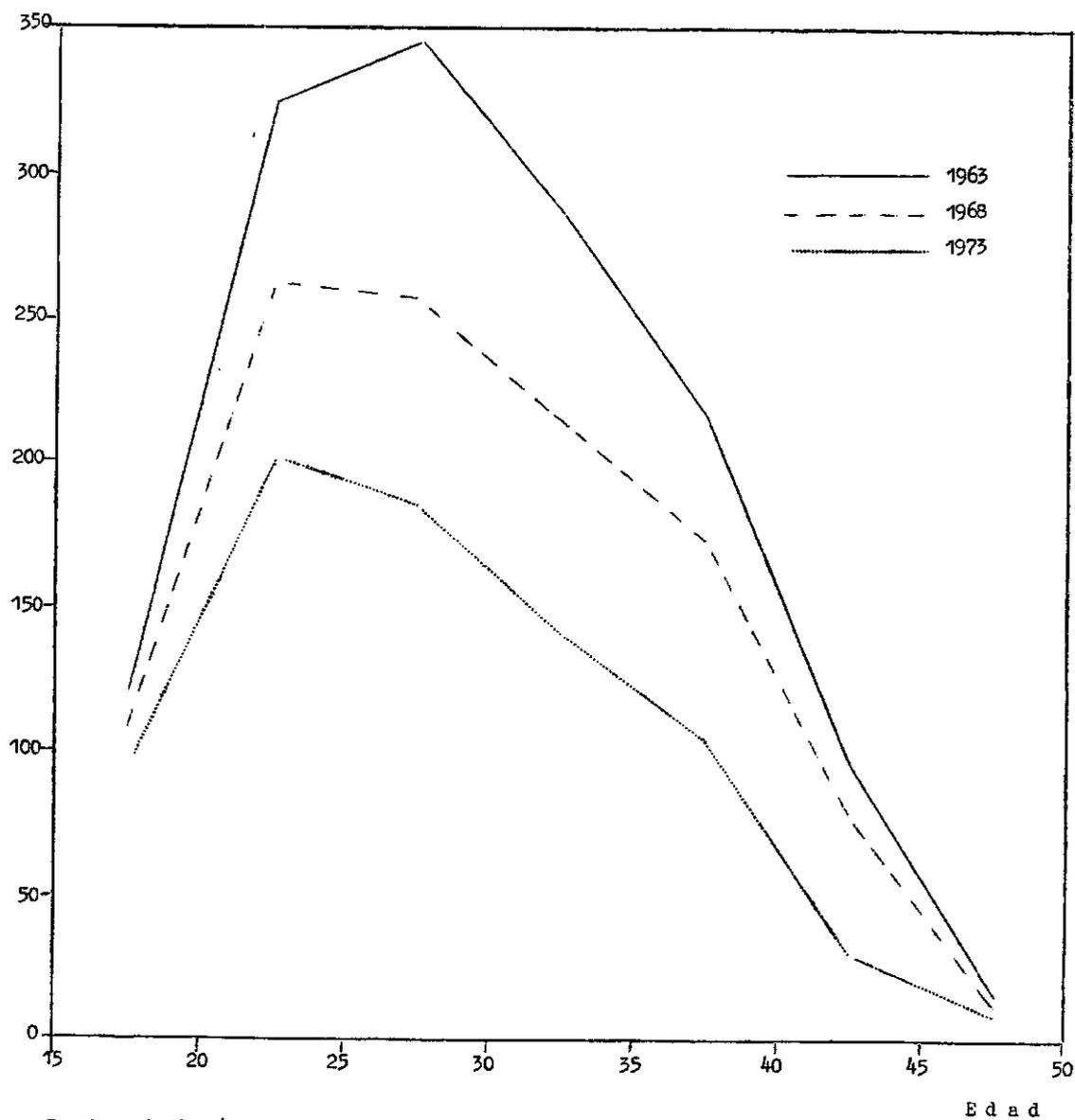
2. La fecundidad según estado civil

La información de las estadísticas vitales ofrece muy pocas posibilidades de analizar el comportamiento de la fecundidad por estado civil de la madre. Una de las dificultades con que se tropieza es el hecho de que las clasificaciones por estado civil de los registros no coinciden con las de los censos de población cuyos datos sirven de base al cálculo de las tasas. En el cuadro 5 se presentan las tasas de fecundidad general ^{4/} por estado civil (nacimientos de mujeres de determinado estado civil dividido por las mujeres del mismo estado entre los 15 y los 49 años de edad).

^{4/} Véase la definición en el apéndice I.

Gráfico 1
COSTA RICA: TASAS DE FECUNDIDAD POR GRUPOS DE EDADES
AÑOS 1963, 1968 Y 1973

Tasas de
fecundidad
(por mil)



Fuente: Cuadro 4.

Cuadro 5
COSTA RICA: TASAS DE FECUNDIDAD GENERAL POR
ESTADO CIVIL DE LAS MADRES, AÑOS 1963 Y 1973

A ñ o	Tasas de fecundidad general			
	Total	Solteras y unidas	Casadas	Viudas, se- paradas y divorciadas
1963	22,3	10,7	35,6	3,9
1973	12,4	8,3	18,0	2,8
Porcentaje de descenso	44	22	49	28

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos (D.G.E.C.), Censos de Población de 1963 y 1973 y Estadísticas Vitales, 1963 y 1973.

El hecho de que las solteras y unidas se encuentren bajo un mismo ítem se debe a que los registros, al inscribir los nacimientos, toman en cuenta el estado civil legal de las mujeres y, por lo tanto, las unidas son consideradas solteras. Evidentemente, si se excluyera de ese grupo a las unidas, se podría observar que la fecundidad de las solteras es bastante más baja.

La conclusión fundamental que se deriva del cuadro 5 es que el descenso de la fecundidad ha ocurrido principalmente entre las mujeres casadas, cuya tasa para 1973 representa un 49 por ciento de la observada en 1963. Quizás un descenso similar pudo haber ocurrido entre las mujeres que viven en unión consensual, pero, por lo ya indicado, no es posible comprobarlo.

La estructura por estado civil de las mujeres no ha variado mucho de un censo al otro. En 1963, las mujeres casadas representaban un 48 por ciento y en 1973 un 45 por ciento de la población femenina de 15 a 49 años. Esto significa que el descenso de la fecundidad no puede explicarse a base de modificaciones en la estructura por estado civil de la población.

La variable que se está comentando puede también examinarse a base de la información del censo de 1973 sobre el número de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres a lo largo de su vida, que permite obtener el número

medio de hijos por mujer según edad y estado civil ^{5/} (cuadro 6). La simple observación de este cuadro permite apreciar una más alta fecundidad de las unidas y casadas (8,0 y 7,7 hijos por mujer a los 45 - 49 años), siguiendo luego las viudas, separadas y divorciadas al momento del censo con 6,6 hijos durante toda su vida, y por último, las solteras, con un promedio de 2,6 hijos por mujer al final de su vida reproductiva. Este valor de solteras parece ser exageradamente alto, quizás porque muchas unidas y separadas de unión se declaran como solteras (este problema se analiza más detalladamente en la sección 2 del capítulo IV).

Cabe hacer notar que los datos básicos que permiten los cálculos anteriores se refieren al pasado y que las cifras corresponden a la experiencia de fecundidad de los últimos 35 años. Además la información proporcionada por las mujeres de más edad adolece de mayores errores, pues se considera que éstas omiten en mayor medida algunos hijos nacidos vivos. Para tener una idea de los niveles observados en la última década, hay que tomar en cuenta la experiencia de fecundidad de mujeres jóvenes (20 - 24 años) que hayan tenido sus hijos en los últimos 10 años, aunque con cautela, pues en esas edades los errores de declaración del estado civil pueden ser mayores.

Cuadro 6
COSTA RICA; NUMERO MEDIO DE HIJOS NACIDOS VIVOS POR MUJER
SEGUN EDAD Y ESTADO CIVIL, CENSO DE 1973

Grupos de edades	Número medio de hijos				
	Total	Solteras	Casadas	Unidas	Viudas, separadas y divorciadas
TOTAL	2,54	0,46	3,97	3,82	4,59
15 - 19	0,16	0,04	0,86	0,95	0,90
20 - 24	1,11	0,32	1,72	2,35	1,79
25 - 29	2,57	0,77	3,07	3,98	2,89
30 - 34	4,17	1,51	4,70	5,68	4,06
35 - 39	5,55	2,08	6,15	6,87	5,15
40 - 44	6,46	2,56	7,20	7,23	6,21
45 - 49	6,82	2,55	7,69	8,04	6,60

Fuente: CELADE, ONUECE 1970.

^{5/} Véase la definición en el apéndice I.

3. La fecundidad según el nivel de instrucción

El censo de 1973 brinda también la información de hijos nacidos vivos según los años de estudio aprobados por sus madres. Éste es quizás un buen indicador de los diferenciales de fecundidad según la situación socioeconómica de la familia, así como de la importancia de la variable educación en los niveles de fecundidad. Ocurre en general -y Costa Rica no es una excepción-, que a mayor educación corresponde un menor número de hijos por mujer (cuadro 7). Mientras las mujeres con bajo nivel de instrucción alcanzan a más de 8 hijos, en promedio, al final de su período fértil, se observa que aquellas que tienen más años de estudio no llegan a la mitad. Esta experiencia del pasado es válida también para la fecundidad reciente, tal como se observa en las cifras correspondientes a mujeres más jóvenes.

Cuadro 7

COSTA RICA: NUMERO MEDIO DE HIJOS POR MUJER SEGUN EDAD Y AÑOS DE ESTUDIO DE LAS MADRES, CENSO DE 1973

Grupos de edades	Total	Años de estudio					
		0	1 a 3	4 a 6	7 a 9	10 a 12	13 y más
15 - 19	0,16	0,44	0,33	0,20	0,06	0,04	0,02
20 - 24	1,11	1,97	1,78	1,18	0,72	0,38	0,25
25 - 29	2,57	3,65	3,51	2,53	1,84	1,20	1,19
30 - 34	4,17	5,76	5,16	3,86	3,10	2,13	1,82
35 - 39	5,55	6,99	6,68	4,95	3,63	2,89	2,79
40 - 44	6,46	7,98	7,29	5,90	4,41	3,51	3,92
45 - 49	6,82	8,07	8,19	5,81	4,47	3,28	3,71

Fuente: CELADE, ONECE 1970.

Una excepción a esta tendencia es el hecho de que la fecundidad de mujeres con 1 a 3 años de estudios aparece superior a las de 0 años. Pero esto solamente ocurre para las mujeres de 45 a 49 años, quizás por deficiencias de la información, que a esas edades suele adolecer de errores.

También se observa que para los dos últimos grupos de edades, es superior la fecundidad de las mujeres de 13 y más años de estudio con respecto a las de 10 a 12. Puede deberse esto a errores de la información, pero también es posible que en el pasado las mujeres de clases sociales muy altas tuvieran más hijos.

Otro hecho sobresaliente es el salto que da la fecundidad al considerar las mujeres de 1 a 3 años de estudios y aquellas que están terminando o terminaron la enseñanza primaria (4 a 6 años de estudio). El número medio de hijos por mujer pasa de 8,2 a 5,8.

4. La fecundidad según la condición de actividad de las madres

Se trata de averiguar la fecundidad de las mujeres que integran la población económicamente activa del país en comparación con la de aquellas que no forman parte de ella. En todos los casos la fecundidad es siempre superior entre las mujeres no activas. De acuerdo con el cuadro 8, el promedio de hijos por mujer a los 45-49 años es de 7,4 para las no económicamente activas y de aproximadamente la mitad para las que integran la fuerza de trabajo.

Cuadro 8

COSTA RICA: NUMERO MEDIO DE HIJOS POR MUJER, SEGUN CONDICION DE ACTIVIDAD Y GRUPOS DE EDADES, CENSO DE 1973

Condición de actividad	Grupos de edades						
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
Total	0,16	1,11	2,57	4,17	5,55	6,46	6,82
Activas	0,08	0,43	1,24	2,47	3,44	3,83	4,12
No activas	0,19	1,39	3,04	4,72	6,14	7,05	7,35

Fuente: CELADE, OLIUECE 1970.

Si bien los diferenciales son realmente apreciables según la mujer sea o no económicamente activa, probablemente tienen poca influencia en el descenso de la fecundidad que se observa en el período, pues aunque algo haya aumentado la proporción de mujeres en la actividad económica, este incremento difícilmente puede explicar dicho descenso. (La población económicamente activa femenina, del 9,6 por ciento de la población total de ese sexo en 1963, pasó al 12,1 por ciento en 1973).

*
* *

CAPITULO III. LA FECUNDIDAD EN LAS ZONAS RURAL Y URBANA EN EL PERIODO 1963-1973

En general, se esperan diferencias de importancia entre los patrones de fecundidad de las zonas rurales y urbanas. El hecho de que las condiciones a que están sujetos ambos sectores de la población sean completamente distintas, hace suponer un comportamiento diferencial de la variable en estudio. En este sentido es dable esperar, debido a la experiencia acumulada, que los niveles de fecundidad de las zonas rurales sean más elevados que los de las regiones urbanas.

En este capítulo se realizan estimaciones de la fecundidad, se estudian sus características principales para la población rural y se les ubica en el contexto general del país. Algunos de los aspectos centrales de este estudio atienden en especial a las siguientes interrogantes: ¿En qué medida es más alta la fecundidad en las zonas rurales? ¿Qué diferenciales de fecundidad se encuentran dentro del área rural misma? ¿Se puede considerar que la fecundidad en las zonas rurales de San José y Heredia, por ejemplo, sean similares a la de Guanacaste o Limón? ¿Se ha producido en la población rural el mismo descenso de la fecundidad observado para la población total?, etc.

1. El nivel de la fecundidad

Los estudios disponibles, la información básica con que se cuenta actualmente y los indicadores indirectos existentes muestran claramente que los niveles de fecundidad rural son más elevados que los niveles de los sectores urbanos de Costa Rica.

Como elementos muy burdos, se pueden mencionar los indicadores relacionados con la estructura por edades basada en datos de los censos de 1963 y 1973, a pesar de los posibles problemas derivados del efecto de las migraciones interiores y de las omisiones censales diferenciales. En el cuadro 9 se puede apreciar que sistemáticamente la relación niños-mujeres y la edad media de la población indican que las zonas rurales están constituidas por poblaciones más jóvenes y que probablemente tienen una fecundidad más alta.

Cuadro 9
COSTA RICA: RELACION NIÑOS-MUJERES Y EDAD MEDIA DE
LA POBLACION TOTAL Y RURAL, CENSOS DE 1963 Y 1973

R e g i ó n	Relación niños-mujeres		Edad media de la población	
	1963	1973	1963	1973
<u>Costa Rica</u>				
Total	0,875	0,605	21,78	22,82
Rural	1,048	0,767	20,66	21,40
<u>San José</u>				
Total	0,754	0,501	22,63	23,79
Rural	1,018	0,724	20,57	21,39
<u>Alajuela</u>				
Total	0,921	0,622	21,43	22,70
Rural	1,010	0,709	20,87	21,97
<u>Cartago</u>				
Total	0,940	0,648	21,16	22,23
Rural	1,037	0,768	20,52	21,18
<u>Heredia</u>				
Total	0,799	0,532	22,74	23,64
Rural	0,921	0,620	21,94	22,54
<u>Guanacaste</u>				
Total	1,058	0,755	20,30	21,68
Rural	1,132	0,861	19,99	21,27
<u>Puntarenas</u>				
Total	1,025	0,781	20,71	21,27
Rural	1,137	0,879	20,08	20,55
<u>Limón</u>				
Total	0,989	0,784	22,75	22,08
Rural	1,130	0,903	22,31	21,51

Fuente: CELADE, SICADE (ANALPOB), San José, Costa Rica, 1976.

Aunque estos hechos son sólo indicios de que la hipótesis planteada se cumple, se pueden agregar a ellos los resultados de investigaciones anteriores. En el año 1969 se realizó la Encuesta de Fecundidad Rural de Costa Rica (PECFAL), que permitió estimar la tasa global de fecundidad (TGF) ^{6/} en 7,1 para el año anterior a la encuesta, mientras que las estadísticas vitales indicaban, en el año 1968, una tasa global de 5,5 para el total del país, poniendo en evidencia una fecundidad rural muy superior al promedio nacional.

Un estudio realizado por Ricardo Jiménez, para el año 1965, agrupando cantones según el grado de urbanización, mostró que a medida que aumentaba el porcentaje de población rural se obtenían niveles más elevados de fecundidad (cuadro 10), siendo los niveles obtenidos para las zonas menos urbanizadas coherentes con el nivel que se estimó a partir de la encuesta de fecundidad rural para el año 1968 (7,1).

Cuadro 10

COSTA RICA: TASA BRUTA DE REPRODUCCION Y TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD SEGUN GRADO DE URBANIZACION, AÑO 1965

Cantones según porcentaje de urbanización	TBR	TGF
TOTAL	3,15	6,5
0 - 9	3,92	8,0
10 - 19	3,78	7,7
20 - 29	3,38	6,9
30 - 49	3,23	6,6
50 - 74	2,38	4,9
75 - 100	2,19	4,5

Fuente: Gómez, Miguel, "El descenso ...", op.cit.

^{6/} Véase la definición en el apéndice I.

En la actualidad se cuenta por primera vez, a base del censo de 1973, con estimaciones provenientes de una misma fuente, para el total del país, zonas rurales y zonas urbanas. Estas estimaciones, basadas en la pregunta sobre hijos nacidos vivos formulada a las mujeres, constituyen la base fundamental de esta investigación. En el cuadro 11 se muestra el número medio de hijos por mujer según edad de la madre, que se derivó de la información antes mencionada.

Cuadro 11
COSTA RICA: NUMERO MEDIO DE HIJOS POR MUJER, POR GRUPOS DE EDADES, PARA EL TOTAL DEL PAIS Y POR ZONAS RURAL Y URBANA, CENSO DE 1973

Grupos de edades	Número medio de hijos por mujer		
	Total del país	Zona rural	Zona urbana
15 - 19	0,16	0,21	0,10
20 - 24	1,10	1,42	0,76
25 - 29	2,53	3,13	1,86
30 - 34	4,12	4,98	3,13
35 - 39	5,50	6,64	4,20
40 - 44	6,40	7,73	4,92
45 - 49	6,67	8,15	5,14
TGF ¹	5,2	6,6	3,4

Fuentes: Dirección General de Estadística y Censos (D.G.E.C.), "Censos Nacionales ...", op.cit.
Cuadro 30, apéndice II.

En apoyo de las aseveraciones anteriores, se observa que sistemáticamente, para todos los grupos de edades, el número medio de hijos por mujer de la población rural es superior al total del país.

Como se vio en la sección 2 del capítulo II, la cifra que se da para el grupo 45-49 años de edad corresponde a la fecundidad experimentada en los últimos 35 años anteriores al censo. Dado que la fecundidad ha bajado rápidamente en los últimos años, para tener una idea de los niveles recientes hay que considerar la fecundidad de las mujeres más jóvenes. Tomando como base la paridez media a las edades 20-24 y 25-29, se dedujo una tasa global de fecundidad (TGF¹) que representa los niveles de fecundidad del período, pudiendo adjudicarse aproximadamente al año 1969. En el apéndice II se desarrolla la construcción del modelo que permitió estas estimaciones.

Sobre la base de la TGF¹ que aparece al pie del cuadro II, se puede suponer que, alrededor del año 1969, mientras una mujer de la zona rural del país tendría, al final de su vida reproductiva, 6,6 hijos, las mujeres de la zona urbana tendrían aproximadamente la mitad, esto es, 3,4 hijos.

Las pequeñas diferencias que para el total del país se observan entre el cuadro II y los datos usados en el capítulo II, se deben a que en un caso se consideró como fuente la publicación censal de la Dirección General de Estadística y en el otro, la muestra usada para el programa OMUECE.

2. La fecundidad rural y urbana por provincias

Costa Rica no tiene características demográficas uniformes a lo largo de su territorio, por lo que para cualquier análisis se hace necesario cierto grado de desagregación. La información de que se dispone permite realizar estimaciones de la fecundidad por provincias, según zonas rurales y urbanas (cuadro 12). La metodología para obtener la tasa global de fecundidad es la ya mencionada (y que se describe en el apéndice II) y su valor representa aproximadamente la fecundidad del año 1969.

Se puede dividir el país en tres grandes áreas según el nivel de la fecundidad (véase el mapa 1): a) un área constituida por las provincias de San José y Heredia, caracterizada por su bajo nivel de fecundidad con respecto al resto del país; b) las provincias de Alajuela y Cartago, que constituyen el área de fecundidad intermedia, aunque un poco por encima del nivel promedio del país; y c) las provincias de Guanacaste, Puntarenas y Limón, que presentan la fecundidad más alta.

Aún dentro de cada una de estas regiones así definidas es probable que se encuentren diferenciales de fecundidad muy importantes, pero la información existente no permite trabajar con regiones muy pequeñas.

