

SEGUNDO TRABAJO DE INVESTIGACION

Título: COSTA RICA: ANALISIS DE LA FECUNDIDAD A TRAVES DE  
LAS PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO DE LA FAMILIA,  
PERIODO 1963 - 1974

Autor: A. Ernesto Vargas C.

Asesor: Zulma Camisa

DISTRIBUCION INTERNA

Santiago - Chile  
Diciembre, 1979

Versión Corregida  
marzo, 1980

# I N D I C E

	<u>Página</u>
INTRODUCCION .....	1
I. LA FECUNDIDAD EN COSTA RICA ENTRE 1960 y 1975.	3
II. METODOLOGIA DE CALCULO .....	6
2.1 Método directo para el cálculo de las probabi- lidades de agrandamiento de la familia.....	6
2.2 Método indirecto para obtener las probabi- lidades de agrandamiento de la familia.....	7
2.3 Selección del modelo de distribución de los intervalos intergenésicos por orden.....	10
2.4 Índice de resumen de probabilidades.....	10
III. APLICACION DEL METODO DIRECTO A LOS DATOS DE COSTA RICA.....	12
3.1 Fuente de información, limitaciones y co- rrecciones a los datos básicos.....	12
3.2 Las probabilidades de agrandamiento por provincia y area urbana y rural .....	13
3.3 Tamaño medio de la familia y sus diferen- cias geográficas.....	27
IV. APLICACION DEL METODO INDIRECTO A LOS DATOS DE COSTA RICA .....	31
4.1 Consideraciones generales.....	31
4.2 Fuente de información, limitaciones y co- rrecciones a los datos básicos.....	32
4.3 Las probabilidades de agrandamiento a par- tir de datos corregidos y sin corregir.....	34
4.4 Selección del modelo de distribución de los intervalos intergenésicos por orden....	34
4.5 Las probabilidades anuales de agrandamiento de la familia.....	36
4.6 Índice resumen de las probabilidades anuales	40
V. CONCLUSIONES.....	44
BIBLIOGRAFIA.....	48
ANEXO.....	50

## I N T R O D U C C I O N

En los últimos años, el estudio de la fecundidad en los países de América Latina ha cobrado especial importancia, por ser ésta la variable que determina principalmente la composición por edad y el crecimiento de la población.

En este sentido, el caso de Costa Rica reviste especial atención, a causa del considerable descenso que ha venido experimentando su fecundidad en los últimos 15 años.

Una de las razones principales de este interés radica en el hecho de que, ante cambios como éste, surgen variables que desplazan a la edad de la mujer como factor determinante del riesgo de la procreación. Cuando la fecundidad deja de tener un comportamiento fisiológico por el apareamiento del control voluntario de la natalidad, la edad de la mujer deja de ser la variable más importante para su estudio y determinación; adquieren entonces, importancia decisiva, variables como el número de hijos ya tenidos que con el aumento de la familia pueden cambiar las actitudes de las parejas en lo que respecta al tamaño de la familia deseada.

De ahí que se comprenda la utilidad de contar con otros métodos de estudio, diferentes de los clásicos, que permitan la medición y análisis de esos nuevos factores que determinan la fecundidad.

En atención a las consideraciones descritas, el objetivo principal de este trabajo, estará encaminado a la distinción de dichas variables y al análisis del efecto que sobre ellas ha producido el descenso de la fecundidad.

Con este fin, se hace uso de los métodos propuestos por Louis Henry, con los cuales se obtienen las frecuencias de aumen-

to de la familia, denominadas como "probabilidades de agrandamiento" de la familia.

La primera parte presenta, a título ilustrativo, las características predominantes de la fecundidad durante el período bajo estudio; el capítulo segundo está dedicado a sintetizar la forma de obtención de dichas probabilidades; y el resto de los capítulos, a la exposición de los resultados obtenidos de la aplicación de los métodos longitudinal y transversal, así como a un breve análisis geográfico y por área urbana y rural de los mismos.

## I LA FECUNDIDAD EN COSTA RICA ENTRE 1960 Y 1975

Como antecedente ilustrativo para los objetivos de estudio y antes de abordar el estudio de las probabilidad de agrandamiento de la familia, se ha considerado conveniente resumir las características de la fecundidad en Costa Rica durante el período bajo estudio, a la luz de algunos estudios sobre la materia.

El descenso de la fecundidad en Costa Rica, se inicia, en forma moderada, a partir de 1961; este descenso se acelera desde 1964 <sup>1/</sup>, para tender a una estabilización entre 1975 y 1977. En consecuencia, el período bajo análisis de este trabajo, comprende una etapa crucial en el cambio de la conducta reproductiva de Costa Rica.

Este notable descenso de la fecundidad del país ha sido objeto de numerosos estudios. Gómez <sup>2/</sup> recalca como posible causal el considerable desarrollo económico y social que se inicia ya alrededor de 1950. Se produce un proceso de modernización que conduce al mejoramiento de muchos grupos sociales, concediendo oportunidades y creando aspiraciones que se contraponen con el tamaño prevaleciente de la familia hasta ese entonces; y de ahí el interés por una familia de menor tamaño y por la regulación de la natalidad.

---

<sup>2/</sup> Gómez, M: " El descenso de la fecundidad en Costa Rica". Depto. de Estadística, Esc. de Ciencias Económicas, U. de Costa Rica. 1974.

<sup>1/</sup> Behm, H. y Guzmán, J.M: "El descenso de la fecundidad en Costa Rica y sus diferencias socio-económicas, 1960-1970". CELADE, Notas de Población N°21, dicbre. 1979.

A comienzos de 1960 los métodos anticonceptivos se encuentran limitados a la población de mayores ingresos, localizada preferentemente en el área urbana. Sólo en 1966 se intensifica esta actividad reguladora de la natalidad, hasta entonces de carácter privado, con la creación de la Asociación Demográfica, la que promueve una intensa campaña de motivación de la regulación de la fecundidad e instala los primeros consultorios en el área urbana.

Entre 1968 y 1970 se inicia el Programa Nacional de Planificación Familiar, de auspicio oficial. Aparecen los gestágenos que se difunden desde las clases alta y media del sector urbano a otras clases y después al sector rural, a medida que los programas van cubriendo estos grupos.

Stycos por su parte <sup>3/</sup> sugiere que el cambio social, vale decir, el aumento de la educación y declinamiento de las actividades agrícolas, si bien fue el que precipitó la baja de la fecundidad, fue acompañado por el programa de planificación familiar, que la aceleró.

Otro estudio sobre fecundidad según clases sociales en Costa Rica <sup>4/</sup> sostiene una hipótesis según la cual debería esperarse que la fecundidad sea menor y haya descendido primeramente en los sectores capitalistas y urbanos.

Sin embargo, al parecer, el descenso de la fecundidad ha sido no sólo rápido sino que también masivo, extensivo a todas las clases sociales y el Estado tendría en esto un papel preponderante como agente de modernización. La redistribución de beneficios del desarrollo económico logrado, no ha sido en términos de ingresos sino en beneficios sociales, y especialmente en educación.

3/ Stycos, J.M. "Patterns of Fertility Decline in Costa Rica". International Population Program. Cornell University, N.Y. 1970

4/ González, G. y otros: "Estrategia de desarrollo y transición demográfica. El caso de Costa Rica". CELADE, Serie A 164, Stgo, 1978.

En este contexto, los programas de planificación familiar han sido el factor que facilita la adopción generalizada de un menor patrón de fecundidad.

Todas las opiniones coinciden, en general, 5 / en señalar que la baja de la fecundidad en Costa Rica se origina en un conjunto de cambios sociales creados en la década de 1960, a los que se incorpora en la segunda mitad de la década, el uso extendido de anticonceptivos.

Las consideraciones anteriores promueven el interés de comprobar, mediante métodos no clásicos el estudio del descenso de la fecundidad.

---

5 / Behm, H. y Guzmán, J.M.: op. cit.

## II. METODOLOGIA DE CALCULO

### 2.1. Método directo para el cálculo de las probabilidades de agrandamiento de la familia.

El concepto de probabilidad de agrandamiento de la familia fue introducido por Louis Henry <sup>6/</sup>, con el propósito de estudiar la forma cómo se distribuyen los distintos tamaños de familia de las mujeres o parejas, que han llegado al término de la constitución de su descendencia.