Cuadro 12

**COSTA RICA: TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD Y TASA BRUTA
DE REPRODUCCION, POR PROVINCIAS Y SEGUN ZONAS
RURAL Y URBANA, ALREDEDOR DEL AÑO 1969**

Provincia	T a s a s					
	Total		Zona rural		Zona urbana	
	TGF'	R'	TGF'	R'	TGF'	R'
<u>Costa Rica</u>	5,2	2,5	6,6	3,2	3,4	1,7
San José.....	4,3	2,1	6,2	3,0	3,4	1,7
Heredia.....	4,6	2,2	5,4	2,6	3,4	1,7
Alajuela.....	5,6	2,7	6,5	3,1	3,7	1,8
Cartago.....	5,9	2,9	6,7	3,3	4,3	2,1
Guanacaste....	6,5	3,2	7,6	3,7	4,0	2,0
Puntarenas....	6,6	3,2	6,9	3,4	5,1	2,5
Limón.....	6,1	3,0	7,2	3,5	4,7	2,3

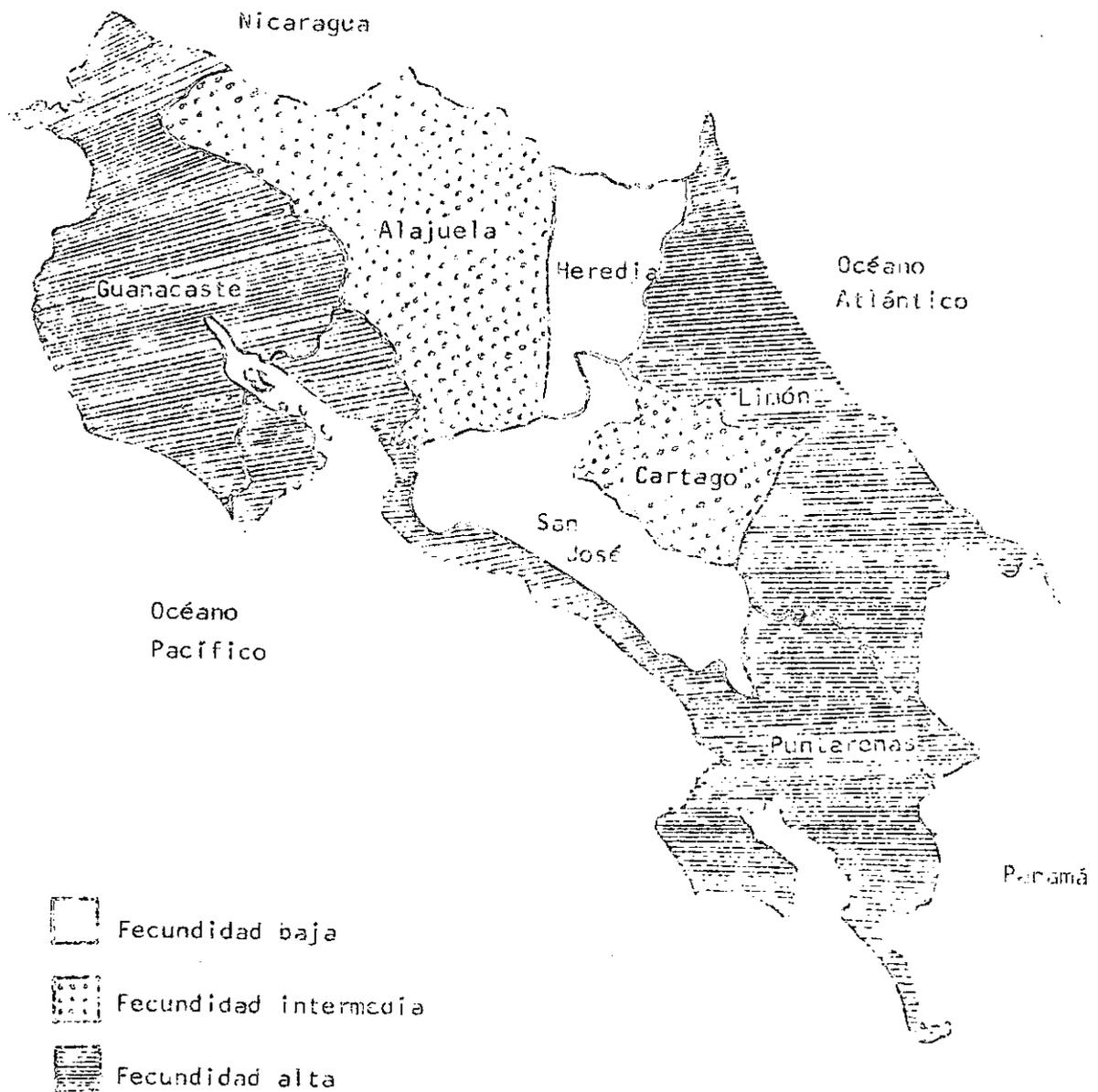
Fuente: Cuadro 30, apéndice II.

El cuadro 12 indica que existen diferencias urbano-rurales. La fecundidad rural es sistemáticamente más alta que la urbana y aún más, los niveles de las áreas urbanas de Guanacaste, Puntarenas y Limón son inferiores a los de las áreas rurales de San José y Heredia.

Considerando en forma aislada la población rural, se puede afirmar que entre las regiones definidas, existen diferencias de nivel importantes, pudiéndose establecer la diferencia mayor (2,2 hijos en la tasa global) entre Heredia y Guanacaste.

Lo anterior está indicando que hay otros factores que tienen mucha importancia en la determinación de la fecundidad y que son diferenciales para las regiones consideradas. Esos mismos factores, probablemente muy ligados al grado de desarrollo económico-social, producirían también las diferencias entre las zonas rurales y urbanas de cada región.

Mapa 1
 COSTA RICA: LOCALIZACION DE LAS AREAS
 DE FECUNDIDAD BAJA, INTERMEDIA Y ALTA



Otro aspecto de interés es la comparación entre zonas rurales y urbanas. Para el total del país se expresa en una diferencia de 2,6 hijos por mujer; en el área de baja fecundidad alcanza un promedio de 2,4; en el área de fecundidad intermedia llega a aproximadamente 2,6, y en las zonas de niveles altos, a un promedio de 2,7.

3. Evolución de la fecundidad en el período 1963-73

Las cifras del cuadro 9 (relación niños-mujeres y edad media de la población) son un indicio de que el descenso que se observó para el total del país entre 1963 y 1973 ocurrió en todas las provincias, tanto en las zonas rurales como en las urbanas. Eso se deduce del hecho de que durante el período la relación niños-mujeres desciende en todos los casos, y la edad media de la población aumenta sistemáticamente, excepto para la población total de Limón.

La cuestión está, entonces, en la diferencia de intensidad del descenso de la fecundidad en el área rural con respecto al resto del país.

Las estimaciones realizadas en la sección I del capítulo III, aunque no son estrictamente comparables, pueden dar una idea aproximada de cómo fue la baja de la tasa global de fecundidad. En el cuadro 13 se comparan estimaciones realizadas para el total de Costa Rica con las hechas para la parte rural. Para 1973 se tomó la tasa global calculada a partir de las estadísticas vitales, agrupando los cantones con más del 70 por ciento de población rural, aumentando en un 10 por ciento. Este porcentaje se obtiene comparando, para el año 1969, la estimación de la tasa global proveniente de los registros de los cantones con más de 70 por ciento de población rural (6,0) con la estimación hecha para la población rural (6,6) a partir de información retrospectiva del censo.

Los resultados parecen ser bastante coherentes, pues expresan un descenso de la tasa global de fecundidad en las zonas rurales de 0,4 hijos por año, mientras que para el promedio del país la disminución por año fue de alrededor de 0,3 hijos por mujer.

Aunque con muchas reservas, este análisis se puede profundizar a nivel regional, usando como criterio para verificar cómo desciende la fecundidad en las zonas rurales, el agrupamiento de cantones según el porcentaje de población rural que presentan, de acuerdo con el censo de 1973, aunque con la división administrativa del censo de 1963. Esto se hizo para los años 1969 y 1973 con los siguientes agrupamientos: menos de 70 por ciento de población rural, y 70 por ciento y más.

Los resultados que se muestran en los cuadros 14 y 15 concuerdan bastante con lo que se ha visto antes. La tasa global de fecundidad del país desciende, entre 1969 y 1973, en 0,3 hijos por año, en tanto que para los cantones que tienen más de 70 por ciento de población rural el descenso es de 0,4 hijos. Esto implica que las zonas más urbanizadas han logrado una baja menor, que se expresa en 0,3 hijos por año.

A nivel de regiones, las cifras muestran exactamente el mismo fenómeno, pero se observan diferencias de intensidad entre las áreas consideradas.

Cuadro 13

COSTA RICA: EVOLUCION DE LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD PARA EL TOTAL DEL PAIS Y LA ZONA RURAL, PERIODO 1963-73

Año	Tasa global de fecundidad			
	Total del país	Descenso en hijos por año	Zona rural	Descenso en hijos por año
1963	7,0 ^{a/}	0,3	8,2 ^{b/}	0,4
1965			7,1 ^{c/}	
1968		0,3	6,6 ^{d/}	0,5
1969	5,2 ^{a/}		5,0 ^{e/}	
1973	3,9 ^{a/}			0,4

^{a/} Estadísticas vitales.

^{b/} PECFAL-rural retrospectiva (cuadro 30 del apéndice II).

^{c/} PECFAL-rural (nacidos el último año).

^{d/} Censo de 1973 retrospectivo.

^{e/} Estadísticas vitales, agrupando los cantones con 70 por ciento y más de población rural, y aumentando en 10 por ciento.

Cuadro 14

COSTA RICA: TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD POR REGIONES, ESTIMADA EN BASE A REGISTROS DE CANTONES AGRUPADOS SEGUN PORCENTAJE DE POBLACION RURAL, AÑOS 1969 Y 1973

Regiones	Tasa global de fecundidad					
	1969			1973		
	Total	Menos de 70 por ciento	70 por ciento y más	Total	Menos de 70 por ciento	70 por ciento y más
<u>Costa Rica</u>	5,2	4,7	6,0	3,9	3,4	4,5
San José ...	4,8	4,7	6,4	3,3	3,0	4,0
Heredia						
Alajuela ...	5,2	4,4	5,8	4,0	3,6	4,3
Cartago						
Guanacaste..						
Puntarenas..	5,8	5,3	6,0	5,0	4,8	5,1
Limón.....						

Cuadro 15

COSTA RICA: DESCENSO DE LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD POR REGIONES, PARA CANTONES AGRUPADOS SEGUN PORCENTAJE DE POBLACION RURAL, PERIODO 1969-73

Regiones	Descenso expresado en número de hijos por año		
	Total	Menos de 70 por ciento	70 por ciento y más
<u>Costa Rica</u>	0,3	0,3	0,4
San José ...	0,4	0,4	0,6
Heredia			
Alajuela ...	0,3	0,2	0,4
Cartago			
Guanacaste .			
Puntarenas .	0,2	0,1	0,2
Limón			

Fuente: Cuadro 14.

CAPITULO IV. LA FECUNDIDAD DIFERENCIAL EN LAS ZONAS RURAL Y URBANA

Hasta aquí se ha estudiado el nivel y la evolución de la fecundidad para la población rural de Costa Rica a través de la tasa global de fecundidad. Ahora corresponde desagregar el análisis y estudiar el comportamiento diferencial de esta variable según características demográficas, culturales y socioeconómicas de la mujer, con la intención de brindar elementos útiles para la interpretación de los factores que intervienen en la determinación de los niveles y su evolución.

La información disponible permite considerar las tasas por edades y el número medio de hijos por mujer según estado civil, nivel de instrucción y condición de actividad de las madres.

1. La fecundidad en la zona rural según la edad de las madres

Para analizar la fecundidad en los sectores rurales según la edad de las madres, se utilizaron estadísticas vitales, tomando como representativos del área rural del país los nacimientos y la población por edades de cantones con más de 70 por ciento de población rural. A pesar de que los niveles pueden estar afectados por un sub-registro de los nacidos vivos, se supuso que las estructuras por edades de las tasas de fecundidad correspondientes a los años 1969 y 1973 son correctas y comparables. Es decir, se aceptó la estructura por edades de la fecundidad, tomando los niveles estimados para la zona rural presentados en el capítulo III.

Tal como se observó para el total del país (sección I del capítulo II), la fecundidad por edades de la población rural se hace cada vez más temprana, como consecuencia de una mayor reducción de las tasas de mujeres de más edad (cuadros 16 y 17 y gráfico 2). El porcentaje de reducción de las tasas específicas se hace cada vez mayor hasta los 40 años; y luego descendiendo levemente.

Cuadro 16

COSTA RICA: TASAS DE FECUNDIDAD POR GRUPOS DE EDADES, PARA EL
TOTAL DEL PAIS Y PARA LA POBLACION RURAL, 1969 Y 1973

Grupos de edades	Tasas de fecundidad					
	Total del país			Zona rural		
	1969	1973	Porcentaje de reducción	1969	1973	Porcentaje de reducción
15 - 19	0,106	0,096	9,4	0,132	0,117	11,4
20 - 24	0,251	0,202	19,5	0,302	0,247	18,2
25 - 29	0,240	0,185	23,2	0,298	0,230	22,8
30 - 34	0,196	0,140	28,4	0,253	0,185	26,9
35 - 39	0,160	0,106	34,0	0,216	0,139	35,6
40 - 44	0,072	0,048	33,4	0,099	0,068	31,3
45 - 49	0,012	0,010	21,5	0,018	0,014	22,2
TGF	5,2	3,9	-	6,6	5,0	-

Cuadro 17

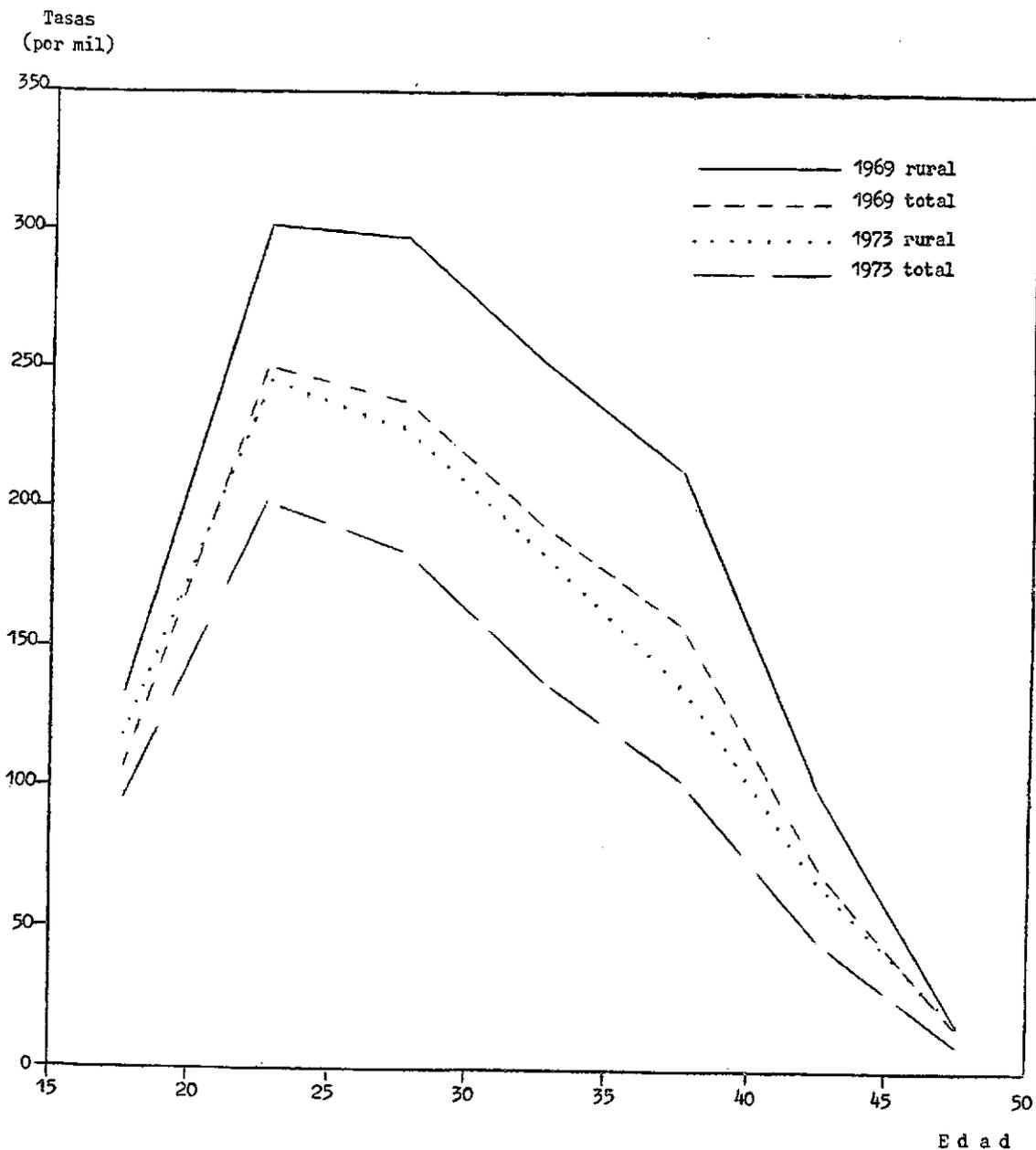
COSTA RICA: DISTRIBUCION RELATIVA DE LAS TASAS DE
FECUNDIDAD POR GRUPOS DE EDADES PARA EL TOTAL Y
PARA LA POBLACION RURAL, 1969 Y 1973

Grupos de edades	Total del país		Zona rural	
	1969	1973	1969	1973
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0
15 - 19	10,2	12,2	10,0	11,7
20 - 24	24,2	25,7	22,9	24,7
25 - 29	23,2	23,5	22,6	23,0
30 - 34	18,9	17,9	19,2	18,5
35 - 39	15,4	13,4	16,4	13,9
40 - 44	6,9	6,1	7,5	6,8
45 - 49	1,2	1,2	1,4	1,4

Fuente: Cuadro 16.

Gráfico 2

COSTA RICA: TASAS DE FECUNDIDAD POR GRUPOS DE EDADES PARA
EL TOTAL DEL PAIS Y EL AREA RURAL, 1969 Y 1973



Fuente: Cuadro 16.

Sean cuales fueren los factores que producen la brusca caída de las tasas de fecundidad, se hace evidente que las mujeres tienden cada vez más a tener sus hijos a edades tempranas, limitando los nacimientos a partir de cierta edad y por el resto de su vida reproductiva. Este hecho parece ser válido para todo el país, y en particular para la zona en estudio.

Contando con tasas de fecundidad por edad, se puede calcular los nacimientos implícitos mediante la suma de los productos de las tasas de cada grupo de edades por la población femenina del grupo. Esto conduce, para el año 1973, a 37 270 nacidos vivos en el área rural, y, según los registros, a 53 455 para el total del país. En términos de tasas brutas de natalidad, correspondería 33,5 por mil para la población rural y 28,5 por mil para el total del país.

Cabría preguntarse en qué medida la tasa bruta refleja las verdaderas diferencias de la fecundidad, pues depende directamente de la estructura por edades de la población. ¿Qué pasaría si la población rural tuviera la misma estructura por edades que la población del país? Aplicando las tasas de fecundidad por edad del área rural a la población total, se obtiene una tasa tipificada de 38,1 por mil, muy superior a la que se había estimado. Esto se debe a que la población rural es más joven que la del resto del país (véase el cuadro 18), por lo que su tasa bruta de natalidad aparece inferior a lo que se esperaría si estuviera constituida por una población menos joven. Obsérvese que el 49 por ciento de las mujeres tiene menos de 15 años (no aportando hijos y apareciendo en el denominador de la tasa), mientras que para el promedio del país las menores de esa edad totalizan el 43,5 por ciento. Por otro lado, las mujeres del área rural de 15 a 49 años de edad (mujeres que tienen hijos) son relativamente menos.

Cuadro 18

COSTA RICA: DISTRIBUCION RELATIVA DE LA POBLACION FEMENINA SEGUN GRANDES GRUPOS DE EDADES PARA LA POBLACION TOTAL Y RURAL, CENSO DE 1973

Grupos de edades	Población femenina (%)	
	Total del país	Zona rural
TOTAL	100,0	100,0
Menos de 15	43,5	49,0
15 - 49	45,8	44,7
50 y más	10,7	6,3

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos (D.G.E.C.), "Censos Nacionales ...", op.cit.

2. La fecundidad rural y urbana según el estado civil

Las tabulaciones especiales elaboradas en el programa OMUECE del CELADE ofrecen la posibilidad de analizar la paridez media por grupos de edades y estado civil de las mujeres para el total de Costa Rica, el sector rural, la ciudad capital y el resto de la población urbana (véanse los cuadros 19a y 19b).

Cuadro 19a

COSTA RICA: NUMERO MEDIO DE HIJOS SEGUN GRUPOS DE EDADES Y ESTADO CIVIL, PARA LA POBLACION FEMENINA TOTAL Y RURAL, CENSO DE 1973

Estado civil	Número medio de hijos							
	Total	Edad de las madres						
		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
<u>Total del país</u>								
Total	3,51	0,16	1,11	2,57	4,17	5,55	6,46	6,82
Solteras	0,64	0,04	0,32	0,77	1,51	2,08	2,56	2,55
Casadas	5,13	0,86	1,72	3,07	4,70	6,15	7,20	7,69
Unidas	4,78	0,95	2,35	3,98	5,68	6,87	7,23	8,04
Viudas y separadas.	6,07	0,90	1,79	2,89	4,06	5,15	6,21	6,60
<u>Zona rural</u>								
Total	4,16	0,22	1,43	3,13	4,97	6,62	7,68	8,38
Solteras	0,74	0,05	0,40	0,96	1,79	2,60	3,15	3,37
Casadas	5,85	0,90	2,02	3,59	5,47	7,26	8,39	9,24
Unidas	5,03	0,98	2,52	4,25	6,07	7,36	7,87	8,58
Viudas y separadas.	7,38	0,86	2,11	3,51	5,16	5,98	8,09	8,46

Fuente: CELADE, OMUECE 1970.