Con este fin, Henry propone un método para el cálculo de las probabilidades de agrandamiento, aplicable a mujeres que han terminado su período fértil. La aplicación consiste en tomar una cohorte con fecundidad completa, distribuida según el número de hijos nacidos vivos tenidos, y después de adecuadas transformaciones, los resultados proporcionan la probabilidad de tener al menos un hijo, para una mujer considerada al momento de su matrimonio, o tener al menos  $n+1$  hijos, para una mujer, considerada al nacimiento de su  $n$ ésimo hijo.

Las probabilidades de agrandamiento simbolizadas como  $a_n$ , se obtienen aplicando la relación que sigue:

$$a_n = \frac{N_{n+1}}{N_n}$$

en donde:

- $N_{n+1}$  Es el número de mujeres de la cohorte considerada que tuvieron al menos  $n+1$  hijos nacidos vivos;
- $N_n$  Es el número de mujeres de la cohorte que tuvieron al menos  $n$  hijos nacidos vivos

---

<sup>6/</sup> Henry, Louis: Fécondité des mariages. Nouvelle méthode de mesure, INED, Travaux et Documents, Cahier N° 16, Presses Universitaires de France, 1953



Este método supone:

- a) Que la población es cerrada
- b) Que la fecundidad de las mujeres en estudio es independiente de los riesgos de la mortalidad que las ha afectado, lo que en definitiva significa, que las probabilidades de agrandamiento de la familia de las sobrevivientes de la cohorte es igual a las de las fallecidas; y
- c) Que todas las mujeres de la cohorte iniciaron su unión a la misma edad.

Tal como se ha descrito, el método corresponde a un análisis longitudinal de la fecundidad. Ahora bien, el mismo autor <sup>7/</sup> propone un segundo método de cálculo llamado indirecto, para obtener las probabilidades de agrandamiento referidas a un momento t, permitiendo así, efectuar un análisis transversal de la fecundidad.

## 2.2. Método indirecto para obtener las probabilidades de agrandamiento de la familia.

La aplicación de este método exige conocer los intervalos entre la fecha del matrimonio y la del nacimiento del primogénito, así como el espaciamiento entre los hijos sucesivos. El problema que suele presentarse en la práctica, es que generalmente no se dispone de esta información, por lo que se hace necesario recurrir a modelos que proporcionen estos intervalos, además de contar con los nacimientos clasificados por orden. Este método proporciona las probabilidades de que nazca el primogénito de una pareja sin hijos, o de que nazca uno más, habiendo tenido uno o más hijos.

---

<sup>7/</sup> Henry, Louis, Fécondité des Mariages....., op cit.

Las probabilidades así definidas, se obtienen de la relación

$$a_j = \frac{B_{j+1}}{\sum_{n=0} \alpha_{j,n} \beta_{j,n}}$$

en donde:

$a_j$  representa la probabilidad definida anteriormente

$n=0$  es el año de referencia de la probabilidad  $a_j$

$\beta_{j+1}$  es el número de nacimientos de orden  $j$  ocurridos  $n$  años antes al año de referencia, considerado como  $n = 0$ .

$\alpha_{j,n}$  son los coeficientes de ponderación del modelo adoptado, que indican la proporción de nacimientos de orden  $j+1$  que ocurren  $n$  años después de los nacimientos de orden  $j$ , respecto del total de nacimientos de orden  $j+1$ .

$\beta_{j,n}$  es el número de nacimientos de orden  $j$ , ocurridos  $n$  años antes al año de referencia ( $n=0$ );

$\sum_{n=0} \alpha_{j,n} \beta_{j,n}$  corresponde a los nacimientos teóricos del orden  $j+1$  que se espera ocurran en la población, si estos siguieran el modelo de distribución adoptado.

Estos nacimientos se calculan en base a los nacimientos ocurridos de orden  $j$  para una serie de años que van desde el año  $n=0$  hasta  $n$  (once años antes), en razón del número de años de espaciamiento que el modelo considera para cada orden.

Los modelos de espaciamento presentados por Henry en su obra "Fécondité des Mariages" <sup>8/</sup>, permiten el cálculo de las probabilidades  $a_1$  hasta  $a_7$ . La obtención de la probabilidad  $a_0$  (probabilidad de que nazca el primogénito de una pareja sin hijos), requiere de una serie histórica retrospectiva de matrimonios a partir del año de diferencia y de la distribución de los nacimientos de orden 1, según el intervalo transcurrido entre el año de matrimonio y el nacimiento del primer hijo. También en este caso, en ausencia de este tipo de información, puede hacerse uso de un modelo de distribución de los nacimientos de este orden.

<sup>9/</sup>  
Este segundo método supone:

- a) Que la población es cerrada.
- b) Que todas las mujeres que iniciaron su unión en un año determinado, están expuestas a la misma probabilidad de tener el primogénito, y con una misma distribución de los nacimientos entre el intervalo transcurrido a partir de la unión.
- c) Que todas las mujeres que tuvieron su hijo de orden  $j$  en un mismo año, están expuestas a la misma probabilidad de agrandamiento de la familia que corresponde a una misma distribución de los nacimientos, según el intervalo transcurrido entre el nacimiento de orden  $j$  y el nacimiento de orden  $j+1$ .

El método también hace abstracción de la mortalidad y de la disolución del vínculo matrimonial.

---

<sup>8/</sup> Henry, Louis, Fécondité des Mariages ... , op. cit. p. 127

<sup>9/</sup> Henry, Louis, op. cit., p. 26.

### 2.3. Selección del modelo de distribución de los intervalos intergenésicos por orden.

Como se ha dicho anteriormente, cuando no se dispone de los propios coeficientes de ponderación ( $\alpha_{j,n}$ ) es posible recurrir a uno de los cinco modelos estimados por Henry 10/, los cuales proporcionan la distribución de los nacimientos, según el intervalo intergenésico del orden que se trate. El criterio de selección, según lo recomendado por el autor de los modelos, estará en concordancia con el comportamiento de la fecundidad que se desea estudiar; según se trate de una población malthusiana o de una poco malthusiana. De no contar con esta referencia, habrá que calcular sendas series de probabilidades para los dos modelos extremos de los cinco disponibles, con el fin de observar las diferencias resultantes. Sin embargo, algunas aplicaciones ya realizadas con el propósito de estudiar el efecto que puede tener la adopción de un modelo u otro, permiten concluir que las diferencias entre las probabilidades resultantes parecen no ser muy importantes 11/.

### 2.4. Índice de resumen de las probabilidades

Una vez obtenidas las probabilidades de  $a_0$  hasta  $a_{n-1}$ , para ambos métodos, con ellas se puede calcular un índice resumen de la fecundidad, aplicando la relación:

$$IR = (a_0 + a_0 a_1 + a_0 a_1 a_2 + \dots + a_0 a_1 a_2 \dots a_{n-1})$$

---

10/ Henry, Louis, Fécondité des Mariages....op cit.

11/ Arévalo, Jorge, Aplicación a Chile de un método de medición de la fecundidad, según el tamaño de la familia, Serie C N° 17, CELADE 1964.

Cuando se trata de la aplicación del método directo, el índice puede interpretarse como el número medio de hijos por matrimonio o por mujer, según las condiciones de fecundidad experimentadas por las cohortes estudiadas, cuando éstas pasaron por su período fértil.

En el caso del método indirecto, el índice se interpreta como el número medio de hijos por matrimonio o por mujer, de una cohorte hipotética, según las condiciones de fecundidad del momento t, si los nacimientos t<sub>u</sub> vieran la distribución por orden observada y la distribución por espaciamento dentro de cada orden fuera la misma de la población en estudio.

Este Índice tiene además la propiedad de no estar afectado por la edad al casarse ni por los intervalos entre la unión y el nacimiento del primogénito, ni por los espaciamientos entre los hijos subsiguientes.

### III. APLICACION DEL METODO DIRECTO A LOS DATOS DE COSTA RICA

#### 3.1. Fuente de información, limitaciones y correcciones a los datos básicos.

##### Fuente de información

Para el caso que nos ocupa, se tomaron las tabulaciones que corresponden a la pregunta censal; ¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?, hecha a todas las mujeres de 15 años o más en el Censo de Costa Rica de 1973.

Las mujeres que componen las cohortes a estudiar, corresponden a las generaciones nacidas entre 1924 y 1928 y que en el momento del Censo de 1973 tenían entre 45 y 49 años de edad.

##### Limitaciones de los datos básicos

Cabe anotar que las cohortes escogidas no representan exactamente a las mujeres con fecundidad completa, puesto que algunas de ellas todavía serán susceptibles de procrear; sin embargo se hizo esta elección por dos razones: puede aceptarse sin mucho riesgo, que la subestimación a que conduzcan los datos, como consecuencia de la limitación indicada, no será de mayor importancia, si se toma en cuenta el poco peso que tiene la fecundidad de ese grupo de edades dentro de la fecundidad total; en cambio se presume que los datos provenientes de estas mujeres, pueden ser de mejor calidad que los informados por aquéllas de más edad, teniendo en cuenta que esta característica parece tener una relación directa con la importancia de los errores de declaración del número de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres.

Como consecuencia de la información básica utilizada, los valores de las probabilidades resultantes corresponden a la fecundidad experimentada durante los últimos 30 años anteriores al censo.

Otra limitación proveniente de los datos disponibles es que los cuadros censales publicados, con el detalle necesario para la aplicación del método,

se refieren a todas las mujeres sin distinción del estado conyugal; así no es posible distinguir las probabilidades que resultarían para mujeres casadas y en unión.

Sólo se aplicó el método a los resultados del Censo de 1973, por cuanto en el censo anterior no se investigó la fecundidad mediante preguntas específicas para tal fin.

### Correcciones a los datos básicos

La distribución de las mujeres según el número de hijos nacidos vivos tenidos, mostró que un 10.7 por ciento de ellas, corresponde a mujeres que nunca tuvieron hijos. A fin de controlar la posibilidad de que éste valor se encuentre abultado por el número de mujeres sin declaración de fecundidad; se comparó con el resultado que proporciona una de las tablas publicadas en el informe de la Encuesta Nacional de Fecundidad de 1976 <sup>12/</sup>, la que como en el caso del Censo, está referida al total de mujeres entrevistadas entre 45 y 49 años de edad. La cifra corresponde a un 7.7 por ciento de mujeres con cero hijos, valor que parece más coherente con los resultados que se obtienen para otros países del área centroamericana <sup>13/</sup>. Con dichos elementos de juicio, se prefirió adoptar la proporción registrada en La Encuesta Nacional de Fecundidad de Costa Rica. Las mujeres restantes del grupo fueron excluidas por considerarlas sin declaración de fecundidad.

### 3.2. Las probabilidades de agrandamiento por provincia y área urbana y rural

El estudio de las probabilidades de agrandamiento de la familia a través de una cohorte de mujeres, cobra importancia al permitir reconstruir la fisonomía del conjunto de etapas que constituyen la descendencia.

---

<sup>12/</sup> DGEC, Encuesta Nacional de Fecundidad 1976, Costa Rica. P. 176

<sup>13/</sup> El porcentaje registrado de mujeres sin hijos entre los 45 y 49 años, en la Encuesta Demográfica Nacional de Honduras (RETRO-EDENH), corresponde a un 5.4 por ciento del total de esas mujeres. (Ver fascículo VII, P. 80 CELADE, Serie A N° 129).

CUADRO 1  
 COSTA RICA: PROBABILIDADES DE AFRANDAMIENTO DE LA FAMILIA  
 DE LAS COHORTES DE MUJERES DE 15-49 AÑOS  
 POR PROVINCIA CENSO 1973

PROBABILIDAD	PROBABILIDADES DE AFRANDAMIENTO (POR MIL)									
	PROVINCIAS									
	GUANA CASTE	PUNTA RENAS	LIMON	ALAJUELA	SAR PESCA	HEREDIA	SCH. JOSE			
a <sub>0</sub>	954	949	947	918	909	871	912			
a <sub>1</sub>	968	942	942	947	949	930	918			
a <sub>2</sub>	949	950	938	938	932	920	896			
a <sub>3</sub>	947	935	925	922	926	915	865			
a <sub>4</sub>	942	928	910	918	919	882	848			
a <sub>5</sub>	934	924	903	904	900	872	841			
a <sub>6</sub>	910	896	871	898	893	844	842			
a <sub>7</sub>	891	899	873	881	871	833	833			
a <sub>8</sub>	889	860	835	852	861	822	809			
a <sub>9</sub>	831	846	834	844	831	788	807			

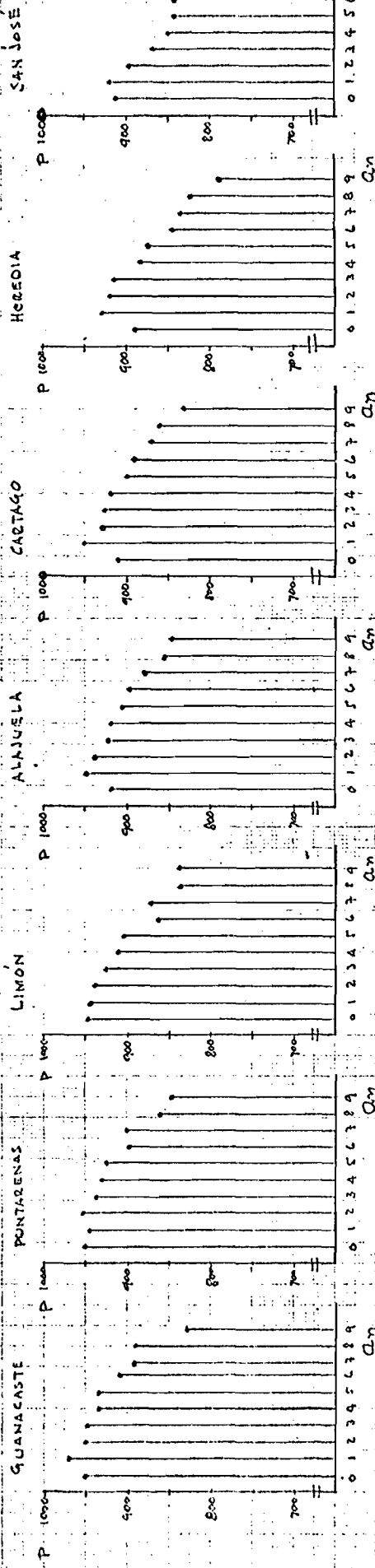
FUENTE: CUADRO 1 (Anexo)



GRAFICO 1

# COSTA RICA

## PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO DE LA FAMILIA DE LAS COHORTES DE MUJERES DE 45 A 49 AÑOS DE EDADES POR PROVINCIA. CENSO DE 1973



FUENTE: CUADRO 1

De ahí el interés por estudiar el comportamiento de formación de la familia en las generaciones que nos ocupan.

Cabe recordar, que las mujeres que componen las cohortes a estudiar corresponden a las generaciones nacidas entre 1924 y 1928 y que en el momento del Censo de 1973 tenían entre 45 y 49 años de edad.

En el Cuadro 1 y Gráfico 1, se pueden apreciar los valores de las distintas frecuencias de aumento del tamaño de las familias, según provincias.

En cinco de ellas (Guanacaste, Puntarenas, Limón, Alajuela y Cartago), las probabilidades de tener un hijo de orden  $n+1$  habiendo tenido uno de orden  $n$ , varían entre 831 y 968 por mil, siendo especialmente altas entre los órdenes  $a_1$  hasta  $a_5$ , donde más del 90 por ciento de las mujeres que han tenido el quinto nacido vivo, tienen uno más.

En Heredia, aunque los valores de las probabilidades presenta un nivel menor, aún así, más del 87 por ciento de las mujeres tienen su sexto hijo, habiendo tenido el de orden 5.

La diferencia más importante se registra en San José, donde las probabilidades comienzan a descender a partir de  $a_2$  lo que parece indicar que estas mujeres ejercieron alguna forma de control de la fecundidad durante su período fértil.

Sin embargo, más del 80 por ciento de las mujeres que tuvieron un hijo de orden 5, dieron origen a un nacido vivo de orden 6.

Como puede apreciarse, las probabilidades de agrandamiento descritas, reflejan los altos niveles de fecundidad experimentados por las cohortes estudiadas, cuando ellas pasaron por las distintas edades de su vida fértil.