Cuadro 19b

COSTA RICA: NUMERO MEDIO DE HIJOS POR MUJER, SEGUN GRUPOS DE EDADES Y ESTADO CIVIL, PARA LA CIUDAD CAPITAL Y EL RESTO URBANO, CENSO DE 1973

Estado civil	Número medio de hijos							
	Total	Edad de las madres						
		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
<u>Ciudad capital</u>								
Total	2,54	0,09	0,67	1,76	3,06	3,93	4,66	4,62
Solteras	0,46	0,03	0,21	0,59	1,06	1,35	1,87	1,48
Casadas	3,97	0,73	1,23	2,28	3,74	4,52	5,38	5,48
Unidas	3,82	0,62	1,72	3,09	4,11	5,81	5,28	5,46
Viudas y separadas	4,59	0,89	1,65	2,48	2,90	3,89	4,56	4,60
<u>Resto urbano</u>								
Total	3,14	0,13	0,88	2,14	3,49	4,83	5,67	6,02
Solteras	0,68	0,04	0,32	0,68	1,55	2,10	2,44	2,63
Casadas	4,62	0,81	1,41	2,61	3,86	5,25	6,45	6,83
Unidas	4,42	0,95	2,10	3,45	5,20	6,08	6,42	7,70
Viudas y separadas	5,96	1,00	1,58	2,63	3,52	5,36	5,19	5,90

Fuente: CELADE, CENUECE 1970.

Aunque la información muestra resultados lógicos en cuanto a diferenciales (mayor fecundidad de las "casadas" y "unidas", luego "separadas, viudas y divorciadas" y por último, "solteras"), se plantean serias dudas en cuanto a los niveles alcanzados. Sorprende la alta fecundidad de las solteras, sobre todo en la zona rural, donde al final de la vida fértil tienen en promedio más de 3 hijos y a los 30-34 años, prácticamente tendrían más de 1 hijo. También parecen ser altos los niveles que se observan para las separadas, divorciadas y viudas, pues se acercan demasiado a los valores de casadas y unidas.

La encuesta de fecundidad rural (PECFAL) ofrece resultados más coherentes en ese sentido (véase el cuadro 20).

7 por viudas
separadas

Cuadro 20
**COSTA RICA: NUMERO MEDIO DE HIJOS SEGUN GRUPOS DE EDADES
 PARA LA POBLACION RURAL, PECFAL, 1969**

Grupos de edades	Número medio de hijos				
	Total	Solteras	Casadas	Unidas	Otras
TOTAL	3,75	0,11	5,27	4,74	4,98
15 - 19	0,24	0,02	0,87	1,09	1,31
20 - 24	1,80	0,17	2,61	2,49	2,56
25 - 29	3,64	0,35	4,17	4,04	3,33
30 - 34	5,72	0,19	6,23	6,16	5,19
35 - 39	7,12	0,36	7,51	8,02	5,97
40 - 44	7,21	0,27	8,00	6,45	7,59
45 - 49	8,05	0,89	9,00	8,00	6,86

Fuente: González, María del Rosario, Nivel y diferenciales de la fecundidad en la población femenina rural (Encuesta de Fecundidad, 1969), CELADE, (inédito).

El número medio de hijos tenidos por las mujeres solteras del área rural, según PECFAL, es del orden de 0,11, mientras que según el censo de 1973 sería 0,74. El comportamiento por edades de la información de la encuesta es un tanto irregular debido a que se trata solamente de 2 080 mujeres en total, de las cuales 614 son solteras.

En el caso de las separadas, viudas y divorciadas se observa en la encuesta PECFAL un nivel más bajo que el de las casadas y unidas en las edades superiores, aunque también parecería ser un poco alto. Tanto en el censo como en la encuesta las casadas muestran una fecundidad levemente superior a las unidas.

Las diferencias entre los resultados de las dos fuentes analizadas parece deberse a declaración del estado civil. En el cuadro 21 puede observarse que las solteras del área rural representan el 37,6 por ciento de las mujeres entre 15 y 49 años censadas en 1973, mientras que las solteras entrevistadas en PECFAL rural no alcanzan al 30 por ciento. Posiblemente la proporción de mujeres de este estado civil en el censo esté exagerada por el hecho de que algunas unidas o separadas de unión que tienen hijos se declaran solteras, lo que da para este grupo una fecundidad más alta que la real.

Cuadro 21

COSTA RICA: DISTRIBUCION POR ESTADO CIVIL DE LAS
MUJERES DE 15 A 49 AÑOS, DEL AREA RURAL, SEGUN
EL CENSO DE 1973 Y PECFAL RURAL (1969)

Estado civil	Mujeres de 15 a 49 años (%)	
	Censo de 1973	PECFAL rural 1969
TOTAL	100,0	100,0
Solteras	37,6	29,5
Casadas	47,6	50,9
Unidas	12,0	13,4
Otras	2,8	6,2

Fuentes: Dirección General de Estadística y Censos (D.G.E.C.), "Censos Nacionales ...", op.cit.
González, María del Rosario, "Nivel y diferenciales ...", op.cit.

Las diferencias de fecundidad según el estado civil pueden, quizás, contribuir a que la fecundidad rural sea más alta que la de las zonas urbanas, debido a que su estructura por estado civil muestra un porcentaje mayor de casadas y unidas (aproximadamente el 60 por ciento según el censo de 1973), mientras que San José tiene un 45 por ciento y el resto de la zona urbana un 51 por ciento. Pero esto parece perder importancia si se analiza el comportamiento de la fecundidad de la población rural frente a la población no rural dentro de cada estado civil. Las casadas y unidas de zonas rurales tienen, a los 45-49 años, alrededor de 8,5 hijos en promedio, contra 5,5 en la capital y alrededor de 7 en el resto urbano. O sea, dentro de cada estado civil se observa el hecho de que la población rural tiene una fecundidad superior, que casi duplica la observada para San José (cuadros 19a y 19b), por lo cual se puede suponer que haya otros factores que expliquen estas discrepancias.

Otro aspecto que también es necesario tener en cuenta es el que se refiere a la edad al casarse o unirse y la duración del matrimonio o de la unión. Es evidente que una mujer que se ha casado o unido más joven y se mantiene en esa condición, tendrá probablemente un mayor número de hijos. Los resultados de PECFAL rural y la encuesta de fecundidad del área metropolitana (1964) permiten ver claramente la verdad de la afirmación anterior (cuadro 22). La norma general es que el número medio de hijos por mujer desciende a medida que aumenta la edad al casarse. Cabe mencionar que en el área rural de Costa Rica la edad media al casarse está por debajo de los 20 años, lo que es una edad relativamente joven.

Cuadro 22

COSTA RICA: NUMERO MEDIO DE HIJOS NACIDOS VIVOS TENIDOS POR LAS CASADAS Y UNIDAS CON UNA SOLA UNION, SEGUN EDAD AL CASARSE O UNIRSE Y DURACION DEL MATRIMONIO O LA UNION, PECFAL RURAL (1969) Y AREA METROPOLITANA (1964)

Edad al casarse o unirse (años)	Número medio de hijos		Duración del matrimonio (años)	PECFAL rural	Area metropolitana
	PECFAL rural	Area metropolitana			
Menos de 18	...	4,80	Menos de 5	1,46°	1,58
18 - 19	5,01	4,09	5 - 9	3,77	2,99
20 - 21	5,16	3,94	10 - 14	5,89	4,26
22 - 23	4,92	3,58	15 - 19	7,48	5,17
24 - 25	4,34	3,33	20 - 24	8,27	5,35
26 - 27	5,05	2,94	25 - 29	10,24	...
28 y más	3,08	2,35	30 y más	11,38	...

Fuente: González, María del Rosario, "Nivel y diferenciales ...", *op.cit.*
 Gómez, Miguel, Informe de la encuesta de fecundidad en el área metropolitana, Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica, 1968. /

El número medio de hijos de las mujeres que han tenido una sola unión, según duración del matrimonio, refleja lo ya comentado. En este caso, el número de hijos aumenta directamente con la duración del matrimonio o la unión.

3. La fecundidad rural y urbana según el nivel de instrucción

Muchos estudiosos de los factores determinantes de los niveles de fecundidad han dado importancia relevante a la educación, como consecuencia de haber encontrado una alta asociación inversa entre estas dos variables.

El censo de 1973 también permite investigar este tópico a través del número medio de hijos nacidos vivos por mujer, clasificados según el número de años de estudio aprobados como indicador del grado de educación de la población femenina. En los cuadros 23a y 23b se resume la información que se analiza en esta sección.

Cuadro 23a

COSTA RICA: NUMERO MEDIO DE HIJOS POR MUJER SEGUN GRUPOS DE EDADES Y
NUMERO DE AÑOS DE ESTUDIO APROBADOS, PARA EL TOTAL DEL PAIS Y EL AREA RURAL,
CENSO DE 1973

Grupos de edades	Total del país				Area rural			
	Años de estudio				Años de estudio			
	Menos de 4	4 a 6	7 a 9	10 y más	Menos de 4	4 a 6	7 a 9	10 y más
TOTAL	4,87	2,40	1,07	1,09	5,15	2,35	0,91	1,03
15 - 19	0,35	0,20	0,06	0,03	0,40	0,20	0,08	0,03
20 - 24	1,83	1,18	0,72	0,34	1,99	1,30	0,79	0,41
25 - 29	3,55	2,53	1,84	1,20	3,80	2,80	1,92	1,24
30 - 34	5,34	3,86	3,10	2,08	5,66	4,33	3,51	2,09
35 - 39	6,78	4,95	3,63	2,87	7,24	5,76	4,61	3,07
40 - 44	7,50	5,90	4,41	3,56	8,12	6,99	5,00	4,90
45 - 49	8,15	5,81	4,47	3,33	8,76	7,54	4,92	3,89

Fuente: CELADE, OMUECE 1970.

Cuadro 23b

COSTA RICA: NUMERO MEDIO DE HIJOS POR MUJER SEGUN GRUPOS DE EDADES Y
NUMERO DE AÑOS DE ESTUDIO APROBADOS, PARA LA CAPITAL Y EL RESTO URBANO,
CENSO DE 1973

Grupos de edades	Capital				Resto urbano			
	Años de estudio				Años de estudio			
	Menos de 4	4 a 6	7 a 9	10 y más	Menos de 4	4 a 6	7 a 9	10 y más
TOTAL	3,62	2,31	1,13	1,11	4,52	2,64	1,12	1,10
15 - 19	0,15	0,15	0,05	0,03	0,28	0,22	0,06	0,03
20 - 24	0,98	0,94	0,59	0,33	1,62	1,07	0,82	0,31
25 - 29	2,24	2,02	1,78	1,21	3,17	2,38	1,87	1,15
30 - 34	4,18	3,29	2,82	1,96	4,56	3,52	3,21	2,22
35 - 39	5,01	4,01	3,31	2,74	6,19	4,61	3,60	3,04
40 - 44	5,60	4,77	4,00	3,15	6,50	5,62	4,82	3,76
45 - 49	6,01	4,43	3,74	3,20	7,32	5,62	5,37	3,38

Fuente: CELADE, OMUECE 1970.

La tendencia observada en el área rural, y también en las demás, muestra que a mayor número de años de estudio corresponde una fecundidad más baja. Este fenómeno es válido para las mujeres de todos los grupos de edades. La fecundidad (medida a través del número medio de hijos a los 45-49 años) de las mujeres con menos de 4 años de instrucción, alcanza a más del doble de la que corresponde a mujeres con 10 y más años de estudio. En la zona rural, mientras que el número medio de hijos al final de la vida reproductiva de las mujeres con menos de 4 años de estudio es 8,8 las más instruidas sólo tendrían 3,9 hijos.

Si se consideran los grupos de edades jóvenes (hasta 30 años), esa diferencia se agranda, siendo el número de hijos de las mujeres con menor nivel de instrucción del área rural, casi 5 veces mayor que el de las mujeres con más de 10 años de estudio. A los 25-29 años una mujer con 0 a 3 años de estudio ya tendría 3,8 hijos; con 4 a 6 años de estudio, 2,8; con 7 a 9 años aprobados, 1,9; y con más de 10 años de instrucción, 1,2 hijos en promedio.

Esta mayor diferencia en las edades jóvenes puede explicarse, entre otras, por las siguientes razones: a) debido a que esas mujeres representan la fecundidad más reciente, podría pensarse que el descenso observado en la fecundidad ha afectado fundamentalmente a mujeres con mayor nivel de educación, ampliando la brecha ya existente; b) otra razón podría ser la distinta estructura por estado civil y, también, por la edad al casarse. Según datos de la encuesta PECFAL rural, el porcentaje de casadas y unidas es bastante mayor entre las mujeres sin instrucción (78 por ciento), que entre las mujeres con estudios superiores (44 por ciento). A esto se agrega el hecho de que las mujeres que continúan sus estudios hasta mayor edad, probablemente se casan a edades más avanzadas, con lo que disminuiría la posibilidad de tener hijos a edades tempranas.

La importancia del diferencial que muestra el nivel de instrucción aumenta si se toma en cuenta la situación desfavorable de la zona rural en cuanto a la educación de su población. En el cuadro 24 puede comprobarse que casi el 90 por ciento de las mujeres que han suministrado información en la zona rural, tiene menos de 6 años de estudio y casi el 45 por ciento, menos de 4; en cambio, en las zonas urbanas, entre el 55 y el 60 por ciento tienen menos de 6 años de instrucción, y entre el 15 y el 20 por ciento, de 0 a 3 años de estudio.

Si se compara el comportamiento de la fecundidad dentro del área rural con las zonas restantes, para un mismo nivel de instrucción, se observan siempre niveles mayores para la primera. En el caso de mujeres con alto nivel de instrucción, la diferencia es muy pequeña, pero va aumentando a medida que se consideran sectores con menor educación. Esto pone de manifiesto que aunque el nivel educativo probablemente explique en un alto porcentaje la variabilidad de la fecundidad, siguen existiendo otros factores que también cumplen un papel destacado.

Cuadro 24

COSTA RICA: DISTRIBUCION RELATIVA DE LA POBLACION FEMENINA QUE PROPORCIONO INFORMACION SOBRE HIJOS TENIDOS, SEGUN NUMERO DE AÑOS DE ESTUDIO APROBADOS, CENSO DE 1973

Número de años de estudio	Población femenina (%)			
	Total	Zona rural	Capital	Resto urbano
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0
Menos de 4	31,6	44,1	15,7	20,4
4 a 6	42,6	44,8	39,9	40,6
7 a 9	12,7	6,6	19,4	19,1
10 y más	13,1	4,5	25,1	19,9

Fuente: CELADE, OMUECE 1970.

4. La fecundidad rural y urbana según condición de actividad

Es indudable que existe una asociación importante entre el número de hijos y la participación de la mujer en la actividad económica. Es siempre más alto el nivel de la fecundidad de las mujeres que no trabajan (cuadro 25).

Se sabe, además, que la población económicamente activa femenina en la zona rural (12,6 por ciento) es menor que en la capital (32,9 por ciento) y que en el resto urbano (25,1 por ciento), lo que favorece una fecundidad más alta en el sector en estudio.

Las diferencias de fecundidad son relativamente superiores en las edades más jóvenes, alcanzando la fecundidad de las mujeres no activas de la zona rural a más del doble de la correspondiente a las activas, mientras que a los 45-49 años esa diferencia es sólo de 1,5. Esto puede deberse a un mayor descenso de la fecundidad de las mujeres activas, pero también puede estar influyendo la estructura por estado civil de las mujeres jóvenes.

Cuadro 25

COSTA RICA: NUMERO MEDIO DE HIJOS POR MUJER SEGUN GRUPOS DE EDADES
Y CONDICION DE ACTIVIDAD POR REGIONES, CENSO DE 1973

Grupos de edades	Número medio de hijos por mujer							
	Total del país		Zona rural		Capital		Resto urbano	
	Acti-vas	No activas	Acti-vas	No activas	Acti-vas	No activas	Acti-vas	No activas
TOTAL	1,62	3,99	1,79	4,50	1,41	3,08	1,76	3,59
15 - 19	0,09	0,19	0,10	0,24	0,07	0,10	0,09	0,14
20 - 24	0,43	1,39	0,53	1,64	0,35	0,93	0,43	1,14
25 - 29	1,24	3,04	1,54	3,37	1,12	2,30	1,16	2,68
30 - 34	2,47	4,72	3,03	5,26	2,12	3,73	2,42	4,02
35 - 39	3,44	6,14	4,24	6,94	2,82	4,55	3,53	5,39
40 - 44	3,83	7,05	5,37	7,89	3,09	5,42	3,73	6,35
45 - 49	4,12	7,35	5,57	8,62	3,03	5,19	4,47	6,47

Fuente: CELADE, OHUECE 1970.

Según la encuesta de fecundidad rural, un 40 por ciento de las mujeres que trabajan son solteras, mientras que las que no trabajan están integradas por un 27 por ciento de solteras (cuadro 26). Antes de los 30 años, la proporción de solteras entre las que trabajan aumenta a 58,6 por ciento. Dado que las solteras tienen una fecundidad baja, probablemente las diferencias entre mujeres activas y no activas serían menores a igual estructura de estado civil.

Cuadro 26

**COSTA RICA: ESTRUCTURA POR ESTADO CIVIL DE LAS MUJERES
QUE "TRABAJAN" Y "NO TRABAJAN" EN EL AREA RURAL,
PECFAL RURAL, 1969**

Estado civil	Número de mujeres (%)			
	Total		De 15 a 29 años	
	Trabajan	No trabajan	Trabajan	No trabajan
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0
Solteras	39,9	26,9	58,6	42,4
Casadas	34,3	55,0	21,8	42,7
Unidas	11,2	14,0	9,2	12,8
Otras	14,6	4,1	10,4	2,1

Las casadas y convivientes que trabajan tienen, en promedio, 5 hijos, mientras que las que no trabajan apenas superan esta cifra (5,3 hijos). Parece, entonces, que parte de las diferencias de fecundidad entre las mujeres activas y no activas se debe a la influencia de este factor sobre el estado civil.

Como ha ocurrido para los otros factores analizados, dentro de cada categoría (activas y no activas) es siempre mayor el número de hijos de las mujeres del área rural.

Cabe agregar que los factores socioeconómicos, como el que se está considerando, no están desligados de otros, sino que actúan en forma interrelacionada. Por ejemplo, se puede observar que a medida que aumentan los años de estudio de las mujeres, también aumenta su participación en la actividad económica (cuadro 27), encontrándose en ambos casos una asociación inversa con los niveles de fecundidad.

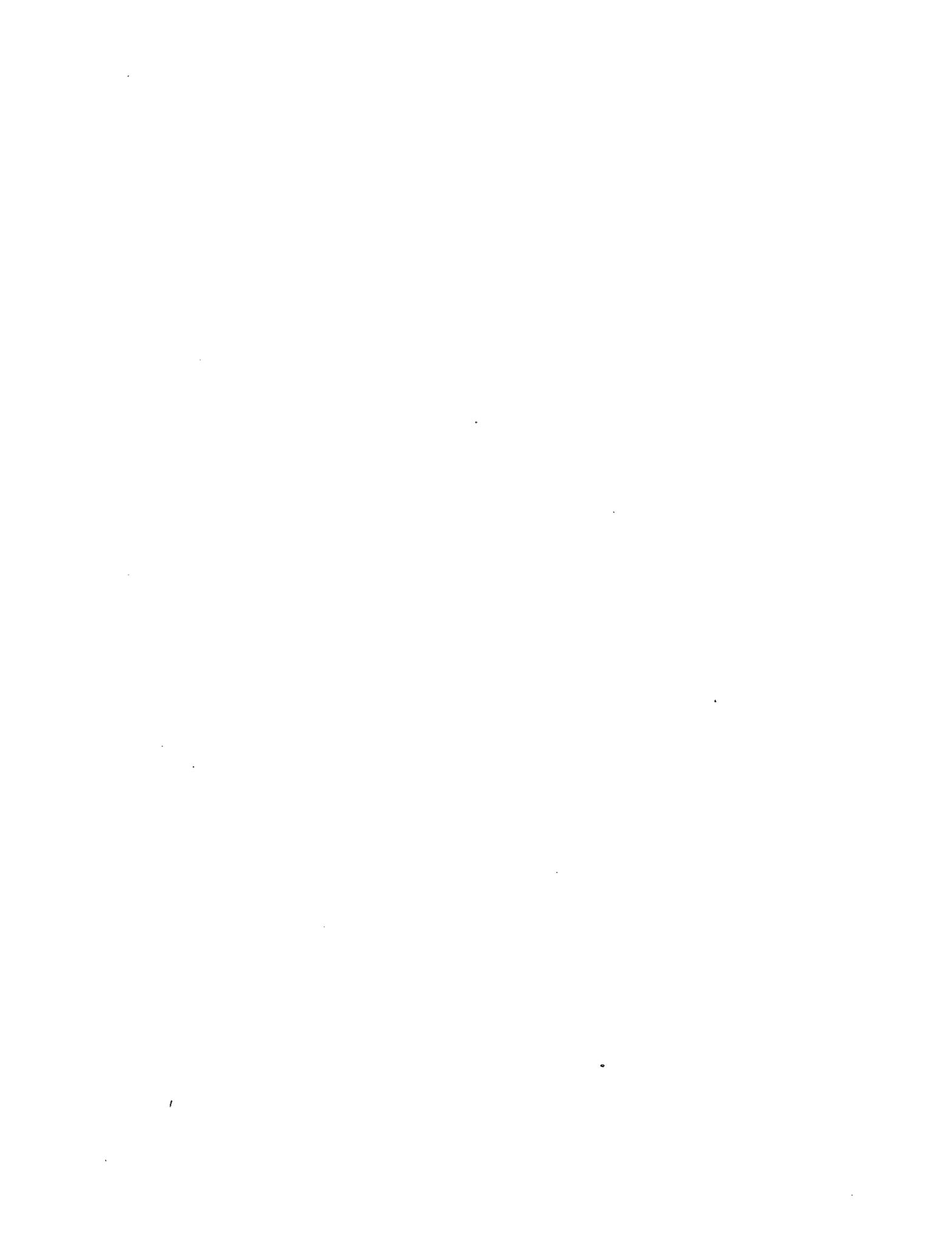
Cuadro 27

COSTA RICA: TASAS DE PARTICIPACION EN LA ACTIVIDAD
ECONOMICA DE MUJERES DE 20 AÑOS Y MAS, SEGUN AÑOS
DE ESTUDIO APROBADOS, ZONA RURAL, CENSO DE 1973

Años de estudio	Tasa de participación (%)
TOTAL	11,4
0	4,4
1 a 3	7,1
4 a 6	13,9
7 a 9	24,8
10 y más	57,0

Fuente: CELADE, CENEC 1970.

*
* *



CONCLUSIONES

En Costa Rica, como era de esperar, el nivel de la fecundidad en el área rural, en el período 1963-1973, es superior al del área urbana, aunque los niveles y las diferencias varían según las regiones del país. De acuerdo con el nivel de la fecundidad, Costa Rica puede dividirse en tres regiones; a) la zona de la costa (Guanacaste, Puntarenas y Limón), con una tasa global de fecundidad superior a 6 hijos por mujer, y para el área rural, por encima de 7; b) las provincias de Alajuela y Cartago, con un nivel intermedio, con una tasa global de fecundidad entre 5 y 6 hijos por mujer, y para el área en estudio, alrededor de 7; c) la región de más baja fecundidad estaría formada por San José y Heredia, que presentan una tasa global de fecundidad aproximadamente igual a 4,5 para la población total, y entre 5 y 6 para la rural.

La evolución de la variable considerada durante el período 1963-1973, se ha caracterizado por un brusco descenso en sus niveles, pasando de ser Costa Rica uno de los países de más alta fecundidad en la región, a uno de los de nivel moderado. Este proceso de descenso parece haber afectado en un principio a las zonas urbanas, fundamentalmente de las regiones interiores del país, para luego extenderse a las zonas rurales y regiones costeras, que son las que actualmente aportarían más a esa baja de la fecundidad.

El análisis de la fecundidad por edad de las mujeres muestra que para el área rural, al igual que para el total del país, se ha pasado de una fecundidad temprana (con el máximo a los 20-24 años de edad) a una estructura de tipo tardío (con la tasa máxima a los 25-29 años de edad). Esto está vinculado a la forma en que descendió la fecundidad, dado que se redujeron más las tasas de mujeres de más edad, principalmente después de los 30 años. Las mujeres tienden a tener sus hijos a edades tempranas y a limitar los nacimientos a edades mayores.

De acuerdo con la información disponible, el factor que mejor explica las diferencias de fecundidad entre las áreas rural y urbana es el nivel de instrucción de las mujeres, medido por el número de años de estudio aprobados.

En realidad, los tres factores analizados en este documento conducen a que la población rural tenga una fecundidad superior; el nivel de instrucción, como se ha visto, produce este efecto debido a que casi el 90 por ciento de la población femenina rural tiene menos de 6 años de estudio y una alta fecundidad; en cambio, en las zonas urbanas, este grupo no alcanza al 60 por ciento. En el caso del estado civil sucede algo similar: las casadas y unidas, que tienen la más alta fecundidad, representan aproximadamente el 60 por ciento en la población de 15 a 49 años del área rural, y entre 45 y 50 por ciento en la zona urbana, según el censo de 1973. La población económicamente activa femenina (de menor fecundidad que las mujeres no económicamente activas) alcanza en el área rural solamente al 12,6 por ciento, mientras que en el área urbana fluctúa entre el 25 y el 30 por ciento, conduciendo esto también a una más alta fecundidad rural.

Es difícil decir qué variable contribuye en forma más acentuada a una fecundidad más alta en el área rural, y cuáles son los determinantes de su evolución, pues las variables antes mencionadas (años de estudio, estado civil y condición de actividad) actúan en forma estrechamente relacionada. Parecería que la educación desempeña un papel fundamental, pero quizás detrás de esto existen factores económicos, culturales, sociales e institucionales que determinan estas circunstancias. Este trabajo simplemente sienta las bases para estudios más detallados sobre los factores determinantes de la evolución y de los niveles de la fecundidad rural de Costa Rica.

*
* *

A P E N D I C E I

DEFINICIONES DE MEDIDAS DE LA FECUNDIDAD

Las definiciones que se reproducen a continuación se tomaron del documento de Zulma Camisa "Introducción al estudio de la fecundidad" ^{7/}.

1. Tasa bruta de natalidad

"Representa la frecuencia con que ocurren los nacimientos en una población y se calcula dividiendo el número de nacimientos vivos ocurridos en un área en un período determinado, por lo general un año, por la población estimada a la mitad del período para esa misma área".

2. Tasa de fecundidad general

"Representa la relación entre los nacimientos vivos y las mujeres en edad fértil y se calcula dividiendo el número de nacimientos ocurridos en un área en un período determinado, por lo general un año, por la población de mujeres en edad fértil estimada a la mitad del período correspondiente a esa misma área".

En el presente estudio se consideró mujeres en edad fértil a las mujeres de 15 a 49 años de edad.

3. Tasas de fecundidad por edad

"Para calcularlas se requiere conocer para el área y el año en estudio, los nacimientos vivos clasificados según la edad de la madre y la población femenina en edad fértil clasificada por edad. Cada tasa es el cociente entre los nacimientos de madres de una determinada edad y las mujeres de esa misma edad".

4. Tasa global de fecundidad

"Se obtiene por suma de las tasas de fecundidad por edad. Si éstas corresponden a grupos quinquenales de edades la suma deberá multiplicarse por 5".

^{7/} Camisa, Z., Introducción al estudio de la fecundidad, CELADE, Serie B, No. 1007, San José, Costa Rica, abril de 1975.

"La tasa global de fecundidad se interpreta como el número de hijos que en promedio tendría cada mujer de una cohorte hipotética de mujeres que cumplieran las dos condiciones siguientes:

- a) Durante el período fértil tuvieran sus hijos de acuerdo a las tasas de fecundidad por edad de la población en estudio.
- b) No estuvieran expuestas a riesgos de mortalidad desde el nacimiento hasta el término del período fértil".

5. Tasa bruta de reproducción

"Se refiere a los nacimientos femeninos únicamente, por lo tanto las tasas de fecundidad para su cálculo deberían corresponder a esos nacimientos. Pero es posible -y este es el procedimiento que habitualmente se sigue- derivar la tasa bruta de reproducción (R^1) de la tasa global, para lo cual es suficiente multiplicar la tasa global por la proporción que representan los nacimientos femeninos respecto del total de los nacimientos. Cuando no se dispone de esta proporción para la población de referencia o existen dudas sobre una probable omisión diferencial por sexo en el registro de los nacimientos, se usa el factor 0,4878 que corresponde a 100 nacimientos femeninos por cada 105 nacimientos masculinos".

"La tasa bruta de reproducción se interpreta como el número de hijas que en promedio tendría cada mujer de una cohorte hipotética de mujeres". Para esta interpretación deben cumplirse las condiciones a) y b) mencionadas para la tasa global de fecundidad.

6. Relación niños-mujeres

"Si bien en el sentido estricto este índice no puede ser considerado como una medida del nivel de la fecundidad, se le trata aquí por el hecho de ser un indicador que utilizando únicamente datos provenientes de las tabulaciones tradicionales de los censos de población, permite hacer comparaciones, aunque muy burdas, entre los niveles de fecundidad de poblaciones diferentes". "La relación niños-mujeres se calcula dividiendo la población de ambos sexos menor de 5 años de edad por la población femenina en edad fértil".

En este estudio se tomaron las mujeres de 15 a 49 años de edad.

7. Número medio de hijos por mujer (paridez media)

"Los datos básicos para el cálculo de esta medida pueden obtenerse de un censo de población o de una encuesta por muestreo, preguntando a todas las mujeres a partir de una cierta edad, el número de hijos nacidos vivos tenidos, fecundidad acumulada que se suele llamar fecundidad retrospectiva. El cociente entre el total de hijos de mujeres de una determinada edad en el momento del censo (o de la encuesta) y el total de mujeres de la misma edad, da el número medio de hijos por mujer para la edad considerada".

*
* *

A P E N D I C E II

CALCULO DE LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD A BASE
DE LA PARIDEZ MEDIA DE MUJERES JOVENES

1. Planteamiento del problema

En varios censos de la América Latina, y en particular en el de Costa Rica de 1973, se ha incluido una pregunta sobre el número de hijos nacidos vivos de las mujeres mayores de cierta edad. Con esta información se elabora una tabulación que incluye a las mujeres según su edad y el número de hijos nacidos vivos tenidos por ellas (cuadro 28). Dicha tabulación permite calcular el número medio de hijos por mujer, según la edad de la madre (última columna del cuadro).

Cuadro 28

COSTA RICA: CALCULO DEL NUMERO MEDIO DE HIJOS POR MUJER POR GRUPOS DE EDADES, PARA EL TOTAL DEL PAIS Y LA ZONA RURAL, CENSO DE 1973

Grupos de edades	Total del país			Zona rural		
	Mujeres que declararon hijos tenidos	Hijos tenidos	Número medio de hijos por mujer	Mujeres que declararon hijos tenidos	Hijos tenidos	Número medio de hijos por mujer
15 - 19	111 317	17 901	0,16	59 128	12 507	0,21
20 - 24	84 765	93 097	1,10	43 601	61 840	1,42
25 - 29	63 066	159 466	2,53	33 168	103 852	3,13
30 - 34	50 400	207 823	4,12	27 121	135 019	4,98
35 - 39	46 498	255 968	5,50	24 905	165 259	6,64
40 - 44	39 577	253 195	6,40	20 777	160 706	7,73
45 - 49	31 692	211 484	6,67	16 140	131 602	8,15

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos (D.G.E.C.), "Censos Nacionales ...", op.cit.

Los análisis de esta información indican que resultan más confiables los datos obtenidos de mujeres jóvenes (fundamentalmente de los grupos 20-24 y 25-29 años de edad). Hay quienes consideran que las madres de edad

avanzada suelen omitir hijos que han muerto después del nacimiento. Aunque no estamos en condiciones de determinar con exactitud las causas de esas omisiones, es un hecho conocido que la información sobre fecundidad proporcionada por mujeres jóvenes es más confiable.

Otro aspecto de importancia se refiere al hecho de que, de no haberse mantenido constante la fecundidad en los últimos 35 años, las mujeres jóvenes tienen la ventaja de que reflejan la fecundidad de años más recientes.

Con el fin de aprovechar estas características de la información mencionada, varios autores han tratado de derivar la tasa global de fecundidad (número medio de hijos por mujer a los 50 años si la fecundidad fuera constante) a partir del número medio de hijos tenidos por las mujeres jóvenes.

Entre otras, se pueden mencionar las fórmulas propuestas por A. Coale en el Manual IV de las Naciones Unidas^{8/}, y otras del mismo tipo que desarrolló W. Brass.

Considérese P_i como la paridez media para el intervalo de edad i de las madres, siendo $i=1$ para 15-19; $i=2$ para 20-24; $i=3$ para 25-29, hasta $i=7$ para el grupo 45-49.

Coale propuso la siguiente fórmula:

$$TGF = \frac{P_3^2}{P_2}$$

Brass, que vincula todas estas fórmulas con ajustes basados en la función de Gompertz, propone a su vez otras dos fórmulas:

$$TGF = P_1 \left(\frac{P_3}{P_2} \right)^4$$

$$TGF = P_2 \left(\frac{P_4}{P_3} \right)^4$$

^{8/} Naciones Unidas, Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos, Manual IV, ST/SOA/42, Nueva York, 1968.

Estas relaciones suponen, entre otras cosas, que la fecundidad se ha mantenido constante en los últimos 15 o 20 años, y además dan un peso importante a las P_i que corresponden a 25-29 o 30-34 en el último caso.

Si la fecundidad ha venido cambiando, el cociente P_3/P_2 y P_4/P_3 será exagerado, pues el numerador pertenece a un pasado más remoto. Esto se agrava al elevar estos P_i al cuadrado, o a la cuarta potencia, según el caso. Además, si P_3 y P_2 o P_4 y P_3 están afectados por errores en sentido contrario, al elevar a la cuarta potencia se exagerarían aún más.

Debido a lo anterior, para el caso particular de Costa Rica, donde se cuenta con la información de hijos nacidos vivos por edad de la madre a nivel provincial (urbano y rural), se propone la utilización de un modelo empírico que se describe a continuación.

2. Desarrollo del modelo

La información básica que se utilizó, fueron las tasas de fecundidad por grupos quinquenales de edades del total del país y de las 7 provincias, para los años 1968 a 1973 (48 casos en total). Estas tasas quinquenales fueron abiertas en tasas por edad simple mediante una interpolación, usando el método propuesto por G. Macció ^{9/}, para el cual se cuenta con un programa de computación en el CELADE (San José).

Con las tasas de fecundidad por edades individuales se construye la paridez media esperada para cada intervalo quinquenal de edad i :

$$P_i = \frac{\int_{x-5}^x F(x) dx}{5}$$

siendo
$$F(x) = \int_0^x f(x) dx$$

y a su vez, $f(x)$ la tasa de fecundidad a la edad x .

Se consideró como un indicador representativo de la fecundidad reciente el promedio del número de hijos por mujer de los grupos de edades 20 - 24 y 25-29:

$$I = \frac{P_2 + P_3}{2}$$

^{9/} Macció, G., Ajuste e interpolación de tasas de fecundidad por edad, CELADE, Serie AS, No. 6, San José, Costa Rica, 1970.

Como lo que interesa es conocer la tasa global de fecundidad, se propone multiplicar el indicador anterior por un factor K determinado:

$$TGF = I \cdot K$$

de donde
$$K = \frac{TGF}{I}$$

El problema se resume, entonces, a calcular el valor de K en un caso particular. El valor de ese multiplicador está ligado a la forma concreta que tenga la curva de fecundidad. Empíricamente se comprueba que cuanto más temprana es la fecundidad menor es el valor de K.

Se decidió considerar como indicador de la forma de la fecundidad $\frac{F(25)}{F(30)}$, que se calculó para las 48 observaciones mencionadas. Con ello se construyó el gráfico 3, que incluye en la ordenada K, y en la abscisa $\frac{F(25)}{F(30)}$. La nube de puntos obtenida indica que el parámetro elegido puede ser un buen indicador del valor de K, por lo que se ajustó una curva de 2° grado, obteniéndose la siguiente relación:

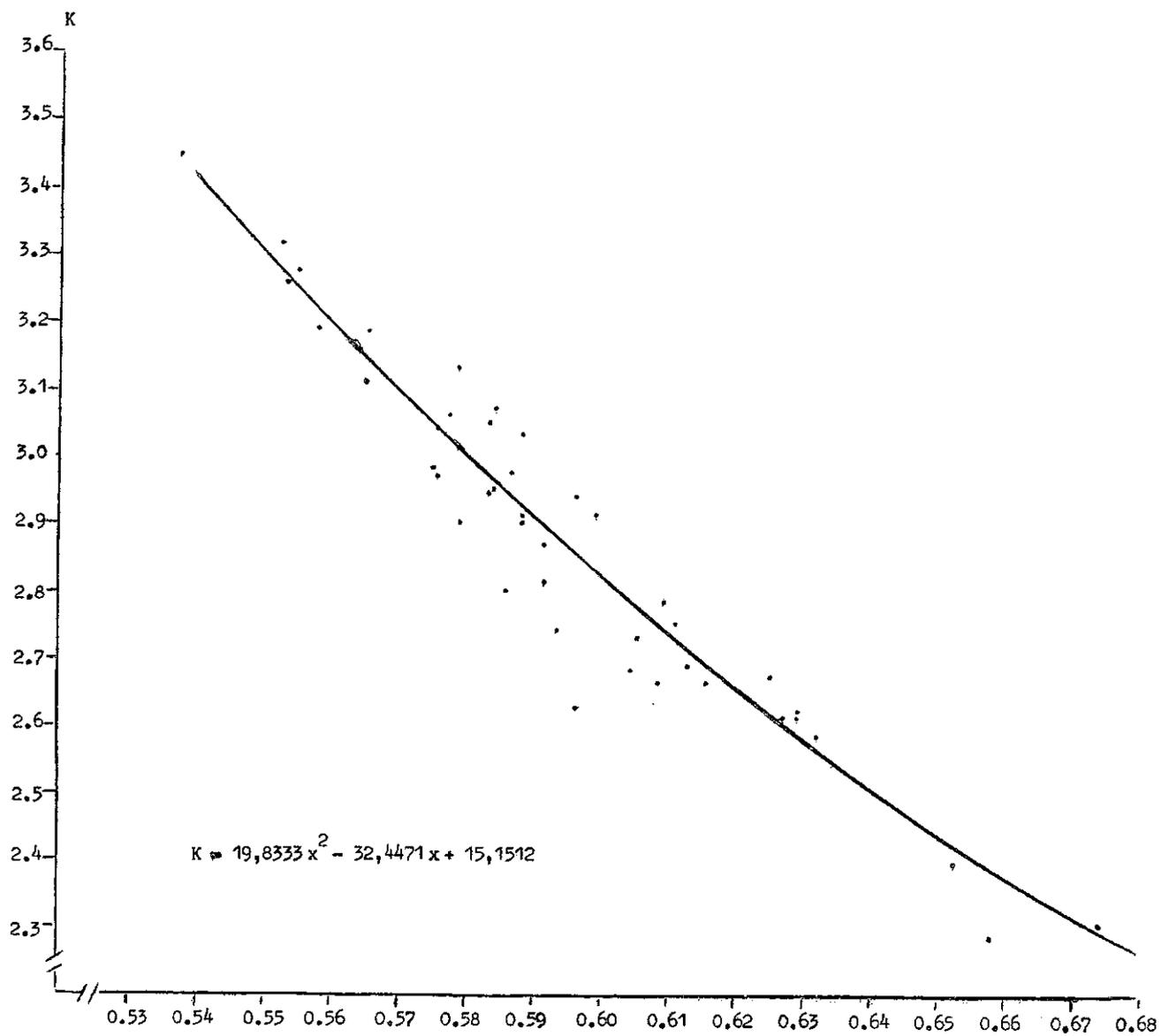
$$K = 19,8333 \left[\frac{F(25)}{F(30)} \right]^2 - 32,4471 \frac{F(25)}{F(30)} + 15,1512$$

3. Aplicación del modelo

En primer lugar se aplicó a la misma información de Costa Rica para el total y por provincias, aprovechando la circunstancia de que se contaba, para esos casos, en forma inmediata con $\frac{F(25)}{F(30)}$. Luego de calculado K, se le aplicó a I, derivado de la información del censo de 1973, y así se obtuvieron las estimaciones de la tasa global de fecundidad (cuadro 29).

Los valores de $\frac{F(25)}{F(30)}$ se obtuvieron a partir del promedio de las tasas específicas de fecundidad de los años 1968 y 1969.

Gráfico 3
DIAGRAMA DE DISPERSION Y CURVA DE AJUSTE
PARA ESTIMAR EL MULTIPLICADOR K



$$X = \frac{F(25)}{F(30)}$$

Cuadro 29

COSTA RICA: ESTIMACION DE LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD A PARTIR DE
INFORMACION CENSAL DE HIJOS NACIDOS VIVOS, TOTAL Y PROVINCIAS,
CENSO DE 1973

A r e a	$l = \frac{P_2 + P_3}{2}$	$\frac{F(25)}{F(30)}$	K	TGF	T G F ^{a/}		
					1968	1969	1970
Costa Rica	1,81	0,582	2,9	5,2	5,5	5,2	4,9
San José	1,48	0,590	2,9	4,3	5,0	4,9	4,6
Alajuela	1,80	0,565	3,1	5,6	5,6	5,2	4,7
Cartago	1,89	0,566	3,1	5,9	5,6	5,1	4,9
Heredia	1,46	0,551	3,3	4,6	4,9	4,6	4,7
Guanacaste	2,34	0,589	2,9	6,5	6,1	5,5	4,9
Puntarenas	2,54	0,628	2,7	6,6	6,5	5,8	5,6
Limón	2,55	0,636	2,5	6,1	6,4	6,4	6,3

^{a/} Según estadísticas vitales.

En las últimas columnas se tiene la tasa global de fecundidad para los años 1968, 1969 y 1970, lo que permite realizar cierta evaluación de los resultados. La información censal $\frac{P_2 + P_3}{2}$ es representativa de la experiencia de las mujeres de aproximadamente 25 años de edad, las que han tenido sus hijos en los últimos 10 años anteriores a 1973, pero no en forma simétrica, sino con una mayor concentración hacia los años más recientes.