Por otra parte, considerando el alto nivel de fecundidad reflejado a través de las probabilidades de agrandamiento de la familia, llama la atención que excepto en dos provincias, Puntarenas y Limón, en todas las restantes, el valor de la probabilidad  $a_0$  siempre es menor en comparación con  $a_1$  siendo Heredia la provincia donde este comportamiento se ve con mejor claridad.

Dichos resultados podrían obedecer a características reales de la fecundidad en estudio. Sin embargo, para controlar el posible error que pudo haberse introducido al tratar de corregir el número de mujeres sin hijos, que se supone exagerado por la posible inclusión de mujeres sin declaración de fecundidad, se hizo el ejercicio con la información original; aún así, las probabilidades  $a_0$  y  $a_1$  conservan el mismo sentido de comportamiento.

Excluida ésta posibilidad como fuente principal de sesgo, quedaría por controlar el grado de error que introduce la limitación que se refiere a la imposibilidad de distinguir, con los datos censales disponibles, a las mujeres según el estado civil, que en alguna medida estará afectando el cálculo de las probabilidades de agrandamiento de la familia.

Como referencia cabe mencionar que el Censo de Costa Rica de 1973, registra para la provincia de Heredia, un 19 por ciento de mujeres solteras en el grupo de 45 a 49 años de edad. Por el contrario, para Puntarenas y Limón, donde la probabilidad  $a_0$  es mayor que  $a_1$ , el porcentaje de mujeres solteras es menor, correspondiéndoles un 10 por ciento en ese grupo de edades. Estos porcentajes parecen explicar en alguna medida el comportamiento de las probabilidades que se vienen discutiendo, sin olvidar los problemas provenientes de los errores de declaración.

En resumen, de acuerdo al comportamiento de las probabilidades de agrandamiento de la familia, puede concluirse que ellas corresponden a una población poco maltusiana, donde los métodos de regulación de la natalidad no se encuentran extendidos a todos los sectores de la población.

Por otra parte, el hecho de no contar con el número de mujeres alguna vez casadas o unidas, según el número de nacidos vivos tenidos, es una seria limitante que dificulta el análisis de los resultados, afectando principalmente la posible estimación de la esterilidad fisiológica o permanente ( $1-a_0$ ), que en este caso, por tratarse de una población poco maltusiana, es un dato importante de conocer.

Teniendo presente las consideraciones antes dichas, se incluyen a título de ejemplo ilustrativo los porcentajes estimados de esterilidad permanente por provincia y área, así como la correspondiente estructura por estado civil de las mujeres comprendidas entre los 45 y 49 años de edad.

Observando las cifras de los Cuadros 2 y 3 puede apreciarse la relación directa que existe entre el porcentaje de mujeres solteras y las estimaciones

## CUADRO 2

COSTA RICA: PORCENTAJE ESTIMADO DE ESTERILIDAD PERMANENTE EN LAS COHORTES DE MUJERES DE 45-49 AÑOS POR AREA URBANA Y RURAL SEGUN PROVINCIA, CENSO 1973

PROVINCIA	ESTERILIDAD (POR CIENTO)		
	TOTAL	URBANO	RURAL
<u>PAIS</u>	<u>8.0</u>	<u>9.9</u>	<u>6.2</u>
SAN JOSE	8.8	9.9	6.4
ALAJUELA	8.2	9.5	7.6
CARTAGO	9.1	11.7	7.2
HEREDIA	10.9	14.2	8.2
GWANACASTE	4.6	6.1	4.0
PUNTARENAS	5.1	8.0	4.0
LIMON	5.3	6.2	4.6

FUENTE: CUADRO 4 (ANEXO)

## CUADRO 3

COSTA RICA: PORCENTAJE DE MUJERES SOLTERAS  
 POR AREA URBANA-RURAL, SEGUN PROVINCIA  
 CENSO 1973.

PROVINCIA	PORCENTAJE DE SOLTERAS		
	TOTAL	URBANO	RURAL
PAIS	14.6	18.1	11.1
SAN JOSE	16.0	18.1	11.1
ALAJUELA	13.6	17.4	11.9
CARTAGO	15.2	18.1	12.9
HEREDIA	18.5	21.3	16.2
GUANACASTE	12.5	18.1	10.4
PUNTARENAS	10.3	17.2	7.7
LIMON	10.8	15.4	7.6

FUENTE: DGEC. "CENSOS NACIONALES DE POBLACION 1973". TOMO 1  
 REPUBLICA DE COSTA RICA.

de esterilidad permanente, valga decir, a medida que aumenta el porcentaje de solteras, también aumenta la proporción de mujeres estériles, viéndose más claramente al desagregar los resultados por area urbana y rural en cada una de las provincias.

Finalmente, si después de eliminar el efecto de la diferente estructura por estado civil, se mantiene el diferencial de esterilidad, la explicación que podría darse a este fenómeno, sería, que por tratarse de una generación perteneciente a una población, donde los métodos de control de la natalidad son poco difundidos, la posible práctica del aborto inducido como medio de limitación de la familia, podría ser la causa de la mayor esterilidad en las areas más urbanizadas.

En todo caso, lo antes dicho no es más que una hipótesis que habría que someter a comprobación empírica.

El análisis del comportamiento de las probabilidades de agrandamiento de la familia cobra mayor interés al observar los diferenciales urbano-rural por provincias que se presentan en el Cuadro 4 y gráfico 2.

Cuando se comparan las probabilidades de agrandamiento urbanas y rurales, salvo alguna excepción, los valores correspondientes a las mujeres del area rural disminuyen a medida que aumenta el orden ( a partir de  $a_1$  ), no así en el area urbana, que presenta un comportamiento irregular, principalmente en las probabilidades de mayor orden.

Este comportamiento puede atribuirse a dos circunstancias: en primer término, las cohortes estudiadas todavía se encontraban en su período fértil cuando se iniciaron los programas de planificación familiar , alrededor de 196 14/, quedándoles aproximadamente 12 años para concluir dicho período;

---

14/ Cooning, Arthur: " Tendencias de la fecundidad en América Latina y Factores de influencia". CLASO-CELADE, A-/P3' S/103/27/73,80.

Por otra parte, cuando comienza a descender el nivel de la fecundidad, es generalmente en los últimos órdenes donde primero se refleja dicho descenso. Sin embargo, no todas las mujeres estarían utilizando los programas de control de la natalidad, a juzgar por el comportamiento irregular de las probabilidades de agrandamiento en estos últimos órdenes, tal como se observa en el area urbana de las provincias (gráfico 2).

Aún así, las probabilidades rurales son siempre mayores que las urbanas, lo cual estaría señalando el mayor impacto de los programas de control de la natalidad en las areas más urbanizadas.

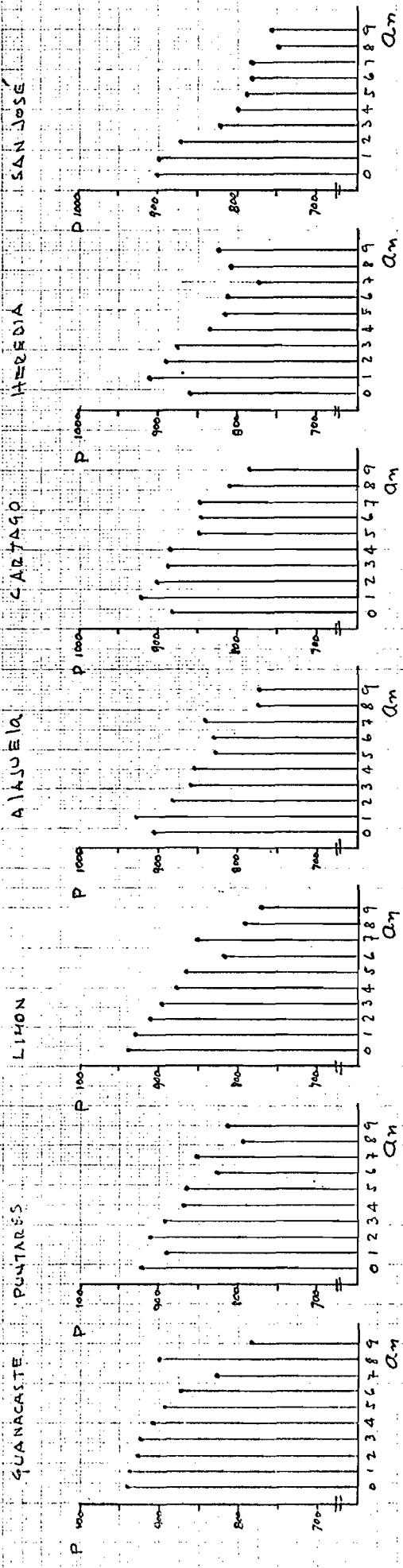
Observando las cifras del cuadro 5, se puede apreciar que la diferencia urbano-rural tiende a ser más grande cuanto mayor es el orden de nacimiento; tal comportamiento se distingue con mayor claridad en la provincia de San José, donde el diferencial urbano-rural se acentúa con mayor intensidad a partir de la probabilidad  $a_3$ . Sin embargo, no existe continuidad en el aumento de la diferencia por áreas según el orden del nacimiento, lo que al parecer puede atribuirse a las irregularidades observadas en el area urbana de las provincias.