A nivel nacional se observa una gran coherencia en los resultados; lo mismo a nivel de cada provincia, aunque no debe esperarse que los datos tengan errores uniformes a lo largo del país. Pueden mencionarse algunos casos especiales, como el de San José; aquí parecería existir un sobre-registro de nacimientos, lo que es probable pues comúnmente las madres de las áreas vecinas se trasladan a las metrópolis a tener los hijos y al momento de inscribirlos dan una dirección del mismo lugar. Guanacaste, y en parte Cartago y Puntarenas, en donde las diferencias entre la estimación de las estadísticas vitales y el censo son un poco mayores, estarían afectadas por cierto sub-registro de nacimientos, lo que podría reafirmar esta hipótesis.

Para estos casos se cuenta fácilmente con el parámetro de entrada al modelo. En otros casos, en que no se cuenta con estadísticas vitales, a veces el propio censo incluye la pregunta "hijos nacidos en el último año", que puede servir para el cálculo de $\frac{F(25)}{F(30)}$.

Para la estimación de la tasa global de fecundidad de las áreas rurales y urbanas, se usó un procedimiento especial. En estos casos no se contaba con $\frac{F(25)}{F(30)}$, pues las estadísticas vitales no se tabulan por urbano-rural y no se incluyó en el censo la pregunta sobre hijos nacidos en el último año. Para obtener una estimación de ese parámetro, dentro de cada provincia se agruparon los cantones con más de 70 por ciento de población rural por un lado, y con menos de 70 por ciento por el otro, calculándose las tasas específicas de fecundidad correspondientes, que representaron a zonas rurales y urbanas, respectivamente. De este modo se estuvo en condiciones de aplicar el modelo a los $I = \frac{P_2 + P_3}{2}$ de estas áreas, conduciendo a las tasas globales de fecundidad (TGF^I) del cuadro 30.

*
* *

Cuadro 30

COSTA RICA: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD ESTIMADAS PARA EL TOTAL DEL PAIS Y PARA CADA PROVINCIA, SEGUN AREAS URBANA Y RURAL, A PARTIR DE INFORMACION SOBRE HIJOS NACIDOS VIVOS DEL CENSO DE 1973

Provincia y área	$I = \frac{P_2 + P_3}{2}$	$\frac{F(25)}{F(30)}$	K	TGF'
<u>Costa Rica</u>				
Total	1,8135	0,597	2,85	5,2
Urbano	1,3097	0,633	2,56	3,4
Rural	2,2747	0,592	2,89	6,6
<u>San José</u>				
Total	1,4768	0,592	2,89	4,3
Urbano	1,2080	0,604	2,79	3,4
Rural	2,0597	0,579	3,01	6,2
<u>Alajuela</u>				
Total	1,7968	0,567	3,13	5,6
Urbano	1,2624	0,588	2,93	3,7
Rural	2,0192	0,560	3,20	6,5
<u>Cartago</u>				
Total	1,8899	0,568	3,12	5,9
Urbano	1,3725	0,567	3,13	4,3
Rural	2,2481	0,584	2,97	6,7
<u>Heredia</u>				
Total	1,4631	0,563	3,17	4,6
Urbano	1,1007	0,571	3,09	3,4
Rural	1,7324	0,568	3,12	5,4
<u>Guanacaste</u>				
Total	2,3378	0,603	2,80	6,5
Urbano	1,6466	0,648	2,45	4,0
Rural	2,6196	0,590	2,91	7,6
<u>Puntarenas</u>				
Total	2,5388	0,626	2,61	6,6
Urbano	1,7399	0,589	2,92	5,1
Rural	2,8012	0,647	2,46	6,9
<u>Limón</u>				
Total	2,5504	0,656	2,40	6,1
Urbano	2,0330	0,667	2,33	4,7
Rural	2,8983	0,644	2,48	7,2
<u>Nota:</u> esta estimación puede hacerse para PECFAL rural, 1969:	2,7	0,5785	3,0	8,2

SEGUNDA PARTE



LA MORTALIDAD



CAPITULO V. LA MORTALIDAD EN EL PAIS

1. Niveles y tendencias de la mortalidad general en Costa Rica

Costa Rica es un país de baja mortalidad en relación a los países de la región. Junto a Argentina, Uruguay y Cuba, es uno de los países mejor situados en la América Latina, con esperanzas de vida al nacer superiores a los 68 años, para el período 1970-75.

Debido a la estructura por edades de su población, la tasa bruta de mortalidad del país es la más baja de la América Latina, y una de las más bajas del mundo (5,76 por mil). Esto ocurre, por un lado, porque se trata de una población muy joven (con poco peso en edades avanzadas de mayor mortalidad) y por otro, porque, debido al descenso de la fecundidad en los años recientes, ha perdido importancia relativa la población menor de 5 años, que también tiene mortalidad más alta. En otras palabras, hay una gran concentración de personas en edades adultas jóvenes, donde la mortalidad es muy baja.

En el cuadro 31 se puede apreciar la evolución de la tasa bruta de mortalidad y la esperanza de vida al nacer desde 1950-1955 a 1970-1975.

La tasa bruta de mortalidad en el período considerado desciende de 12,35 por mil a 5,76 por mil, o sea, a menos de la mitad. Esto traduce un descenso en valores absolutos de las defunciones, que de 58 mil en el período 1950-55 alcanzan sólo a 53 mil en 1970-1975, mientras que de haberse mantenido la mortalidad del comienzo del período, se tendría más del doble de muertes. Si se observa el porcentaje de descenso de las tasas (columna 3), parecería que a medida que transcurre el tiempo desciende con más intensidad la mortalidad, por lo menos hasta 1970. Cabe preguntarse si no se debería esto a efectos de los cambios en la estructura por edades de la población del país. Esto se puede aclarar analizando la evolución de la esperanza de vida al nacer, que no está afectada por la distribución por edades de la población.

Cuadro 31
COSTA RICA: TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD Y ESPERANZA
DE VIDA AL NACER, 1950 A 1975

Período	Tasa bruta de mortalidad (por mil)	Porcentaje de descenso	Esperanza de vida al nacer	Ganancia en años, por año
1950-1955	12,35		57,26	
1955-1960	10,75	13,0	60,15	0,58
1960-1965	9,07	15,6	63,02	0,57
1965-1970	7,19	20,7	65,64	0,52
1970-1975	5,76	19,9	68,08	0,49

Fuente: Ortega, A., "Costa Rica: Evaluación ...", op.cit.

La ganancia en años de vida por año (última columna del cuadro 31) pone de manifiesto que a medida que la mortalidad desciende se hace más difícil obtener ganancias en la esperanza de vida. Esto es un resultado esperado, de acuerdo con la experiencia observada. Luego que se combaten más o menos fácilmente las causas de muerte menos resistentes a los avances de la medicina y a las medidas de saneamiento ambiental, restan aquellas más duras de reducir. Por ejemplo, en 1963 la causa de muerte más frecuente era gastroenteritis y colitis (15 por ciento), y las enfermedades del aparato circulatorio ocupaban el cuarto lugar, constituyendo el 11,7 por ciento de las defunciones. En 1973 las enfermedades del aparato circulatorio (más difíciles de combatir) pasan a ser las más importantes, representando un 16,9 por ciento, seguida de los tumores, con 12,6 por ciento, y en tercer lugar, la gastroenteritis y colitis, que causan el 8,9 por ciento de las defunciones.

2. Niveles y tendencias de la mortalidad infantil y juvenil

El análisis de la mortalidad al principio de la vida, y fundamentalmente en el primer año, tiene mucha importancia debido a que esa mortalidad es muy sensible a las condiciones socioeconómicas imperantes y tiene un gran peso en la determinación del nivel de la mortalidad general.

Para el estudio de esta variable se cuenta con información de estadísticas vitales y del Censo de Población de 1973, que incluyó preguntas sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes.

A base de las estadísticas vitales, puede observarse que en el período 1963-73 hay un descenso importante de las tasas de mortalidad infantil (defunciones de menores de 1 año sobre nacimientos ocurridos en el mismo año). En el cuadro 32 y en el gráfico 4 se puede observar que de alrededor de 70 por mil en 1963 se llega a menos de 45 por mil en 1973, o sea, se logra un 36 por ciento de descenso en 10 años.

Cuadro 32

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL, 1963-1973

Año	Tasas (por mil)	Año	Tasas (por mil)
1963	70,6	1969	67,5
1964	80,7	1970	61,8
1965	69,7	1971	56,8
1966	65,4	1972	54,6
1967	62,7	1973	44,8
1968	59,9	---	---

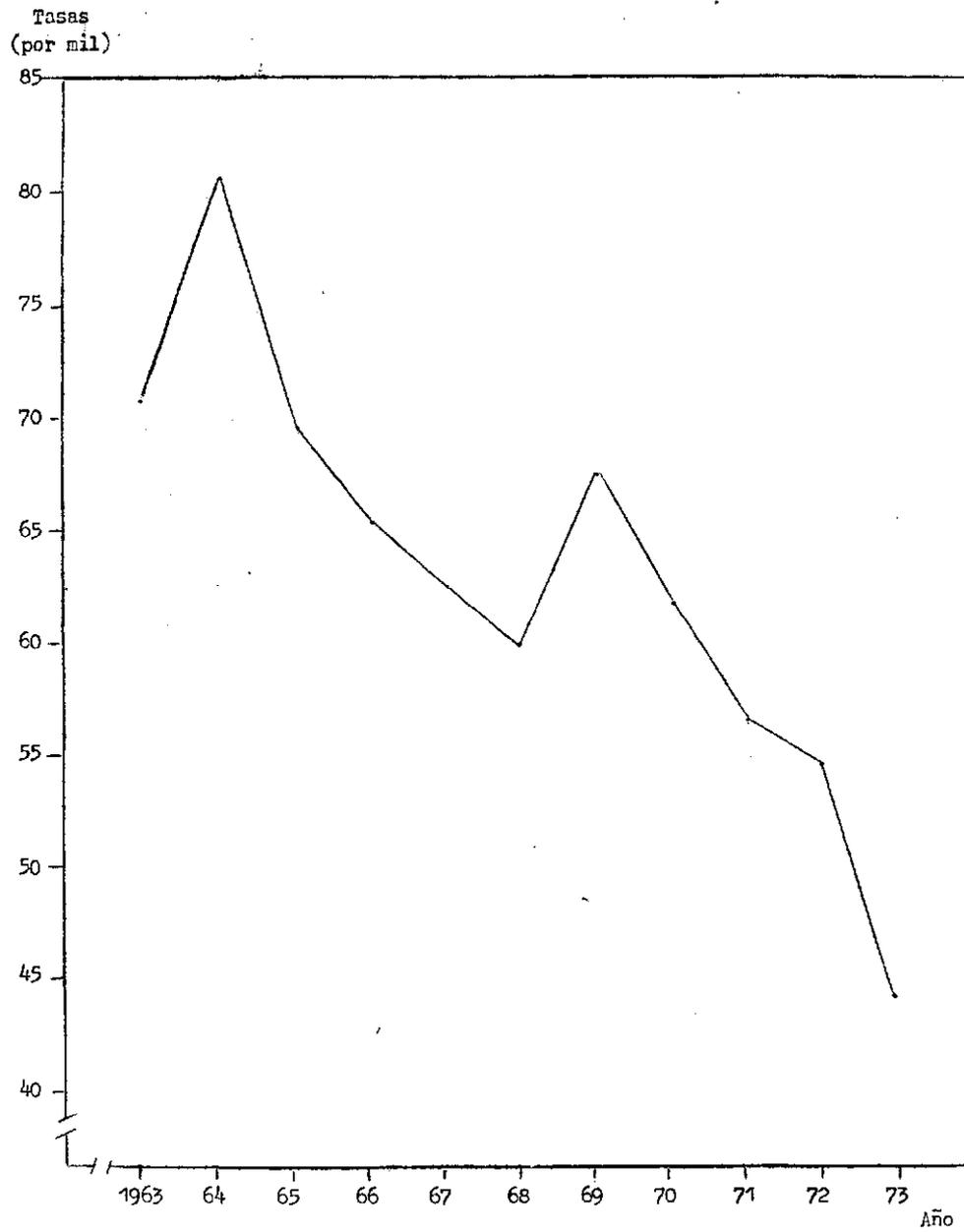
Fuente: Ortega, A., "Costa Rica: Evaluación ...", op.cit.

El censo permite calcular la proporción de defunciones de los hijos nacidos vivos por edad de la madre, a base de las preguntas de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres durante toda su vida y los sobrevivientes de éstos.

El Dr. William Brass ha elaborado una metodología que permite, a partir de esa proporción, obtener estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil. Entre otras, se estiman las siguientes probabilidades $q(x)$ de morir entre el nacimiento y la edad exacta x : $q(1)$, $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$. En el apéndice I se desarrolla la metodología que condujo a los siguientes resultados para Costa Rica.

Gráfico 4

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL, PERIODO 1963-1973



Fuente: Cuadro 32.

Cuadro 33

COSTA RICA: PROBABILIDADES DE MORIR DEL
NACIMIENTO HASTA LAS EDADES EXACTAS
 $x = 1, 2, 3, 5$; CENSO DE 1973

Edad de los hijos x	Probabilidad de morir $q(x)$
1	0,06976
2	0,08257
3	0,08867
5	0,09612

Fuente: Cuadro 44, apéndice I, segunda parte.

Estas estimaciones se basan en informaciones retrospectivas, pues en el censo se pregunta sobre la experiencia del pasado, que representa aproximadamente el período intercensal 1963-1973. Si se compara el valor de la tasa de mortalidad infantil (69,8 por mil) con las derivadas de las estadísticas vitales (cuadro 32), puede verse que los valores obtenidos son bastante coherentes, aunque algo elevados, lo que puede deberse a una pequeña omisión de los registros o a cierta sobreestimación por efecto de la metodología empleada.

Tal como se observó para los niveles de mortalidad general, también para la mortalidad infantil Costa Rica está ubicada en una situación de privilegio dentro de los países de la región. En la América Central todos los otros países tienen tasas que oscilan entre 90 y 130 por mil.

*
* *

CAPITULO VI. LA MORTALIDAD EN LAS ZONAS RURAL Y URBANA

Si bien se espera que las zonas rurales presenten mayor mortalidad que las áreas urbanas, no está claramente establecido que las diferencias sean de gran magnitud. Algunos estudios hechos recientemente indican que esa diferencia se hace cada vez menor a medida que se consideran niveles de mortalidad más bajos. En los países más desarrollados, que cuentan además con información fidedigna, se observa que en términos de esperanza de vida al nacer, la población rural no tendría más que 1,5 años de diferencia con la urbana correspondiente. Sin embargo, países de alta mortalidad muestran diferencias superiores a los 10 años. En el cuadro 34 se presentan algunos casos ilustrativos de esta situación.

Obsérvese que para mortalidades muy bajas el orden se invierte, y las zonas urbanas aparecen con esperanzas de vida al nacer menores.

¿Cómo es la mortalidad en el área rural de Costa Rica? Responder a esa pregunta es la intención de esta parte del trabajo, pese a las limitaciones de la información de que se dispone. En lo que sigue se realizan estimaciones de la mortalidad del área rural y urbana total y por provincias y se estudian diferenciales según variables demográficas y socioeconómicas.

1. La mortalidad para el área rural y urbana del total del país

Las estimaciones se realizaron con datos provenientes de las dos fuentes disponibles: censo de población y estadísticas vitales, agrupando los cantones según el porcentaje de la población rural.

La idea general es conocer aproximadamente el nivel de la mortalidad, por lo que se hace necesario advertir que no se trata de lograr valores totalmente precisos, pues debido a las limitaciones de la información, existirá cierto margen de error.

Cuadro 34
 ESPERANZAS DE VIDA AL NACER PARA AREAS URBANA Y RURAL
 DE ALGUNOS PAISES SELECCIONADOS

Países	Año o período	Esperanza de vida al nacer		
		Zona urbana	Zona rural	Diferencia
Honduras	1971-72	61,53	50,08	11,45
Rumania	1970	69,15	65,54	3,61
Japón	1965	70,95	69,51	1,44
Bulgaria	1966	72,00	70,70	1,30
Dinamarca	1965	71,74	73,12	-1,38
Noruega	1970	73,74	74,52	-0,78

Fuente: Ortega, A. y Rincón, M., Encuesta Demográfica Nacional de Honduras. Mortalidad. Fascículo IV, CELADE y Dirección General de Estadística y Censos de Honduras, 1975.

a) Estimación a base de información censal

En la sección 2 del capítulo V se mencionó un método que permite calcular la mortalidad infantil y juvenil a partir de información censal de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes. Esa técnica, que en la ocasión anterior se aplicó al total del país, puede aplicarse a las zonas rural y urbana, pues se cuenta con tabulaciones de la información básica que permiten hacerlo.

En el cuadro 35 se aprecian los valores de las probabilidades de morir entre el nacimiento y las edades 1, 2, 3 y 5 para las áreas rural y urbana, estimados mediante el método de Brass.

La mortalidad infantil rural para el período intercensal 1963-1973 es de 77,9 por mil, mientras que la urbana es 54,7 por mil, y evidentemente los valores de $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$ concuerdan con lo anterior. De acuerdo con lo observado en el cuadro 32 sobre la evolución de las tasas de mortalidad infantil en Costa Rica, el área rural estaría unos 10 años rezagada con respecto a la zona urbana, en lo que a esta variable se refiere.

Cuadro 35

COSTA RICA: PROBABILIDADES DE MORIR DESDE EL NACIMIENTO
HASTA LAS EDADES $x=1, 2, 3$ Y 5 PARA EL TOTAL DEL PAIS,
AREAS RURAL Y URBANA, CENSO DE 1973

$q(x)$	Probabilidad de morir		
	Total	Rural	Urbana
$q(1)$	0,06976	0,07785	0,05467
$q(2)$	0,08257	0,09313	0,06129
$q(3)$	0,08867	0,10026	0,06529
$q(5)$	0,09612	0,10878	0,07035

A partir de esta información y haciendo uso de tablas modelo de mortalidad, pueden encontrarse estimaciones de la esperanza de vida al nacer, dado que existe asociación entre la mortalidad infantil y juvenil y la mortalidad general (apéndice 1).

Los valores estimados son los siguientes:

Area	Esperanza de vida al nacer e_0^o (1965-70)
Total	65,6
Rural	63,9
Urbana	69,3

Obsérvese que la diferencia en años de vida entre la zona urbana y la rural es de 5,4 años, lo que parece concordar con la última columna del cuadro 34, en que se muestra una diferencia menor para los países desarrollados y una mayor para los de alta mortalidad. Costa Rica estaría ubicada en un nivel intermedio.

b) Estimación a base de estadísticas vitales

Dado que no se cuenta con tabulaciones de defunciones según condición rural y urbana, se realizaron estimaciones de mortalidad para cantones agrupados según el porcentaje de población rural, clasificando los grupos en menos de 35 por ciento, de 35 a 70 por ciento y más de 70 por ciento.

En el apéndice II se presentan tablas de mortalidad de cada uno de esos agrupamientos para los años 1963 y 1973. Estas tablas condujeron a los siguientes resultados de esperanza de vida al nacer y de mortalidad infantil:

Cuadro 36

COSTA RICA: ESPERANZA DE VIDA AL NACER Y MORTALIDAD INFANTIL PARA CANTONES AGRUPADOS SEGUN PORCENTAJE DE POBLACION RURAL, 1963 Y 1973

Cantones agrupados según porcentaje de población rural	1963		1973	
	e_0^o	$q(1)$ (por mil)	e_0^o	$q(1)$ (por mil)
TOTAL	62,8	83,0	69,0	49,4
Más de 70 por ciento	61,2	103,0	67,9	57,5
35 a 70 por ciento	62,3	96,0	69,3	45,5
Menos de 35 por ciento	66,5	36,2	70,8	30,9

El cuadro indica que a medida que la población es predominantemente rural, la mortalidad se hace más alta, tanto expresada en esperanza de vida al nacer como en la tasa de mortalidad infantil.

Las diferencias en años promedios de vida entre la población predominantemente urbana (cantones con menos de 35 por ciento de población rural) y la predominantemente rural (más de 70 por ciento de población rural) parece razonable: 5,3 años en 1963 y 2,9 en 1973.

La probabilidad de morir en el primer año de vida para los cantones con más del 70 por ciento de población rural es 103,0 por mil en 1963 y 57,5 por mil en 1973. Estos resultados son coherentes con la estimación de mortalidad infantil para el período intercensal para el área rural (77,8 por mil según el cuadro 35).

Sobre la evolución de la mortalidad en el período, puede decirse que el área rural obtuvo ganancias un poco superiores al promedio del país. Mientras Costa Rica aumentó su esperanza de vida al nacer en 0,62 años por año, el sector predominantemente rural lo hizo en 0,67. El total del país disminuyó la tasa de mortalidad infantil en un 40,5 por ciento, contra el 44,2 por ciento de los cantones con más de 70 por ciento de población rural.

2. La mortalidad por provincias

Para tener algunos indicios del nivel de la mortalidad de las provincias y sus regiones urbanas y rurales se siguió exactamente el mismo procedimiento indicado en la letra a), sección I del capítulo VI. A partir de la mortalidad infantil y juvenil estimada, por la metodología de Brass se aplicó el método descrito en el apéndice I, a base de las tablas Modelo Oeste de Coale-Demeny. Así se obtuvieron los resultados de la última columna del cuadro 37, que corresponde aproximadamente a la mitad del período intercensal (alrededor de 1968).

Al igual que en el caso de la fecundidad, se pueden considerar las mismas tres regiones, según el nivel de mortalidad:

- a) San José y Heredia. Región de baja mortalidad, con una duración media de la vida cercana a los 69 años.
- b) Alajuela y Cartago. Mortalidad intermedia, un poco por debajo de la del país en total, alcanzando su esperanza de vida al nacer a cerca de 65 años.
- c) Guanacaste, Puntarenas y Limón. Provincias de mortalidad más alta, con una vida media de 62 a 63 años.

En cada provincia, la esperanza de vida al nacer es sistemáticamente superior en las zonas urbanas que en las rurales. Sin embargo, las zonas rurales de provincias de baja mortalidad, o sea, San José y Heredia, que superan los 66 años de esperanza de vida al nacer, tienen una mortalidad más baja que las zonas urbanas de Guanacaste, Puntarenas y Limón, que apenas alcanzan los 64 años. La diferencia máxima se observa entre San José

Cuadro 37

COSTA RICA: PROBABILIDADES DE MORIR DEL NACIMIENTO HASTA LAS EDADES 1, 2, 3, 5, Y ESPERANZA DE VIDA AL NACER, POR PROVINCIAS Y AREAS RURAL Y URBANA, CENSO DE 1973

Provincia y área	q(1)	q(2)	q(3)	q(5)	e ₀ ^o
<u>Costa Rica</u>	0,06976	0,08257	0,08867	0,09612	65,6
Urbano	0,05467	0,06129	0,06529	0,07035	69,3
Rural	0,07785	0,09313	0,10026	0,10878	63,9
<u>San José</u>	0,05510	0,06175	0,06580	0,07091	69,3
Urbano	0,04452	0,05015	0,05304	0,05677	71,5
Rural	0,06449	0,07489	0,08025	0,08686	66,9
<u>Alajuela</u>	0,07173	0,08515	0,09150	0,09921	65,1
Urbano	0,05436	0,06096	0,06492	0,06994	69,3
Rural	0,07564	0,09026	0,09710	0,10533	64,4
<u>Cartago</u>	0,07344	0,08738	0,09394	0,10188	64,9
Urbano	0,05763	0,06447	0,06879	0,07423	68,8
Rural	0,08048	0,09661	0,10406	0,11293	63,2
<u>Heredia</u>	0,06061	0,06873	0,07347	0,07939	68,1
Urbano	0,04388	0,04936	0,05218	0,05583	71,5
Rural	0,06631	0,07777	0,08341	0,09035	66,4
<u>Guanacaste</u>	0,08248	0,09925	0,10696	0,11608	63,0
Urbano	0,07671	0,09165	0,09863	0,10700	64,2
Rural	0,08416	0,10148	0,10940	0,11872	60,1
<u>Puntarenas</u>	0,08650	0,10458	0,11280	0,12242	62,0
Urbano	0,07606	0,09080	0,09770	0,10599	64,2
Rural	0,08864	0,10742	0,11591	0,12580	61,8
<u>Limón</u>	0,08838	0,10708	0,11553	0,12539	61,8
Urbano	0,07455	0,08883	0,09553	0,10362	64,7
Rural	0,09472	0,11543	0,12471	0,13543	60,3

Fuente: CELADE, SICADE 1976.

y Heredia urbanos ($e_0^0 = 71,5$) y la zona rural de la región de alta mortalidad (en promedio $e_0^0 = 60,7$), lo que implica una diferencia media en años de vida de 10,8.

En las zonas rurales de las provincias se dan las mismas diferencias regionales comentadas:

- a) San José y Heredia, con esperanzas de vida al nacimiento superiores a 66 años.
- b) Alajuela y Cartago, con 64,4 y 63,2 años respectivamente.
- c) Guanacaste, Puntarenas y Limón, con 60 a 62 años, siendo la esperanza de vida un poco superior para Puntarenas rural ($e_0^0 = 61,8$).

El mismo cuadro 37 permite analizar con igual desagregación la mortalidad al principio de la vida, y en particular, la mortalidad infantil. Las conclusiones son similares por construcción, pero la magnitud de las cifras es de mucho interés. Los niveles de mortalidad infantil de las regiones consideradas se resumen en el cuadro 38, en que se dan los promedios simples de las tasas respectivas.

Cuadro 38

COSTA RICA: TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL (PROMEDIOS SIMPLES),
POR REGIONES, ALREDEDOR DE 1968

Región	Tasas (por mil)		
	Total	Area rural	Area urbana
TOTAL	70	78	55
San José - Heredia	58	65	44
Alajuela - Cartago	73	78	56
Guanacaste - Puntarenas - Limón	86	89	76

Obsérvese que la mortalidad infantil del área rural de la tercera región es el doble que la zona urbana de la primera región. En general, son importantes las diferencias entre regiones, por un lado, y entre áreas rurales y urbanas de cada región, por el otro.

CAPITULO VII. DIFERENCIALES DE MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL EN LAS ZONAS RURAL Y URBANA

Con la información censal de hijos nacidos vivos y sobrevivientes para distintos sectores de la población femenina, pueden realizarse las estimaciones de probabilidades de morir, según diversas características de las madres, de acuerdo al método de Brass, ya mencionado. Así se podrá analizar la mortalidad infantil y juvenil por el estado civil, por el nivel de instrucción y por la condición de actividad de las madres.

1. Mortalidad infantil y juvenil según el estado civil de la madre

En el cuadro 39 se presentan las probabilidades $q(1)$, $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$ por estado civil, para el total del país y para las áreas consideradas en el programa OMUECE.

Antes de proceder a analizar estas cifras debe tenerse en cuenta que la declaración del estado civil en el censo parece no ser de gran calidad, especialmente en el caso de las solteras, que, según se vio en la sección 2 del capítulo IV, parecen estar abultadas, quizás en desmedro de las unidas o separadas de unión de hecho.

De acuerdo al cuadro mencionado, la mortalidad infantil más alta correspondería a los hijos de las mujeres en unión consensual, seguida por la de los hijos de las solteras; y la mortalidad más baja correspondería a los hijos de mujeres casadas.

El caso de las separadas, viudas y divorciadas es muy fluctuante, debido principalmente al pequeño número de casos, ya que se trata de información de mujeres jóvenes, las que tienen muy poco peso en las situaciones indicadas. Los resultados para el total del país, que serían los más confiables, muestran que los hijos de estas mujeres tendrían una mortalidad apenas superior a la que presentan los hijos de las mujeres casadas.

Cuadro 39

COSTA RICA: PROBABILIDADES DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES 1, 2, 3 Y 5, SEGUN EL ESTADO CIVIL DE LA MADRE, PARA EL TOTAL DEL PAIS, AREA RURAL, CAPITAL Y RESTO URBANO, PERIODO 1963-1973

Región y estado civil	Probabilidades de morir			
	q(1)	q(2)	q(3)	q(5)
<u>Costa Rica</u>				
Soltera	0,06801	0,08028	0,08617	0,09338
Casada	0,05952	0,06699	0,07156	0,07729
Unida	0,09626	0,11746	0,12694	0,13788
Otras	0,06619	0,07637	0,08186	0,08858
<u>Rural</u>				
Soltera	0,07914	0,09483	0,10212	0,11081
Casada	0,06527	0,07613	0,08160	0,08835
Unida	0,10397	0,12757	0,13811	0,15016
Otras	0,06393	0,07696	0,08311	0,09058
<u>Capital</u>				
Soltera	0,04329	0,04864	0,05140	0,05498
Casada	0,03842	0,04270	0,04493	0,04787
Unida	0,06824	0,08058	0,08649	0,09373
Otras	0,05045	0,05623	0,05977	0,06427
<u>Resto urbano</u>				
Soltera	0,06424	0,07449	0,07980	0,08637
Casada	0,05075	0,05709	0,06066	0,06520
Unida	0,07444	0,08868	0,09537	0,10344
Otras	0,08470	0,10220	0,11018	0,11958

Fuente: CELADE, SICADE 1976.

Las diferencias máximas observadas en el área rural están entre los hijos de uniones consensuales, con una tasa de mortalidad infantil de 104 por mil, y los correspondientes a matrimonios legales, con 65 por mil, es decir, 38 por ciento más baja. Si se observan los extremos, considerando las tres regiones que figuran en el cuadro 39, las diferencias serían aún mayores: 104 por mil para los hijos de unidas del área rural, contra 38 por mil para los de casadas de la capital (63 por ciento más baja).

Si bien es cierto que el estado civil de la madre puede influir en la mortalidad infantil de los hijos, a través del cuidado ofrecido a los niños y al tipo de hogar en que ellos viven, probablemente exista una asociación entre estos factores diferenciales y las condiciones socioeconómicas subyacentes. Por ejemplo, es posible que la mayor mortalidad de los niños de las madres convivientes tenga su razón de ser fundamental en que ese tipo de unión es más frecuente en la población de menores recursos, que está sujeta a condiciones sociales, económicas y culturales más adversas.

Como era de esperar, la mortalidad al principio de la vida es, dentro de cada estado civil de la madre, sistemáticamente superior en el área rural. Una excepción a esto lo constituyen "otras", pero seguramente ello se debe a la mala calidad de la información.

2. Mortalidad infantil y juvenil según los años de estudio aprobados por la madre

Igual que en el caso de la fecundidad, el nivel de instrucción es la variable que mejor explica las variaciones de la mortalidad al principio de la vida. A menor número de años de estudio aprobados por la madre, corresponde una mayor mortalidad infantil (cuadro 40). De cada mil nacidos vivos de mujeres sin instrucción, mueren alrededor de 103 antes del primer año de vida, en tanto que para las mujeres que tienen entre 10 y 12 años de instrucción, de cada mil nacidos vivos fallecen solamente 27. En el área rural, considerando estos mismos niveles de instrucción, la mortalidad infantil sería de 105 por mil y 35 por mil, respectivamente.

Si bien Costa Rica tiene en promedio una mortalidad relativamente baja, existen sectores de su población en situación desfavorable. El 44 por ciento de la población rural presenta una mortalidad infantil superior al 80 por mil.

En los resultados correspondientes a la capital aparecen probabilidades de muerte relativamente bajas para los hijos de mujeres con 0 años de estudio, lo que se puede atribuir a errores de información, por tratarse de un número pequeño de casos de la muestra usada para la tabulación.

Cuadro 40

COSTA RICA: PROBABILIDADES DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES 1, 2, 3 Y 5, SEGUN EL NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MADRE, PARA EL TOTAL DEL PAIS, AREA RURAL, CAPITAL Y RESTO URBANO, PERIODO 1963-1973

Región y años de estudio	Probabilidades de morir			
	q(1)	q(2)	q(3)	q(5)
<u>Costa Rica</u>				
0	0,10270	0,12592	0,13625	0,14811
1 - 3	0,07844	0,09391	0,10110	0,10971
4 - 6	0,06215	0,07117	0,07615	0,08235
7 - 9	0,04598	0,05192	0,05497	0,05890
10 - 12	0,02686	0,02917	0,03042	0,03212
<u>Rural</u>				
0	0,10483	0,12868	0,13935	0,15153
1 - 3	0,08027	0,09634	0,10376	0,11260
4 - 6	0,06726	0,07929	0,08507	0,09218
7 - 9	0,03670	0,04060	0,04266	0,04536
10 - 12	0,03537	0,03903	0,04095	0,04351
<u>Capital</u>				
0	0,06063	0,06875	0,07349	0,07942
1 - 3	0,06324	0,07921	0,07806	0,08445
4 - 6	0,04764	0,05375	0,05698	0,06113
7 - 9	0,03884	0,04321	0,04549	0,04848
10 - 12	0,02000	0,02143	0,02223	0,02332
<u>Resto urbano</u>				
0	0,08558	0,10333	0,11145	0,12101
1 - 3	0,07570	0,09033	0,09719	0,10542
4 - 6	0,05551	0,06220	0,06628	0,07145
7 - 9	0,05795	0,06481	0,06917	0,07465
10 - 12	0,02923	0,03192	0,03336	0,03530

Fuente: CELADE, SICADE 1976.

3. Mortalidad infantil y juvenil según la condición de actividad de la madre

Aunque la mortalidad infantil y juvenil es sistemáticamente mayor entre los hijos de mujeres no económicamente activas, comparadas con las económicamente activas (cuadro 41), estas diferencias no son muy abultadas. En el área rural, la probabilidad de morir antes del primer año de vida es de 70,6 por mil para los nacidos de mujeres que integran la población económicamente activa, y de 78,2 por mil para los nacidos de madres no activas.

Cuadro 41

COSTA RICA: PROBABILIDADES DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES 1, 2, 3 Y 5, SEGUN LA CONDICION DE ACTIVIDAD DE LA MADRE, PARA EL TOTAL DEL PAIS, AREA RURAL, CAPITAL Y RESTO URBANO, PERIODO 1963-1973

Región y condición de actividad	Probabilidades de morir			
	q(1)	q(2)	q(3)	q(5)
<u>Costa Rica</u>				
Activas	0,05671	0,06349	0,06771	0,07303
No activas	0,07199	0,08549	0,09188	0,09962
<u>Area rural</u>				
Activas	0,07063	0,08371	0,08992	0,09748
No activas	0,07822	0,09362	0,10079	0,10937
<u>Capital</u>				
Activas	0,04423	0,04979	0,05265	0,05635
No activas	0,04975	0,05602	0,05948	0,06390
<u>Resto urbano</u>				
Activas	0,05036	0,05666	0,06019	0,06469
No activas	0,06415	0,07434	0,07964	0,08619

Fuente: CELADE, SICADE 1976.

Este diferencial es, entonces, poco importante, máxime si se considera que la participación en la actividad económica es mayor en las mujeres que tienen más años de estudio, para cuyos hijos se observa una mortalidad más baja. Según el cuadro 27, la tasa de participación en la actividad económica de las mujeres del área rural con 0 años de estudio era solamente del 4,4 por ciento; en cambio, las que tienen más de 7 años de estudios aprobados superaban el 25 por ciento.

Más importante son las diferencias entre las áreas urbana y rural, sea cual fuere la condición de actividad que se considere. Por ejemplo, mientras los hijos de las mujeres económicamente activas de la zona rural tienen una $q(1)$ que alcanza a 70,6 por mil, en la ciudad de San José la probabilidad de morir antes del primer año de vida es sólo del 44,2 por mil.

*

* *

CONCLUSIONES

En el período considerado (1963-1973), la mortalidad de la población de Costa Rica, medida por la esperanza de vida al nacer, alcanzaba alrededor de 65 años, mientras para el año 1973 superaba los 68 años. Esto sitúa a Costa Rica en un lugar de privilegio dentro de los países de la América Latina, y fundamentalmente dentro del área centroamericana.

Las estimaciones realizadas muestran que también la mortalidad en el área rural es relativamente baja, siendo la esperanza de vida al nacer para dicha zona, en el período 1965-1970, igual a 63,9 años, o un poco más de 5 años menor que la correspondiente a la zona urbana (69,3 años). Esto es coherente con la experiencia de otros países de niveles de mortalidad similares.

En los 10 años considerados, la duración de la vida media de la población rural ha aumentado en 6,7 años, lo que apenas supera al promedio del país (6,2 años), quizás porque ha habido también un descenso importante de la mortalidad en ciertos sectores urbanos que aún tenían muchos años de vida que ganar.

A nivel provincial, para las áreas rurales y urbanas, se puede considerar la misma división hecha para la fecundidad:

- a) San José y Heredia, con una esperanza de vida al nacer de alrededor de 69 años para el total y de 66-67 para la población rural.
- b) Alajuela y Cartago, con una esperanza de vida al nacer de alrededor de 65 años para el total y de 63-64 años para la parte rural.
- c) Guanacaste, Puntarenas y Limón, con una duración media de la vida de 62-63 como promedio total y de 60-62 en la zona rural.

En todas las provincias, la mortalidad es más alta en las áreas rurales, aunque es de hacer notar que en las zonas urbanas de la región de más alta mortalidad la esperanza de vida al nacer (aproximadamente 64,5 años) es menor que la correspondiente al área rural de San José y Heredia (66-67 años).

En lo que respecta a la mortalidad al principio de la vida, se observan hechos similares: a nivel del país es relativamente baja, siendo la tasa de mortalidad infantil para el período 1963-1973 de aproximadamente 70 por mil para el conjunto; de 78 por mil para la población rural; y de 55 por mil para la urbana. Esta mayor mortalidad infantil de la zona rural es sistemática en las tres regiones definidas. De 1963 a 1973, se observa un descenso de más de 40 por ciento, incluyendo también al área rural.

La información disponible permite hacer un análisis de los efectos de ciertas características de las madres en los niveles de la mortalidad infantil y juvenil. Si bien Costa Rica es un país de baja mortalidad, no toda su población goza de la misma situación. Así, por ejemplo, los hijos de madres sin instrucción del área rural tienen una mortalidad en el primer año de vida de casi 105 por mil, mientras que en la misma área, los hijos de madres con más de 7 años de estudio tienen una probabilidad de morir antes del primer año de vida de alrededor de 35 por mil nacidos vivos; y aún mucho menor es esta probabilidad para este sector en las zonas urbanas, donde no alcanza al 30 por mil.

Lo anterior también se observa en la mortalidad de los niños según el estado civil de sus madres. Las unidas, que probablemente son las madres con menos estudio, tienen hijos con mayor mortalidad infantil y juvenil; luego siguen los hijos de las solteras, y por último, con menor mortalidad, los nacidos de matrimonio legal.

De menor importancia resultan los diferenciales encontrados entre los niños según la condición de actividad de su madre, aunque también favorece la mayor mortalidad rural.

Podría decirse que aunque la mortalidad del país ha alcanzado niveles bajos, todavía quedan muchos sectores que gozan de menos recursos y cuya mortalidad tiene que descender mucho aún, sobre todo en los primeros años de la vida.

*
* *

A P E N D I C E I

ESTIMACION DE LA MORTALIDAD INFANTIL Y JUVENIL DE
AMBOS SEXOS Y DERIVACION DE LA MORTALIDAD GENERAL

1. Información básica y metodología

La información básica se obtiene de un censo o una encuesta. En el caso particular de Costa Rica, los datos provienen del Censo de Población de 1973. Ellos son:

- a) Mujeres por grupos quinquenales de edades, de 15 a 64 años.
- b) Número de hijos nacidos vivos, clasificados por grupos de edades de las madres.
- c) Número de hijos sobrevivientes, por grupos de edades de las madres.

Con esta información se está en condiciones de calcular la proporción de hijos muertos con respecto a los nacidos vivos, según la edad de la madre:

$$D_i = 1 - \frac{HS_i}{HNV_i}$$

donde:

D_i - proporción de hijos muertos con respecto a los nacidos vivos del grupo de edades de las madres, i . Siendo $i = 1$ para 15-19; $i = 2$ para 20-24 ...; $i = 10$ para 60-64.

HNV_i - hijos nacidos vivos para las madres del grupo de edades i .

HS_i - hijos sobrevivientes de los nacidos vivos de madres pertenecientes al grupo de edades i .

D_i es por sí misma una medida de la mortalidad infantil y juvenil, pero está referido a grupos de edades de las madres, aunque se supone que madres más jóvenes se refieren a hijos más jóvenes y, por lo tanto, a mortalidad a una edad más temprana. William Brass^{10/} ha propuesto un método que permite transformar estas proporciones en probabilidades de morir desde el nacimiento hasta edades exactas x : $q(x)$.

^{10/} Brass, W., Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados, CELADE, Serie E, Nº 14, Santiago, Chile, 1974.

Las relaciones que vinculan a D_i con $q(x)$ serían las siguientes:

i	$q(x)$	=	K_i	D_i
1	$q(1)$	=	K_1	D_1
2	$q(2)$	=	K_2	D_2
3	$q(3)$	=	K_3	D_3
4	$q(5)$	=	K_4	D_4
5	$q(10)$	=	K_5	D_5
·	·	·	·	·
·	·	·	·	·
·	·	·	·	·
10	$q(35)$	=	K_{10}	D_{10}

El factor K_i es muy cercano a 1, pues se puede demostrar que existe una relación empírica entre los $q(x)$ y D_i que se vinculan en las expresiones anteriores.

El problema se reduce a determinar en cada caso los valores de este multiplicador. Brass tabuló, mediante el uso de un modelo teórico, un juego de valores de K_i y de determinados parámetros de entrada que permitirán en cada caso la selección correspondiente (cuadro 42). El autor demuestra que el factor K_i depende en gran medida de la forma de la curva de fecundidad, por lo que los parámetros de entrada que están al pie del cuadro son los siguientes:

P_1/P_2 o P_2/P_3 , para $i = 1, 2, 3$ y 4, siendo P_i el número medio de hijos por mujer del grupo de edades i .

\bar{m} o \tilde{m} , que son la edad media y edad mediana de la fecundidad, para los grupos restantes.

Para los efectos particulares de este trabajo, solamente se calcularon los K_i para $i = 1$ a 4 con el valor de entrada P_2/P_3 , lo que permitió estimar $q(1)$, $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$.