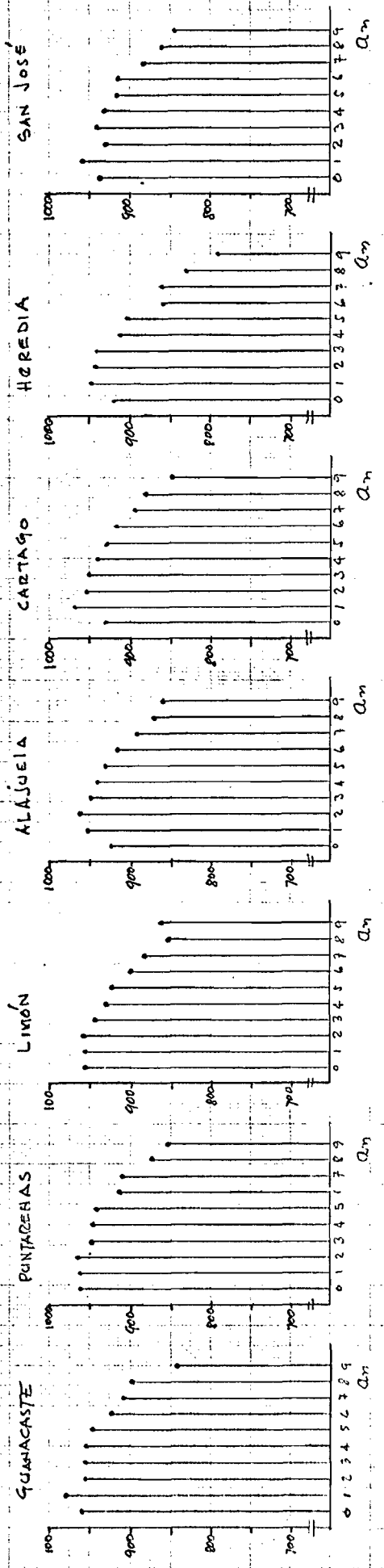
SERIE FIC 82  
COSTARRICA

PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO DE LA FAMILIA DE LA COHORTE DE MUJERES DE 45 A 49 AÑOS, POR PROVINCIAS DEL AREA URBANA Y RURAL, CENSO 1973

URBANO



RURAL



COSTA RICA: PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO de la familia de la cohorte de MUJERES DE 45-49 AÑOS POR PROVINCIAS DEL AREA URBANA. CENSO 1973

a <sub>j</sub>	PROBABILIDADES (FEM MLC)									
	PROVINCIAS, AREA URBANA									
	PAIS	GUANA CASTE	PUNTA PUEBLOS	LIMON	ALD. JUELA	CAR. TAGO	HEREDIA	SAN JOSE		
a <sub>0</sub>	901	939	920	933	905	883	858	901		
a <sub>1</sub>	909	939	889	929	935	923	909	900		
a <sub>2</sub>	882	927	910	911	881	900	890	869		
a <sub>3</sub>	849	922	893	895	860	887	877	823		
a <sub>4</sub>	829	906	867	876	856	885	833	796		
a <sub>5</sub>	816	894	864	868	827	849	815	787		
a <sub>6</sub>	807	870	826	817	832	846	815	780		
a <sub>7</sub>	805	827	851	852	840	823	773	781		
a <sub>8</sub>	780	899	794	794	774	812	807	748		
a <sub>9</sub>	771	785	811	772	775	787	775	756		

FUENTE: CUADRO 1 (ANEXO)

(Cuentas de la familia y el hogar)

COSTA RICA: Probabilidades de Agravamiento de la familia de la cohorte de mujeres de 45-49 años por provincias del área rural  
 CENSO 1973

		PROBABILIDADES (POR MIL)									
		PROVINCIAS AREA RURAL									
Qj	PAIS	GUANA	PUNTA	LIMON	ALA	CAJ	HERE	SAN			
		CASTE	RENAS		JURCA	RAMO	DIZ	JOSE			
Q0	938	960	960	954	924	928	918	936			
Q1	959	978	961	952	952	968	945	957			
Q2	956	955	963	956	962	954	972	931			
Q3	947	956	948	943	946	951	941	942			
Q4	927	954	946	931	939	939	913	931			
Q5	927	946	941	923	928	928	904	915			
Q6	912	922	914	900	916	918	859	916			
Q7	892	909	910	882	891	894	862	884			
Q8	869	887	874	854	871	883	829	863			
Q9	848	843	853	862	859	848	793	847			

FUENTE: CUADRO 1 (Gene X0)

COSTA RICA: DIFERENCIAS ABSOLUTAS EN LAS LUTAS DE LAS PROBABILIDADES DE  
 AGRICULTORES Y OBREROS EN EL NIVEL URBANO, RESPECTO DEL  
 AREA RURAL POR PROVINCIAS. CENSO 1973

DIFERENCIAS ABSOLUTAS DE LAS PROBABILIDADES POR AREA

A <sub>j</sub>	PAIS	DIFERENCIAS ABSOLUTAS DE LAS PROBABILIDADES POR AREA							SUMA
		GUANA	PUNTA RENAS	UMON	ALTA JUELA	CURTA GO	HERS ISTA	SON SAGE	
a <sub>0</sub>	37	21	40	16	19	45	60	35	
a <sub>1</sub>	50	39	72	23	17	45	36	57	
a <sub>2</sub>	74	28	53	45	81	54	52	62	
a <sub>3</sub>	98	34	55	48	86	64	64	119	
a <sub>4</sub>	108	48	79	55	83	54	80	135	
a <sub>5</sub>	111	52	77	55	101	79	89	128	
a <sub>6</sub>	105	52	88	83	84	72	44	136	
a <sub>7</sub>	87	82	59	30	51	71	89	103	
a <sub>8</sub>	89	-12	80	60	97	71	22	115	
a <sub>9</sub>	77	58	42	90	84	61	18	91	

\*/ Δ RURAL - URBANO  
 FUENTE: CUADRO 4

### 3.3. Tamaño medio de la familia y sus diferencias geográficas

Tal como se mencionó anteriormente, conociendo los valores de las probabilidades de agrandamiento, desde  $a_0$  hasta  $a_{n-1}$ , se obtiene un Índice Resumen que expresa el tamaño medio de familia completa de una mujer o de una pareja, según las condiciones de fecundidad experimentadas por las cohortes objeto del estudio, en el supuesto que todas las mujeres hubieran ingresado al estado matrimonial a la misma edad y de que no se introduce un error significativo a las estimaciones con la inclusión de mujeres solteras en el cálculo de las probabilidades.

Los resultados obtenidos por provincia según área urbana y rural son los que aparecen en el Cuadro 6.

En el total del país se observa un marcado contraste entre la población urbana y rural. El exceso que esta última representa con respecto a la primera (42%) es especialmente significativo porque Costa Rica es un país con predominio de población rural (59% de la población total en 1973). <sup>15/</sup>

---

<sup>15/</sup> El Censo de Costa Rica de 1973 define la población urbana y rural en la siguiente forma: "... 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, calle, luz eléctrica, servicios urbanos, etc!" Por exclusión, el resto sería considerado como rural.