Cuadro 42

FACTORES DE MULTIPLICACION PARA ESTIMAR LAS PROBABILIDADES DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LA EDAD a , $q(x)$, POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDADES DE LA MADRE

Edad de las mujeres	Medida de mortalidad estimada	Factores de multiplicación K							
15-19	$q(1)$	0,859	0,890	0,928	0,977	1,041	1,129	1,254	1,425
20-24	$q(2)$	0,938	0,959	0,983	1,010	1,043	1,082	1,129	1,188
25-29	$q(3)$	0,948	0,962	0,978	0,994	1,012	1,033	1,055	1,081
30-34	$q(5)$	0,961	0,975	0,988	1,002	1,016	1,031	1,046	1,063
35-39	$q(10)$	0,966	0,982	0,996	1,011	1,026	1,040	1,054	1,069
40-44	$q(15)$	0,938	0,955	0,971	0,988	1,004	1,021	1,037	1,052
45-49	$q(20)$	0,937	0,953	0,969	0,986	1,003	1,021	1,039	1,057
50-54	$q(25)$	0,949	0,966	0,983	1,001	1,019	1,036	1,054	1,072
55-59	$q(30)$	0,951	0,968	0,985	1,002	1,020	1,039	1,058	1,076
60-64	$q(35)$	0,949	0,965	0,982	0,999	1,016	1,034	1,052	1,070
△									
Parámetros para seleccionar los multiplicadores									
P_1/P_2		0,387	0,330	0,268	0,205	0,143	0,090	0,045	0,014
P_2/P_3		0,616	0,577	0,535	0,490	0,441	0,421	0,344	0,271
	\bar{m}	24,7	25,7	26,7	27,7	28,7	29,7	30,7	31,7
	\tilde{m}	24,2	25,2	26,2	27,2	28,2	29,2	30,2	31,2

Fuente: Brass, V., *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, The Carolina Population Center, octubre, 1975.

Debido a que la información básica se deriva de preguntas retrospectivas incluídas en el censo, estas probabilidades de muerte pertenecen al pasado y el número de años hacia atrás aumenta con la edad de la madre. En promedio, la información de mujeres de 15-19 hasta 30-34 años de edad correspondería a unos 4 o 5 años antes del censo.

2. Aplicaciones

En el cuadro 43 se presenta una aplicación para el caso de Costa Rica (total del país). Las columnas 3, 4 y 5 corresponden a la información básica y los valores de K_x se calcularon interpolando el cuadro 42 con $P_2/P_3 = 0,43434$.

Los valores que se obtienen de $q(x)$ suelen presentar irregularidades, pues se basan en información censal no corregida. Cabe agregar además que el valor de $q(1)$, que expresa la mortalidad infantil, no es del todo confiable, pues proviene de información de mujeres muy jóvenes, lo que implica pocos casos (o sea, fuerte error de muestreo). Por otra parte, la declaración de los hijos tenidos generalmente contiene errores.

Con la intención de suavizar la información y realizar una estimación más confiable de la mortalidad al principio de la vida, se realizó una interpolación en las tablas Modelo Oeste de Coale - Demeny, entrando con los valores correspondientes a $x = 2, 3$ y 5 y adoptando el nivel medio de la mortalidad. El procedimiento está descrito en el cuadro 44, en cuya segunda columna aparecen los $q(x)$ sin ajustar. Dado que $q(x)$ es igual a $(1 - l_x)$, siendo l_x el número de sobrevivientes desde el nacimiento a la edad exacta x (para $l_0 = 1$), en la tercera columna se calcula l_x como $1 - q(x)$. Con estos valores se entra en las tablas Modelo de Coale - Demeny (cuadro 45) y se determinan los niveles correspondientes. Luego se vuelve a entrar con el nivel promedio de los tres, lográndose valores de l_x ya suavizados. En la última columna del cuadro 44 se presentan los $q(x)$ ajustados.

Haciendo uso de un programa de computación que integra el SICADE (Sistema de Cálculos Demográficos), de que dispone el CELADE-San José, se realizaron estos cálculos para las zonas rurales y urbanas y para sectores clasificados según algunas características de las madres, como puede apreciarse en el texto de este documento.

3. Derivación de la mortalidad general

Como se vio anteriormente, a cada estimación corresponde un nivel en las tablas Modelo de mortalidad de Coale - Demeny. A estos niveles les

Cuadro 43

COSTA RICA: CALCULO DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR DESDE EL NACIMIENTO
HASTA LAS EDADES 1, 2, 3 Y 5, CENSO DE 1973

Edad al momento del censo	Intervalo i	Mujeres con declaración de información	Hijos nacidos vivos HNV_i	Hijos sobrevivientes HS_i	$D_i = 1 - \frac{HS_i}{HNV_i}$	Multiplificador K_i	Edad del hijo x	Probabilidad de morir $q(x)$
15 - 19	1	111 317	17 901	16 772	0,06307	1,070	1	0,06750
20 - 24	2	84 765	93 097	86 056	0,07563	1,056	2	0,07986
25 - 29	3	63 064	159 466	145 957	0,08471	1,019	3	0,08632
30 - 34	4	50 400	207 823	187 075	0,09983	1,021	5	0,10193

$P_2/P_3 = 0,43434$

Cuadro 44

COSTA RICA: AJUSTE DE LAS PROBABILIDADES DE MORIR
DESDE EL NACIMIENTO HASTA LAS EDADES 1, 2, 3 Y 5
CENSO DE 1973

Edad x	Probabi- lidad de morir $q(x)$	Sobrevi- vientes $l_x=1-q(x)$	Nivel en Coale-Demeny Oeste	l_x en Coale-Demeny Nivel 17,79	$q(x)$ Ajustado
1	0,06750	93 250	-	0,93024	0,06976
2	0,07986	92 014	17,97	0,91743	0,08257
3	0,08632	91 368	17,93	0,91133	0,08867
5	0,10193	89 807	17,46	0,90388	0,09612
Promedio: 17,79					

corresponden a su vez determinados valores de esperanza de vida al nacer (cuadro 45), que no representan necesariamente a las áreas en estudio. Esto se debe a que si bien existe una asociación marcada entre la mortalidad infantil y juvenil y la mortalidad general, ésta depende del nivel de la mortalidad en las edades adultas. Sucede que una mortalidad infantil dada puede combinarse con distintas formas de morir en las edades adultas y avanzadas. Dado que, de acuerdo con la experiencia, estos modelos se basan en una mortalidad adulta y de la vejez superior a lo que se ha encontrado para la mayoría de los países de la región, los niveles mencionados subestiman la esperanza de vida al nacer. Por ejemplo, el nivel del Modelo Oeste de Coale-Demeny, correspondiente al total del país (17,8), conduciría a una esperanza de vida al nacer de 60,1 años para el período considerado, mientras que según el cuadro 31 para el período 1965-70 se tenían 65,6 años.

Las aplicaciones hechas del método de estimación de mortalidad infantil y juvenil, condujeron a los siguientes niveles para las áreas urbana y rural:

Nivel de Coale-Demeny Oeste	
<hr/>	
Total	17,8
Rural	17,1
Urbano	19,3

Cuadro 45

VALORES DE LA FUNCION l_x (SOBREVIVIENTES A LA EDAD x) PARA $x = 1, 2, 3$ Y 5 EN LAS TABLAS MODELO OESTE DE COALE-DEMENY, PARA DIFERENTES NIVELES DE MORTALIDAD, AMBOS SEXOS

Nivel	e_0^0	l_1	l_2	l_3	l_5
1	19,0	60 722	52 597	48 996	44 897
3	23,9	67 118	59 709	56 425	52 688
5	28,8	72 392	65 798	62 877	59 551
7	33,7	76 857	71 112	68 567	65 670
9	38,6	80 709	75 813	73 646	71 177
11	43,5	84 080	80 019	78 220	76 173
13	48,5	87 088	83 901	82 489	80 881
15	53,4	89 740	87 421	86 389	85 205
17	58,2	92 137	90 584	89 862	88 999
19	63,1	94 144	93 453	93 011	92 455
21	68,0	96 396	96 020	95 822	95 560
23	73,0	98 162	98 040	97 970	97 876

Fuente: Naciones Unidas, "Metodos para establecer ...", *op.cit.*

A los efectos de lograr una estimación aproximada para las zonas de interés, se decidió combinar el conocimiento de la esperanza de vida al nacimiento del total del país (65,6 años) con las diferencias en años de vida que implican los niveles antes expuestos, sabiendo que al nivel 17,8 (total) le corresponde una $e_0^0 = 60,1$; al nivel 17,1 (rural), una $e_0^0 = 58,4$; y al nivel 19,3 (urbano) una $e_0^0 = 63,8$. Esto quiere decir que la e_0^0 de la zona rural sería 1,7 años menos que la total, y la urbana 3,7 años más. Si se consideran válidas esas diferencias y se acepta la esperanza de vida al nacer de Costa Rica para el período 1965-70, se obtendrían las siguientes estimaciones:

e_0^0 (1965-70)

Total del país	65,6
Area rural	63,9
Area urbana	69,3

Luego, es posible hacer esta estimación para cualquier sector de la población, sumando a 65,6 los años de vida que impliquen los niveles en el modelo considerado.

A P E N D I C E II

CONSTRUCCION DE TABLAS DE MORTALIDAD PARA CANTONES
AGRUPADOS SEGUN PORCENTAJE DE POBLACION RURAL

Para obtener estimaciones de la mortalidad que den una idea de las diferencias entre zonas rurales y urbanas, la información sobre defunciones registradas y población de cantones se ordenó en tres grupos: uno con menos de 35 por ciento de población rural; otro con 35 a 70 por ciento y el tercero con más de 70 por ciento. Esto se hizo para los años 1963 y 1973, para los cuales se construyeron las tablas de mortalidad correspondientes.

1. Información básica

La información básica fueron las muertes registradas correspondientes a 1963 y 1973, las poblaciones censadas de los mismos años y los nacimientos respectivos. A estos datos se les introdujeron los siguientes ajustes, de acuerdo con estudios anteriores:

Defunciones: Antonio Ortega, en la evaluación del censo de 1973^{11/}, estima los siguientes porcentajes de omisión en el total del país:

<u>Edad</u>	1963	<u>1973</u>
Total	15,1	8,0
0 - 4	16,5	10,0
5 y más	11,4	6,0

Para las defunciones de 1973 se adoptó el supuesto de que ese subregistro pertenecía por entero a los cantones de más de 70 por ciento de población rural. En lo que respecta al año 1963, se adoptaron dos supuestos:

^{11/} Ortega, A., "Evaluación ...", op.cit.

- a) que la proporción de omisión en los cantones con más de 70 por ciento de población rural es la misma que se estableció para el año 1973;
- b) que el resto de las muertes omitidas se distribuye proporcionalmente entre la población de cantones con 35 a 70 por ciento de población rural y con menos de 35 por ciento.

En los cuadros 46 y 47 se presentan las defunciones ya corregidas, por grupos de edades.

Población: Para el año de 1963 se tomó como total de la población de ambos sexos la estimación hecha al 1° de julio, en la publicación de Tablas de Vida de Costa Rica 1962-1964^{12/}, manteniéndose la estructura por edades presentada por el censo. Esta omisión se distribuyó proporcionalmente en los diversos cantones.

El censo de 1973 se tomó sin ninguna corrección debido a que, según los estudios realizados, prácticamente no habría omisión de importancia^{13/}.

En los mismos cuadros figuran las poblaciones mencionadas por grupos de edades.

2. Metodología

A continuación se exponen los pasos que se dieron hasta llegar a las tablas de mortalidad con todas sus funciones.

- a) Se realizó, para ambos años, el cálculo de las tasas centrales de mortalidad correspondientes:

$$m_x = \frac{n^D_x}{n^N_x}$$

^{12/} Romero, M.; Gómez, M.; Alfonso, J. y Ruiz, J., Tablas de Vida de Costa Rica, 1962-1964, Instituto Centroamericano de Estadística, 1967.

^{13/} Ortega, A., "Evaluación ...", op.cit.

Cuadro 46

**COSTA RICA: DEFUNCIONES, POBLACION Y NACIMIENTOS DE
AMBOS SEXOS EN CANTONES AGRUPADOS SEGUN PORCENTAJE
DE POBLACION RURAL, AÑO 1963**

Grupos de edades	Total	Porcentaje de población rural		
		0-35	35-70	70 y más
Defunciones				
TOTAL	12 978	2 159	4 334	6 485
0 - 1	5 245	696	1 791	2 758
1 - 4	1 738	128	546	1 064
5 - 19	647	69	178	400
20 - 29	382	68	121	193
30 - 39	388	87	115	186
40 - 49	518	117	169	232
50 - 64	1 196	286	395	515
65 y más	2 864	708	1 019	1 137
Población				
TOTAL	1 358 846	277 283	409 697	671 866
0 - 1	52 376	8 524	15 622	28 230
1 - 4	201 769	34 436	60 171	107 162
5 - 19	525 967	100 001	157 229	268 737
20 - 29	192 708	42 298	58 177	92 233
30 - 39	147 405	34 276	44 718	68 411
40 - 49	100 415	23 340	30 702	46 373
50 - 64	95 188	23 502	29 092	42 594
65 y más	43 018	10 906	13 986	18 126
Nacimientos				
	63 798	17 791	18 715	27 292

Cuadro 47

**COSTA RICA: DEFUNCIONES, POBLACION Y NACIMIENTOS DE
AMBOS SEXOS EN CANTONES AGRUPADOS SEGUN PORCENTAJE
DE POBLACION RURAL, AÑO 1973**

Grupos de edades	Total	Porcentaje de población rural *		
		0-35	35-70	70 y más
Defunciones				
TOTAL	10 405	2 002	3 234	5 169
0 - 1	2 630	295	791	1 544
1 - 4	699	38	189	472
5 - 19	558	82	156	320
20 - 29	432	89	130	213
30 - 39	411	76	140	195
40 - 49	584	116	189	279
50 - 64	1 431	379	451	601
65 y más	3 660	927	1 188	1 545
Población				
TOTAL	1 871 780	365 831	598 610	907 339
0 - 1	50 133	7 992	15 933	26 208
1 - 4	208 802	31 753	65 907	111 142
5 - 19	788 179	138 559	250 647	398 973
20 - 29	290 896	66 334	93 992	130 570
30 - 39	191 572	40 837	62 505	88 230
40 - 49	143 279	32 546	45 940	64 793
50 - 64	132 921	31 613	42 389	58 919
65 y más	65 998	16 197	21 297	28 504
Nacimientos				
	53 455	8 877	17 089	27 489

siendo:

${}_n m_x$ - tasas centrales de mortalidad entre las edades x y $x+n$.

${}_n D_x$ - defunciones de ambos sexos entre las edades x y $x+n$.

${}_n N_x$ - población de ambos sexos entre las edades x y $x+n$.

Las tasas del año 1963 para los grupos de edades considerados aparecen en el cuadro 48.

De aquí en adelante el procedimiento, por ser igual para los dos años, se aplicará sólo al año 1963.

b) Las tasas mencionadas permitieron calcular las probabilidades de morir entre las edades x y $x+n$, a partir de la fórmula de Reed y Merrell (cuadro 48).

$${}_n q_x = 1 - e^{-n} {}_n m_x - 0,008 n^3 {}_n m_x^2$$

La probabilidad de morir en el primer año de vida se calculó directamente:

${}_1 q_0 = \frac{{}_1 D_0}{B}$, siendo ${}_1 D_0$ y B las defunciones entre 0 y 1 año y los nacimientos de 1963 y 1973, respectivamente.

Dado que ${}_n q_x = \frac{l_x - l_{x+n}}{l_x}$ (siendo l_x la función de sobrevivencia a la edad exacta x) y considerando $l_0 = 100\ 000$, se obtuvieron los valores de la función l_x .

c) Brass ^{14/} ha demostrado que dadas dos tablas de mortalidad, se puede establecer aproximadamente la siguiente relación:

^{14/} Brass, W., "Métodos para estimar ...", op.cit.

Cuadro 48

COSTA RICA: TASAS CENTRALES DE MORTALIDAD Y PROBABILIDADES DE MORIR, PARA CANTONES AGRUPADOS SEGUN PORCENTAJE DE POBLACION RURAL, AÑO 1963

Grupos de edades	Total	Porcentaje de población rural		
		0-35	35-70	70 y más
Tasas centrales de mortalidad (${}_n m_x$)				
1 - 4	0,00861	0,00372	0,00907	0,00993
5 - 19	0,00123	0,00069	0,00113	0,00149
20 - 29	0,00198	0,00161	0,00208	0,00209
30 - 39	0,00263	0,00254	0,00257	0,00272
40 - 49	0,00516	0,00501	0,00550	0,00500
50 - 64	0,01256	0,01217	0,01358	0,01209
65 y más	0,06658	0,06492	0,07286	0,06273
Probabilidades de muerte (${}_n q_x$)				
0 - 1	0,08221	0,03912	0,09570	0,10106
1 - 4	0,03389	0,01484	0,03567	0,03899
5 - 19	0,01832	0,01031	0,01684	0,02216
20 - 29	0,01964	0,01599	0,02062	0,02072
30 - 39	0,02601	0,02513	0,02542	0,02689
40 - 49	0,05049	0,04906	0,05374	0,04896
50 - 64	0,17524	0,17018	0,18550	0,16914

$$1/2 \ln \frac{l_x}{1-l_x} = \alpha + \beta \cdot 1/2 \ln \frac{l_x^S}{1-l_x^S}$$

A $1/2 \ln \frac{l_x}{1-l_x} = Y(x)$ y $1/2 \ln \frac{l_x^S}{1-l_x^S} = Y_S(x)$ se les llama logito de $(1 - l_x)$ y de $(1 - l_x^S)$ respectivamente.

Los l_x obtenidos para los sectores de población considerados son fragmentarios (7 valores) y quizás con irregularidades. A los efectos de suavizar estos valores y completar una tabla de mortalidad abreviada con todas sus funciones, se hizo uso de la función antes definida:

$$Y(x) = \alpha + \beta Y_S(x)$$

$Y(x)$ son los logitos de las $(1 - l_x)$ que se quiere ajustar y $Y_S(x)$ son los logitos de una tabla estándar considerada confiable. Para el año 1963 se tomó como estándar la tabla de mortalidad elaborada para Costa Rica por Romero, Gómez, Alfaro y Ruiz ^{15/} y para 1973, la elaborada por Antonio Ortega ^{16/}.

Para explicar el procedimiento seguido se tomará el caso de cantones con más de 70 por ciento de población rural en 1963. $Y(x)$ e $Y_S(x)$ (cuadro 49) permiten construir el gráfico 5, donde se ve el alineamiento de los puntos (se dejó fuera el último, que corresponde a l_{65} , por posibles errores que se manifiestan en las edades más avanzadas). Luego, ajustando esos puntos por mínimos cuadrados, se obtienen los parámetros $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ correspondientes:

$$\hat{Y}(x) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} Y_S(x)$$

$$\hat{Y}(x) = 0,0457 + 0,9248 Y_S(x)$$

Ahora, con los $Y_S(x)$ de la estándar se estiman los $\hat{Y}(x)$ ya ajustados para las edades x que se tengan para la estándar usada. Haciendo el antilogito, se llega a los \hat{l}_x de la población considerada (véase todo el proceso en el cuadro 49).

^{15/} Romero, Gómez, Alfaro y Ruiz, "Tablas de vida...", op.cit.

^{16/} Ortega, A., "Evaluación del Censo...", op.cit.

Cuadro 49

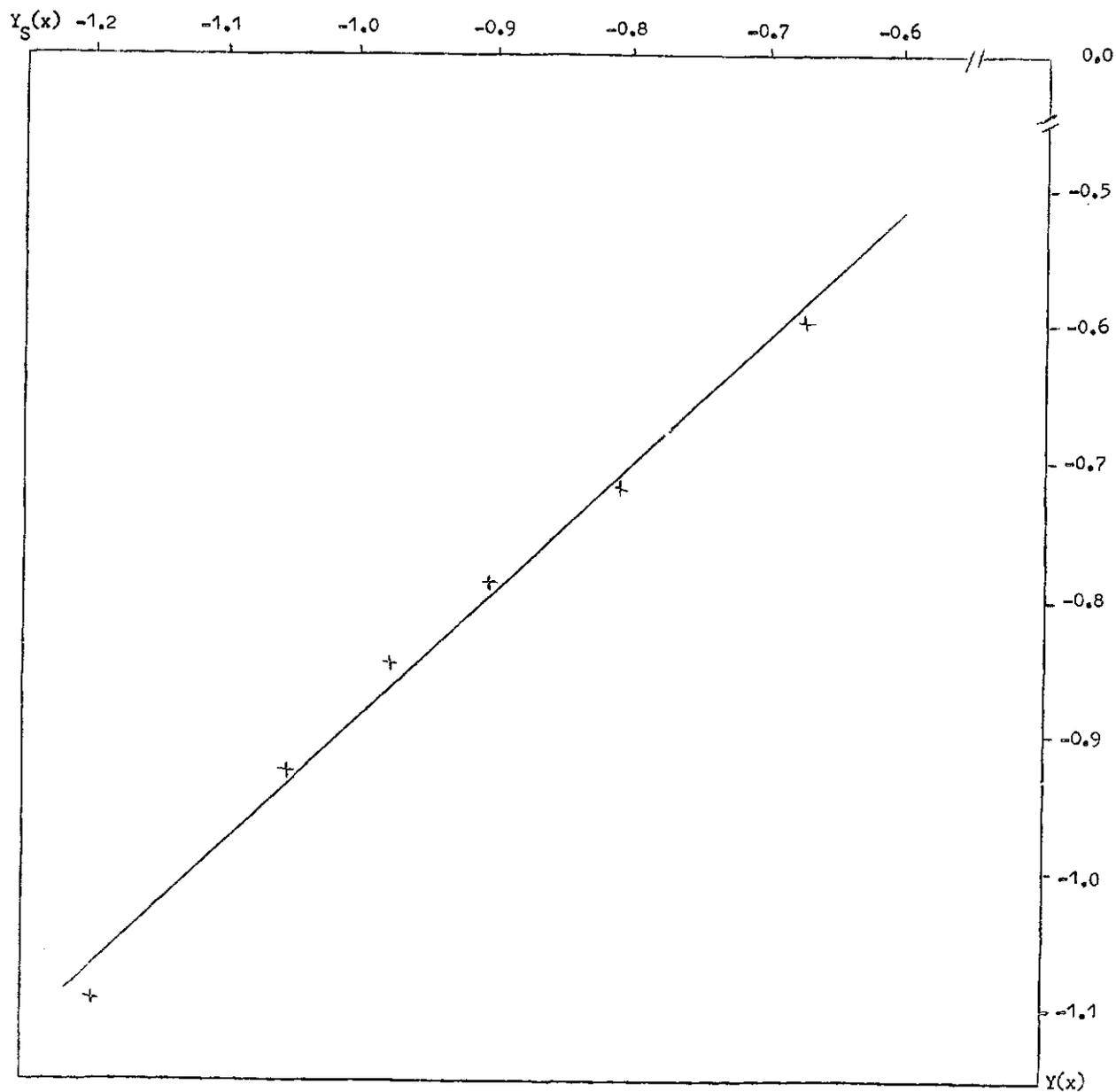
PROCEDIMIENTO DE AJUSTE DE $Y(x)$ Y ℓ_x PARA LA POBLACION FEMENINA DE
CANTONES CON MAS DE 70 POR CIENTO DE POBLACION RURAL

Grupos de edades	ℓ_x	ℓ_x^S	$Y(x)$	$Y_S(x)$	$\hat{Y}(x)$	ℓ_x
0	1,00000	1,00000	-	-	-	1,00000
1	0,89894	0,91976	- 1,092751	- 1,219545	- 1,082180	0,89700
5	0,86389	0,89113	- 0,923991	- 1,051167	- 0,926460	0,86447
10		0,88431		- 1,016946	- 0,894811	0,85688
15		0,88064		- 0,999252	- 0,878447	0,85282
20	0,84475	0,87559	- 0,847002	- 0,975657	- 0,856626	0,84726
25		0,86850		- 0,943880	- 0,827237	0,83950
30	0,82725	0,85978	- 0,783131	- 0,906732	- 0,792881	0,83002
35		0,84901		- 0,863429	- 0,752833	0,81842
40	0,80500	0,83582	- 0,708921	- 0,813725	- 0,706866	0,80435
45		0,81858		- 0,753378	- 0,651055	0,78619
50	0,76559	0,79554	- 0,591787	- 0,679324	- 0,582568	0,76227
55		0,76425		- 0,588061	- 0,498166	0,73034
60		0,71746		- 0,465949	- 0,385232	0,68362
65		0,64899		- 0,307301	- 0,238510	0,61704
70		0,55182		- 0,104013	- 0,050504	0,52523
75		0,42623		0,148625	- 0,183144	0,40944
80		0,29118		0,444830	0,457083	0,28615
85		0,16376		0,815257	0,799665	0,16808

$$\alpha = 0,0457; \quad \beta = 0,9248; \quad \hat{Y}(x) = 0,0457 + 0,9248 Y_S(x); \quad \ell_x = \frac{1}{1 + e^{2\hat{Y}(x)}}$$

Gráfico 5

RELACION ENTRE $Y(x)$ DE CANTONES CON MAS DEL 70 POR CIENTO DE POBLACION RURAL,
E $Y_S(x)$ DE TABLA DE MORTALIDAD DE COSTA RICA 1963, SEXO FEMENINO



Fuente: Cuadro 49.

- d) Con los l_x ya ajustados se calcularon las demás funciones de la tabla de mortalidad.

$${}_n d_x = l_x - l_{x+n}, \text{ muertes entre las edades } x \text{ y } x+n$$

$${}_n q_x = \frac{{}_n d_x}{l_x}, \text{ probabilidad de morir entre las edades } x \text{ y } x+n \text{ (ajustadas).}$$

$${}_n L_x, \text{ tiempo vivido entre las edades } x \text{ y } x+n:$$

$${}_n L_x = (l_x + l_{x+n}) \frac{n}{2}, \text{ salvo para:}$$

$${}_1 L_0 = \delta_0 l_0 + (1 - \delta_0) l_1$$

siendo los valores de δ_0 :

	<u>1963</u>	<u>1973</u>
para el total del país	0,29	0,24
para cantones con menos de 35 por ciento de población rural	0,23	0,18
para cantones con 35 a 70 por ciento de población rural	0,27	0,22
para cantones con más de 70 por ciento de población rural	0,31	0,28

$${}_4L_1 = d_1 l_1 + (1 - d_1) l_5$$

siendo $d_1 = 1,589 - 2,319 q_0$

y L_{85} y más = $6,23 l_{85} - 11672,27$

$T_x = \sum_x^{\omega} {}_nL_x$, tiempo que resta por vivir a partir de la edad x .

e_x^0 , esperanza de vida a la edad x .

En los cuadros 50 a 57 se presentan las tablas de mortalidad elaboradas.

*
* *

Cuadro 50

COSTA RICA: TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS, AÑO 1963,
TOTAL DEL PAIS

Grupos de edades	l_x	n^d_x	n^a_x	n^L_x	T_x	e^o_x
Menos de 1	100 000	8 300	0,08300	94 092	6 275 620	62,76
1 - 4	91 700	2 971	0,03240	359 065	6 181 528	67,41
5 - 9	88 729	708	0,00798	441 875	5 822 463	65,62
10 - 14	88 021	381	0,00433	435 152	5 380 588	61,13
15 - 19	87 640	523	0,00597	436 892	4 941 436	56,38
20 - 24	87 117	735	0,00844	433 748	4 504 544	51,71
25 - 29	86 382	904	0,01046	429 650	4 070 796	47,12
30 - 34	85 478	1 116	0,01306	424 600	3 641 146	42,60
35 - 39	84 362	1 366	0,01619	418 395	3 216 546	38,13
40 - 44	82 996	1 783	0,02148	410 522	2 798 151	33,71
45 - 49	81 213	2 381	0,02932	400 112	2 387 629	29,40
50 - 54	78 832	3 228	0,04095	386 090	1 987 517	25,21
55 - 59	75 604	4 812	0,06365	365 990	1 601 427	21,18
60 - 64	70 792	7 009	0,09901	336 438	1 235 437	17,45
65 - 69	63 783	9 873	0,15479	294 232	898 999	14,09
70 - 74	53 910	12 616	0,23402	238 010	604 767	11,22
75 - 79	41 294	13 367	0,32370	173 052	366 757	8,88
80 - 84	27 927	12 399	0,44398	108 638	193 705	6,94
85 y más	15 528	15 228	1,00000	85 067	85 067	5,48

Cuadro 51

COSTA RICA: TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS, AÑO 1963,
CANTONES CON MAS DEL 70 POR CIENTO DE POBLACION RURAL

Grupos de edades	l_x	n^d_x	n^q_x	n^L_x	T_x	e^o_x
Menos de 1	100 000	10 300	0,10300	92 893	6 119 014	61,19
1 - 4	89 700	3 253	0,03627	350 180	6 026 121	67,18
5 - 9	86 447	759	0,00878	430 338	5 675 941	65,66
10 - 14	85 688	406	0,00474	427 425	5 245 603	61,22
15 - 19	85 282	556	0,00652	425 020	4 818 178	56,50
20 - 24	84 726	776	0,00916	421 690	4 393 158	51,85
25 - 29	83 950	948	0,01129	417 380	3 971 468	47,31
30 - 34	83 002	1 160	0,01398	412 110	3 554 088	42,82
35 - 39	81 842	1 407	0,01719	405 692	3 141 978	38,39
40 - 44	80 435	1 816	0,02258	397 635	2 736 286	34,02
45 - 49	78 619	2 393	0,03044	387 112	2 338 651	29,75
50 - 54	76 226	3 192	0,04188	373 150	1 951 539	25,60
55 - 59	73 034	4 672	0,06397	353 490	1 578 389	21,61
60 - 64	68 362	6 658	0,09739	325 165	1 224 899	17,92
65 - 69	61 704	9 181	0,14879	285 568	899 734	14,58
70 - 74	52 523	11 579	0,22046	233 668	614 166	11,69
75 - 79	40 944	12 329	0,30112	173 898	380 498	9,29
80 - 84	28 615	11 807	0,41262	113 558	206 600	7,22
85 y más	16 808	16 808	1,00000	93 042	93 042	5,54

Cuadro 52

COSTA RICA: TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS, AÑO 1963,
CANTONES CON 35 A 70 POR CIENTO DE POBLACION RURAL

Grupos de edades	l_x	n^d_x	n^q_x	nL_x	T_x	e_x^0
Menos de 1	100 000	9 603	0,09603	92 990	6 229 183	62,29
1 - 4	90 397	3 075	0,03402	353 489	6 136 193	67,88
5 - 9	87 322	720	0,00825	434 810	5 782 704	66,22
10 - 14	86 602	385	0,00445	432 048	5 347 894	61,75
15 - 19	86 217	529	0,00614	429 762	4 915 846	57,02
20 - 24	85 688	738	0,00861	426 595	4 486 084	52,35
25 - 29	84 950	903	0,01063	422 492	4 059 489	47,79
30 - 34	84 047	1 107	0,01317	417 468	3 636 997	43,27
35 - 39	82 940	1 344	0,01620	411 340	3 219 529	38,82
40 - 44	81 596	1 742	0,02135	403 625	2 808 189	34,42
45 - 49	79 854	2 301	0,02882	393 518	2 404 564	30,11
50 - 54	77 553	3 084	0,03977	380 055	2 011 046	25,93
55 - 59	74 469	4 540	0,06096	360 995	1 630 991	21,90
60 - 64	69 929	6 526	0,09332	333 330	1 269 996	18,16
65 - 69	63 403	9 104	0,14359	294 255	936 666	14,77
70 - 74	54 299	11 655	0,21464	242 358	642 411	11,83
75 - 79	42 644	12 616	0,29584	181 680	400 053	9,38
80 - 84	30 028	12 276	0,40882	119 450	218 373	7,27
85 y más	17 752	17 752	1,00000	98 923	98 923	5,57

Cuadro 53

COSTA RICA: TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS, AÑO 1963,
CANTONES CON MENOS DE 35 POR CIENTO DE POBLACION RURAL

Grupos de edades	l_x	n^d_x	n^q_x	n^L_x	T_x	e^o_x
Menos de 1	100 000	3 619	0,03619	97 213	6 648 514	66,48
1 - 4	96 381	1 958	0,02032	380 639	6 551 301	67,97
5 - 9	94 423	505	0,00535	470 852	6 170 662	65,35
10 - 14	93 918	278	0,00296	468 895	5 699 810	60,69
15 - 19	93 640	389	0,00415	467 228	5 230 915	55,86
20 - 24	93 251	558	0,00598	464 860	4 763 687	51,08
25 - 29	92 693	707	0,00763	461 698	4 298 827	46,38
30 - 34	91 986	902	0,00981	457 675	3 837 129	41,71
35 - 39	91 084	1 147	0,01259	452 552	3 379 454	37,10
40 - 44	89 937	1 568	0,01743	445 765	2 926 902	32,54
45 - 49	88 369	2 210	0,02501	436 320	2 481 137	28,08
50 - 54	86 159	3 196	0,03709	422 805	2 044 817	23,73
55 - 59	82 963	5 156	0,06215	401 925	1 622 012	19,55
60 - 64	77 807	8 223	0,10568	368 478	1 220 087	15,68
65 - 69	69 584	12 615	0,18129	316 382	851 609	12,24
70 - 74	56 969	16 818	0,29521	242 800	535 227	9,40
75 - 79	40 151	16 935	0,42178	158 418	292 427	7,28
80 - 84	23 216	13 177	0,56758	83 138	134 009	5,77
85 y más	10 039	10 039	1,00000	50 871	50 871	5,07

Cuadro 54

COSTA RICA: TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS, AÑO 1973,
TOTAL DEL PAIS

Grupos de edades	l_x	n^d_x	n^q_x	n^L_x	T_x	e_x^0
Menos de 1	100 000	4 939	0,04939	96 246	6 895 720	68,96
1 - 4	95 061	1 187	0,01249	377 247	6 799 474	71,53
5 - 9	93 874	362	0,00386	468 465	6 422 227	68,41
10 - 14	93 512	266	0,00284	466 895	5 953 762	63,67
15 - 19	93 246	461	0,00494	465 078	5 486 867	58,85
20 - 24	92 785	643	0,00693	462 318	5 021 789	54,12
25 - 29	92 142	683	0,00741	459 002	4 559 471	49,48
30 - 34	91 459	875	0,00957	455 108	4 100 469	44,83
35 - 39	90 584	1 136	0,01254	450 080	3 645 361	40,24
40 - 44	89 448	1 492	0,01668	443 510	3 195 281	35,72
45 - 49	87 956	2 018	0,02294	434 735	2 751 771	31,29
50 - 54	85 938	2 833	0,03297	422 608	2 317 036	26,96
55 - 59	83 105	4 119	0,04956	405 228	1 894 428	22,80
60 - 64	78 986	6 226	0,07882	379 365	1 489 200	18,85
65 - 69	72 760	9 229	0,12684	340 728	1 109 835	15,25
70 - 74	63 531	12 543	0,19743	286 298	769 107	12,11
75 - 79	50 988	14 744	0,28917	218 080	482 809	9,47
80 - 84	36 244	14 962	0,41281	143 815	264 729	7,30
85 y más	21 282	21 282	1,00000	120 914	120 914	5,68

Cuadro 55

COSTA RICA: TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS, AÑO 1973,
CANTONES CON MAS DEL 70 POR CIENTO DE POBLACION RURAL

Grupos de edades	l_x	n^d_x	n^q_x	n^L_x	T_x	e^o_x
Menos de 1	100 000	5 750	0,05750	95 860	6 785 803	67,86
1 - 4	94 250	1 316	0,01396	373 652	6 689 943	70,98
5 - 9	92 934	397	0,00427	463 678	6 316 291	67,96
10 - 14	92 537	292	0,00316	461 955	5 852 613	63,25
15 - 19	92 245	505	0,00548	459 962	5 390 658	58,44
20 - 24	91 740	701	0,00764	456 948	4 930 696	53,75
25 - 29	91 039	742	0,00815	453 340	4 473 748	49,14
30 - 34	90 297	945	0,01046	449 122	4 020 408	44,52
35 - 39	89 352	1 220	0,01365	443 710	3 571 286	39,97
40 - 44	88 132	1 589	0,01803	436 688	3 127 576	35,49
45 - 49	86 543	2 133	0,02465	427 382	2 690 888	31,09
50 - 54	84 410	2 960	0,03507	414 650	2 263 506	26,82
55 - 59	81 450	4 248	0,05216	396 630	1 848 856	22,70
60 - 64	77 202	6 315	0,08180	370 222	1 452 226	18,81
65 - 69	70 887	9 178	0,12947	331 490	1 082 004	15,26
70 - 74	61 709	12 224	0,19809	277 985	750 514	12,16
75 - 79	49 485	14 144	0,28582	212 065	472 529	9,55
80 - 84	35 341	14 289	0,40432	140 982	260 464	7,37
85 y más	21 052	21 052	1,00000	119 482	119 482	5,68

Cuadro 56

COSTA RICA: TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS, AÑO 1973,
CANTONES CON 35 A 70 POR CIENTO DE POBLACION RURAL

Grupos de edades	l_x	n^d_x	n^q_x	n^L_x	T_x	e^o_x
Menos de 1	100 000	4 553	0,04553	96 449	6 933 251	69,33
1 - 4	95 447	1 130	0,01184	378 944	6 836 802	71,63
5 - 9	94 317	345	0,00366	470 722	6 457 858	68,47
10 - 14	93 972	255	0,00271	469 222	5 987 136	63,71
15 - 19	93 717	442	0,00472	467 480	5 517 914	58,88
20 - 24	93 275	619	0,00664	464 828	5 050 434	54,15
25 - 29	92 656	658	0,00710	461 635	4 585 606	49,49
30 - 34	91 998	848	0,00922	457 870	4 123 971	44,83
35 - 39	91 150	1 102	0,01209	452 995	3 666 101	40,22
40 - 44	90 048	1 455	0,01616	446 602	3 213 106	35,68
45 - 49	88 593	1 980	0,02235	438 015	2 766 504	31,23
50 - 54	86 613	2 795	0,03227	426 078	2 328 489	26,88
55 - 59	83 818	4 595	0,05482	407 602	1 902 411	22,70
60 - 64	79 223	5 746	0,07253	381 750	1 494 809	18,87
65 - 69	73 477	9 348	0,12722	344 015	1 113 059	15,15
70 - 74	64 129	12 815	0,19983	288 608	769 044	11,99
75 - 79	51 314	15 114	0,29454	218 785	480 436	9,36
80 - 84	36 200	15 258	0,42149	142 855	261 651	7,23
85 y más	20 942	20 942	1,00000	118 796	118 796	5,67

Cuadro 57

COSTA RICA: TABLA DE MORTALIDAD PARA AMBOS SEXOS, AÑO 1973,
CANTONES CON MENOS DE 35 POR CIENTO DE POBLACION RURAL

Grupos de edades	l_x	n^d_x	n^q_x	n^L_x	T_x	e_x^0
Menos de 1	100 000	3 093	0,03093	97 464	7 082 749	70,83
1 - 4	96 907	890	0,00918	385 418	6 985 285	72,08
5 - 9	96 017	278	0,00290	479 390	6 599 867	68,74
10 - 14	95 739	206	0,00215	478 180	6 120 477	63,93
15 - 19	95 533	362	0,00379	476 760	5 642 297	59,06
20 - 24	95 171	512	0,00538	474 575	5 165 537	54,28
25 - 29	94 659	553	0,00584	471 912	4 690 962	49,56
30 - 34	94 106	722	0,00767	468 725	4 219 050	44,83
35 - 39	93 384	957	0,01025	464 528	3 750 325	40,16
40 - 44	92 427	1 290	0,01396	458 910	3 285 797	35,55
45 - 49	91 137	1 799	0,01974	451 188	2 826 887	31,02
50 - 54	89 338	2 620	0,02933	440 140	2 375 699	26,59
55 - 59	86 718	3 984	0,04594	423 630	1 935 559	22,32
60 - 64	82 734	6 343	0,07667	397 812	1 511 929	18,27
65 - 69	76 391	9 952	0,13028	357 075	1 114 117	14,58
70 - 74	66 439	14 185	0,21350	296 732	757 042	11,39
75 - 79	52 254	16 921	0,32382	218 968	460 310	8,81
80 - 84	35 333	16 469	0,46611	135 492	241 342	6,83
85 y más	18 864	18 864	1,00000	105 850	105 850	5,61

PUBLICACIONES DE LA SERIE A

1. América Central: Tendencias pasadas y perspectivas de su población, Ferdinand Rath.
2. Las estadísticas demográficas y la mortalidad en Guatemala hacia 1950 y 1964, Zulma C. Camisa.
3. Guatemala: Proyecciones de la población total, 1965-2000, Zulma C. Camisa.
4. Desierto
5. Costa Rica: Comparación entre tres proyecciones de población, 1950-1978, Zulma C. Camisa.
6. Ajuste e interpolación de tasas de fecundidad por edad (Aplicación a los países de América Central), Guillermo A. Macció.
7. Ajuste e interpolación de tasas de fecundidad por edad (Aplicación a los países de América Latina), Guillermo A. Macció.
8. La migración interna de Costa Rica, Joop Alberts.
9. Tablas abreviadas de mortalidad por provincias, 1962-1964, Joop Alberts.
10. La nupcialidad femenina en América Latina durante el período intercensal, 1950-1960, Zulma C. Camisa.
11. Evaluación del programa de planificación familiar de Hatillo (San José, Costa Rica), Nelson Lenis. (Edición provisional).
- 12a. Evaluación de la cobertura geográfica del Censo Nacional de Población de 1971 de la República de Nicaragua, Bolívar Nieto y Antonio Ortega. (Distribución restringida).
- 12b. Guatemala: Resultados del Censo Experimental de Población y Habitación - 1970, Dirección General de Estadística y Censos. CELADE, 1972.
13. Tabla de mortalidad por generaciones: México 1960, Antonio Ortega y Juan Carlos Lerda.
14. Algunas consideraciones sobre la investigación censal de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes y su utilidad para estimar la fecundidad y mortalidad, Bolívar Nieto.
15. Un modelo para estimar la mortalidad a través de las preguntas censales sobre hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, Antonio Ortega.

16. República Dominicana. Comentarios y sugerencias para una evaluación de los datos de fecundidad del Censo de Población de 1970, Zulma C. Camisa.
17. Nicaragua. Resultados del Censo Experimental de Población, Agosto, 1969.
18. Regresión en tablas de múltiple entrada, II parte. Albino Bocaz.
19. República Dominicana: Estudio de la evolución demográfica, en el período 1950-1970 y proyección de la población total, período 1970-2000. Agustín García.
- 1020 América Latina: Situación demográfica alrededor de 1973 y perspectivas para el año 2000, CELADE.
- 1021 Guatemala: Evaluación del censo de 1973 y proyección de la población por sexo y edad, 1950 - 2000, Juan Chackiel. 0
- 1022 La fuerza de trabajo en los países de la Cuenca del Plata, 1960, Juan Chackiel.

*

* *

Fórm. 545-300, Setiembre de 1976

Mecanografía: J. Araya y
V. Méndez

CELADE - Centro Latinoamericano de Demografía

J.M. Infante 9, Casilla 91
Santiago, Chile

Av. 6a., Calle 19
Apartado postal 5249
San José, Costa Rica