CUADRO 6

COSTA RICA: INDICE RESUMEN DE LA FECUNDIDAD A PARTIR  
DE LAS PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO  
DE LA FAMILIA POR PROVINCIA SEGUN AREA  
URBANA-RURAL.  
COHORTE DE MUJERES DE 45-49 AÑOS  
CENSO 1973

PROVINCIA	INDICE RESUMEN		
	TOTAL	URBANO	RURAL
PAIS	<u>6.1</u>	<u>5.0</u>	<u>7.1</u>
SAN JOSE	5.3	4.6	7.0
HEREDIA	5.7	4.8	6.4
ALAJUELA	6.5	5.3	7.0
CARTAGO	6.4	5.4	7.2
QUASHACASTE	7.3	6.4	7.7
PUNTARENAS	6.9	5.5	7.5
LIMON	6.6	5.8	7.1

FUENTE: CUADRO 1 (ANEXO)

CUADRO 7  
COSTA RICA  
COMPARACION DEL TAMAÑO MEDIO  
DE FAMILIA COMPLETA POR  
AGREGACIONES GEOGRAFICAS 1

AGREGACION GEOGRAFICA	TAMAÑO MEDIO DE FAMILIA COMPLETA <u>1</u>	EXCESO RESPECTO DE SAN JOSE - HEREDIA URBANO (POR CIENTO)
SAN JOSE - HEREDIA URBANO	4.7	-
ALAJUELA - CARTAGO RURAL	7.1	51
PUNTARENAS - LIMON RURAL	7.3	55
GUANACASTE RURAL	7.7	64

FUENTE: CUADRO 1 (ANEXO)

1 Promedio simple de provincias

Asimismo, la mayor fecundidad del área rural, es común a todas las provincias del país, aunque con diferencias de intensidad. Para apreciar en forma más objetiva la magnitud de los diferenciales urbano-rural, en el cuadro 7 se hace la comparación contrastada con los valores más bajos observados en el área urbana, correspondientes a las provincias de San José (4.6) y Heredia (4.8). Con este objeto se han agrupado las provincias que presentan valores similares de tamaño medio de familia completa.

De los aspectos relevantes que se derivan de este cuadro, puede mencionarse en primer lugar que, pese a la cercanía física con la capital del país, Alajuela y Cartago presentan una fecundidad rural 51% mayor que la correspondiente al área urbana de San José y Heredia; y que las provincias costeras (Guanacaste, Puntarenas y Limón) presentan el mayor contraste rural-urbano, equivalente a un 60% de exceso.

Estos resultados parecen coherentes con la fecundidad diferencial que se esperaría de acuerdo a las características socio-económicas prevalecientes en las distintas provincias. Así, las provincias donde las condiciones de la vivienda, de educación, de salud de la población, etc, son relativamente mejores, son las que a su vez registran los menores valores de tamaño promedio de la familia ( ver indicadores de nivel de vida, cuadro 7 Anexo).



#### IV APLICACION DEL METODO INDIRECTO A LOS DATOS DE COSTA RICA

##### 4.1 Consideraciones Generales

Como se ha dicho anteriormente, al iniciarse los programas de control de la natalidad en Costa Rica, a las mujeres de las generaciones nacidas entre 1924 y 1928, que componen la cohorte de 45 a 49 años de edad en el Censo de 1973, les restaría en promedio, aproximadamente, 12 años para concluir su período fértil.

Este hecho tiene algún efecto sobre el tamaño de la familia, lo que se aprecia ya en las probabilidades de agrandamiento de la cohorte estudiada (gráfico 3). También se refleja en las irregularidades observadas en las probabilidades de aumento en el área urbana, en los órdenes superiores (cuadro 4).

Sin embargo, el estudio longitudinal traduce sólo parcialmente el efecto que sobre las probabilidades de agrandamiento ha tenido el descenso de la fecundidad en Costa Rica. Por esta razón, así como por el interés de estudiar la forma como ha ido cambiando el tamaño de la familia a través del tiempo, se ha aplicado el método indirecto de cálculo de las probabilidades de agrandamiento, que permite estudiar el comportamiento de la fecundidad durante el período 1964-1973.

#### 4.2 Fuente de Información, limitaciones y correcciones a los datos básicos

##### Fuente de información:

Para la aplicación de este método se obtuvo el número de nacidos vivos totales registrados, clasificados según orden al nacimiento, ocurridos durante el período 1953-1974.

La información fue tomada de los anuarios estadísticos publicados por la Dirección General de Estadística y Censos de Costa Rica.

##### Limitaciones:

La información acerca del número de nacimientos según el orden no se encuentra disponible por condición de legitimidad, lo que impide calcular la probabilidad de agrandamiento entre el matrimonio y el nacimiento del primogénito ( $a_0$ ) y el Índice Resumen de probabilidades; entonces la aplicación se reduce al cálculo de las probabilidades de agrandamiento entre  $a_1$  y  $a_7$  de los nacimientos totales. Otro factor que podría afectar la comparabilidad de los datos, es el que se refiere a la determinación del orden del nacimiento, que en este caso se hace tomando en cuenta también el orden de los nacidos muertos.

##### Correcciones de los datos básicos:

Evaluaciones realizadas en relación al registro de nacimientos, muestran que en general, son de buena calidad, especialmente para los años posteriores a 1960 <sup>16/</sup>.

<sup>16/</sup> DGEC-CELADE: "Evaluación del censo de 1973 y proyección de la población por sexo y grupos de edad, 1950-2000". julio de 1976

En oportunidad de preparar las proyecciones de población para el período 1950-2000, las evaluaciones realizadas permiten estimar que el subregistro de nacimientos anteriores a 1960, es de un cuatro por ciento, aproximadamente. Con este criterio se hizo la corrección correspondiente a los nacimientos del período 1953 a 1960; los nacimientos posteriores no fueron corregidos, por ser similares a los estimados en forma retrospectiva a partir del Censo de Población de 1973 17 /.

Una vez obtenido el total anual de los nacimientos estimados para el período 1953-1960, cada total se distribuyó por orden de nacimiento, conservando la distribución de los nacimientos registrados.

---

17 / IBIDEM, pag.8.

4.3. Las probabilidades de agrandamiento a partir de datos corregidos y sin corregir.

Con el objeto de tener idea del efecto que puede tener la omisión de los nacimientos, se decidió calcular la serie de probabilidades, desde  $a_1$  hasta  $a_7$ , a partir de los nacimientos totales sin corregir y para comparar éstos resultados se procedió de igual manera con los nacimientos corregidos por omisión. Las probabilidades resultantes corresponden al período 1963-1974. En el Cuadro 10 se presentan las probabilidades promedio del período indicado.

Los resultados muestran que las probabilidades obtenidas de los nacimientos corregidos y sin corregir son prácticamente iguales, lo cual prueba que el efecto de la corrección es de escasa importancia.

4.4. Selección del modelo de distribución de los intervalos intergenésicos por orden.

Tal como se mencionara anteriormente, una forma de seleccionar el modelo de distribución de los intervalos intergenésicos por orden, es la que se refiere a obtener las probabilidades correspondientes, usando los dos modelos extremo de los cinco recomendados por Henry <sup>18/</sup>. A pesar de que se tiene conocimiento del tipo de fecundidad que experimenta Costa Rica, se ha creído conveniente hacer la prueba mencionada, considerando que los datos básicos que intervienen en el cálculo abarcan tanto en período de alta fecundidad, así como el de transición de esta variable en Costa Rica. Por dicha razón, se obtuvieron las respectivas series de probabilidades utilizando el modelo Francia, que corresponde al comportamiento de una población al comportamiento de una población maltusiana y el modelo de Rusia Subcarpática, representativa de una población poco maltusiana. Nuevamente los valores a obtener son el promedio de las probabilidades anuales, correspondientes al período 1963-1974. Los resultados se

presentan

---

18/ Henry, Luis: Fecondité des Mariages...op.cit

CUADRO 10

COSTA RICA: PROMEDIO DE las Probabilidades anuales de Agrandamiento de la familia, calculados a partir de nacimientos corregidos y sin corregir

PERÍODO  
1963-1974

DATOS	B/ Probabilidades de Agrandamiento (por mil)						
	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>
nacimientos a/ corregidos	852	796	762	753	754	737	754
nacimientos sin corregir	854	798	764	755	756	738	756
DIFERENCIA ABSOLUTA	2	2	2	2	2	1	2

FUENTE: CUADROS 2 Y 3 (ANEXO)

a/ La corrección corresponde a los nacimientos anuales del periodo 1953-1960, los cuales intervienen en el cálculo

B/ LAS PROBABILIDADES ESTAN CALCULADAS CON EL MODELO DE BUSIA SUBCARPATICA.

En el Cuadro 11 las cifras muestran que para el caso de Costa Rica no tiene mayor importancia el uso de un modelo u otro por la poca significancia de las diferencias absolutas entre los dos modelos.

Sin embargo, para este caso se ha preferido hacer uso del modelo de Rusia Subcarpática, considerando el cambio sufrido por la fecundidad durante el período en estudio, la cual cambia de un comportamiento poco maltusiano al de uno maltusiano <sup>19/</sup>.

#### 4.5. Las probabilidades anuales de agrandamiento de la familia.

El estudio de las probabilidades de agrandamiento de la familia, vistas en el tiempo, cobra mayor interés cuando se trata de una población en donde el control de la natalidad se ha extendido a todos los sectores del país; más aún, si se considera el pronunciado descenso que ha experimentado la fecundidad de Costa Rica, la que de una tasa global de fecundidad promedio de 7.2 hijos por mujer en el período 1955-1960, desciende hasta alcanzar en 1973 un valor de 3.9 hijos por mujer <sup>20/</sup>.

En esas condiciones, la variable edad pierde importancia para explicar los cambios en el nivel de la fecundidad, adquiriendo mayor relevancia el comportamiento de otras variables, como el número de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres durante su período fértil.

En razón de las consideraciones antes mencionadas, el Cuadro 12 y el Gráfico 3, muestran la evolución de las probabilidades de agrandamiento en el período 1964-1973.

---

<sup>19/</sup> La tasa bruta de reproducción (TBR), implícita en las proyecciones del CELADE, baja de 3.3 en el período 1950-1955, a 2.1 en el período 1970-1975 (Boletín Demográfico N° 22, julio de 1978).

<sup>20/</sup> Chackiel, J., La fecundidad y la mortalidad en Costa Rica, 1963-1973. CELADE, Serie A, N° 1023, San José, Costa Rica, septiembre 1976.

CUADRO 11

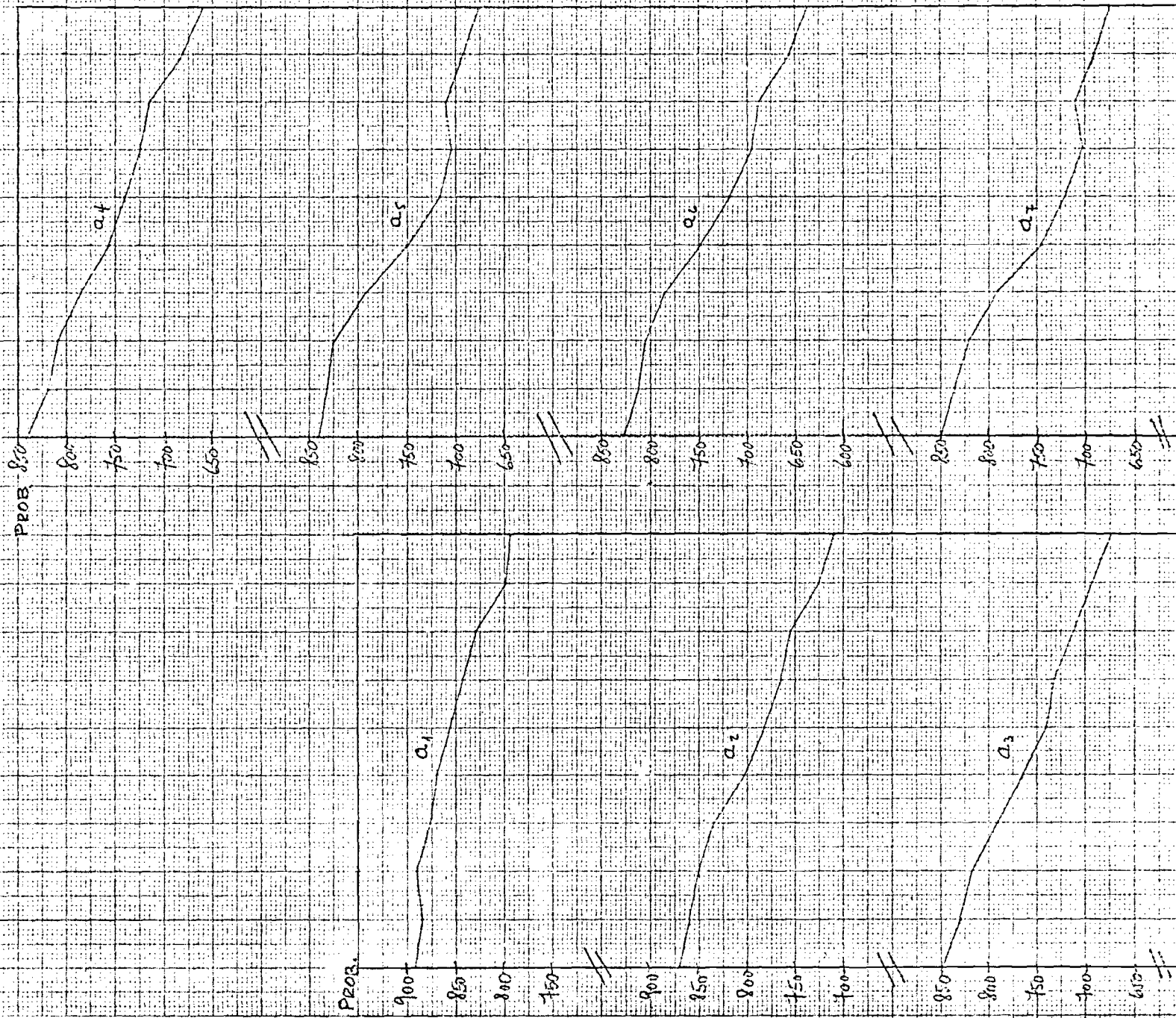
COSTA RICA: PROMEDIO de las probabilidades ANUALES de Agrandamiento de la familia, USANDO los modelos RUSIA SUBCARPATICA & FRANCIA  
PERIODO 1963-1964.

Modelo de ESPACIAMIENTO	Probabilidades de agrandamiento (PER MIL)						
	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_6$	$a_7$
FRANCIA	863	801	761	748	752	736	753
RUSIA SUBCARPATICA	852	796	762	753	754	737	754
DIFERENCIA ABSOLUTA	11	5	-1	-5	-2	-1	-1

FUENTE: CUADRO 2 (ANEXO)

GRAFICO # 3

COSTARRICA: PROBABILIDADES ANUALES DE AFRANDAMIENTO DE LA FAMILIA. 1964-1973



FUENTE: CUADRO 12

ARPS

1964 ARPS 1966 ARPS 1968 ARPS 1970 ARPS 1972 ARPS 1973 ARPS



Según Gómez <sup>21/</sup>, uno de los factores que contribuyeron inicialmente al descenso de la fecundidad, es el que se refiere a la baja de la nupcialidad y que pudo incidir en el aumento de la proporción de mujeres sin hijos.

De acuerdo a los datos presentados por Conning <sup>22/</sup>, el descenso de la fecundidad en Costa Rica se inicia alrededor de 1963 y según los resultados de este trabajo (gráfico 3), el descenso se acentúa con mayor intensidad a partir de 1966. Desde éste momento la disminución se hace sostenida, manteniéndose dicha tendencia hasta 1970, para continuar entre 1971 y 1973.

Las probabilidades que responden más claramente a ésta tendencia son  $a_5$ ,  $a_6$ , y  $a_7$  y con menor intensidad, las probabilidades  $a_1$ ,  $a_2$ ,  $a_3$  y  $a_4$ .

El comportamiento de estas probabilidades permite deducir que la regulación de la natalidad ha afectado principalmente a los nacimientos de orden 5 y más, por lo que cabe esperar una importante reducción en el tamaño de la familia.

Asimismo, en el gráfico 3 se observó que la probabilidad de tener el segundo nacido vivo, habiendo tenido el primero ( $a_1$ ), ha venido descendiendo en forma más conservadora, lo cual podría ser el efecto de un mayor interés por alcanzar más rápidamente el tamaño deseado de familia, que parece situarse entre 2 y 3 hijos.

Estos resultados están de acuerdo con los niveles de fecundidad observados a través de otros indicadores: La tasa global de fecundidad baja de 6.95 a 4,26 en el período 1963-1973 <sup>23/</sup>, lo que significa una disminución de 2.69 hijos por mujer.

---

21/ Gómez, M., El descenso de la fecundidad....op. cit.

22/ Conning, A., Tendencias de la fecundidad....op. cit.

23/ CELADE: Boletín Demográfico N° 22, 1978.

4.6. Índice resumen de las probabilidades anuales de agrandamiento de la familia.

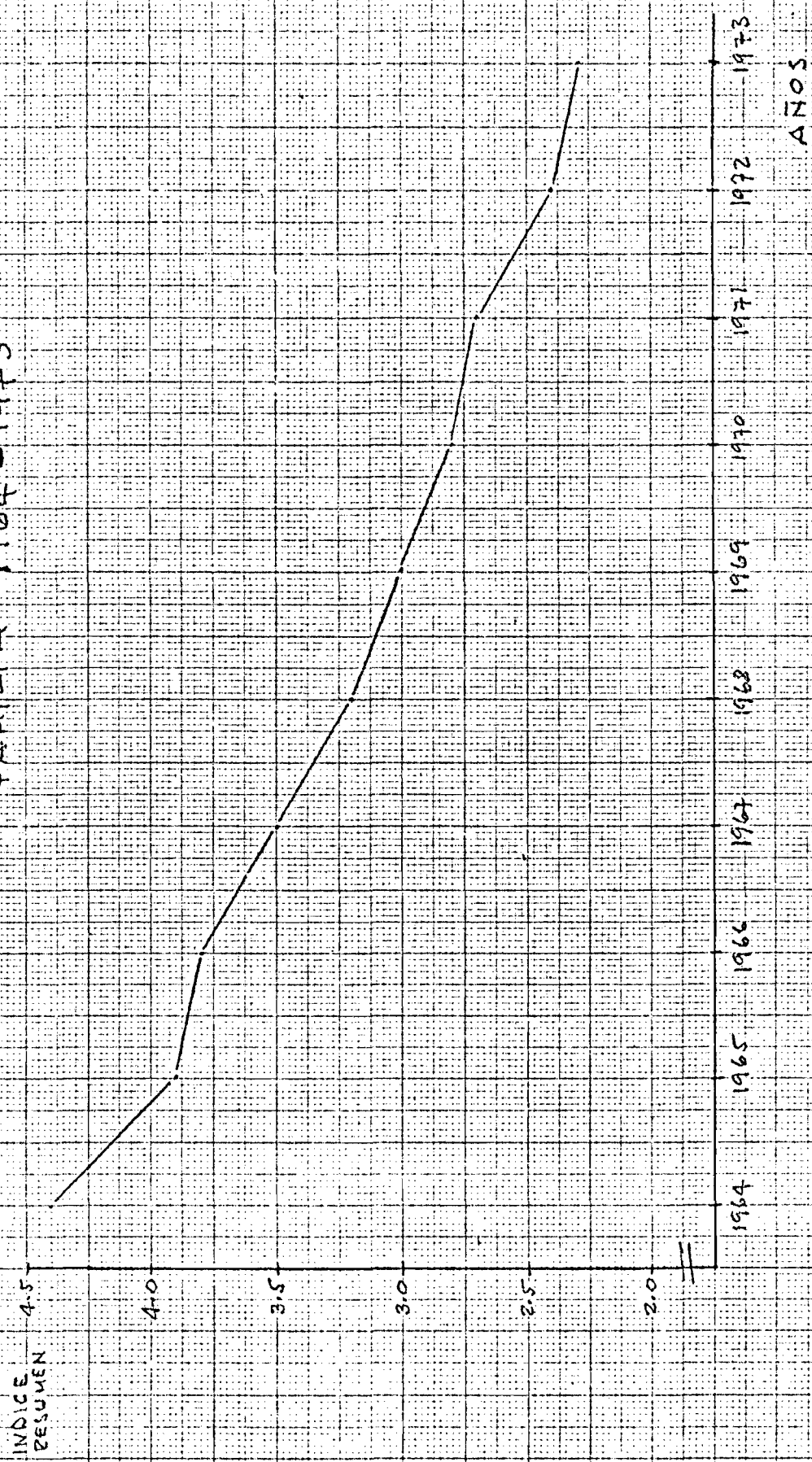
Las cifras que se presentarán más adelante, no representan los verdaderos índices de resumen de las probabilidades de agrandamiento, debido a que no fue posible obtener la probabilidad  $a_0$  por la limitación ya mencionada, referente a la falta de tabulaciones que incluyan la condición de legitimidad de los nacidos vivos por orden de nacimiento. Asimismo, no se hizo consideración alguna acerca de las probabilidades desde  $a_8$  en adelante, tomando en cuenta que el descenso de la fecundidad ha introducido cambios importantes en la frecuencia de los nacimientos de los órdenes superiores (ver gráfico 3).

Sin embargo, se ha creído conveniente presentar el índice, aunque incompleto, porque los resultados son ilustrativos de la forma cómo ha descendido el nivel de la fecundidad en Costa Rica. Este índice resume el comportamiento de las probabilidades desde  $a_1$  hasta  $a_7$ , cuyos resultados pueden verse en el Gráfico 4 y el Cuadro 13.

El Gráfico da una idea de la intensidad del descenso y de la magnitud del cambio, el cual presenta un comportamiento casi lineal, mostrando con ello la forma sostenida como se ha operado la disminución del nivel de la fecundidad.

GRÁFICO 4

COSTARRICA: INDICE RESUMEN DE LAS PROBABILIDADES ANUALES DE AGRANDAMIENTO DE LA FAMILIA 1964-1973



FUENTE: CUADRO 48-13

12

CUADRO 14

CASTA RICA: PROBABILIDADES ANUALES DE AGRANDAMIENTO DE LA FAMILIA A PARTIR DE LOS NACIMIENTOS TOTALES CARRERIDOS 1964-1973

AÑO	PROBABILIDADES $a_j$ 1/							IR
	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_6$	$a_7$	
1964	892	890	851	829	840	827	849	4.1
1965	884	859	821	819	832	813	834	3.9
1966	891	852	818	811	826	806	820	3.8
1967	877	826	789	784	792	785	791	3.5
1968	869	805	764	756	751	748	744	3.2
1969	856	782	740	741	716	718	720	3.0
1970	842	766	732	726	706	696	702	2.8
1971	830	754	722	714	710	687	709	2.7
1972	798	724	693	681	693	656	690	2.4
1973	794	711	674	661	677	638	675	2.3

1/ PROBABILIDADES SUAVIZADAS CON PROMEDIOS MOVILES DE TRES AÑOS.

FUENTE: CUADRO 4 (ANEXO)

CUADRO 13

COSTA RICA: INDICE RESUMEN DE LAS PROBABILIDADES ANUALES DE AGRIANJAMIENTO DE LA FAMILIA. 1964-1973

INDICE RESUMEN	AÑOS									
	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973
IR	4.1	3.9	3.8	3.5	3.2	3.0	2.8	2.7	2.4	2.3

FUENTE: CUADRO 12

✓ EL INDICE INCLUYE UNICAMENTE LAS PROBABILIDADES desde a<sub>1</sub> hasta a<sub>7</sub>

## V CONCLUSIONES

Las probabilidades de agrandamiento de la familia han sido estudiadas desde dos puntos de vista: Longitudinal y transversalmente.

El estudio longitudinal permitió analizar la experiencia de fecundidad de las generaciones nacidas entre 1924 y 1928 y que en el momento del censo, efectuado en 1973, tenían entre 45 y 49 años de edad.

No cabe duda que cuando estas cohortes pasaron por los diferentes grupos de edades de su vida fértil, experimentaron características de fecundidad muy diferentes a las que experimentan hoy las mujeres más jóvenes, a juzgar por los altos valores encontrados en las probabilidades de agrandamiento de la familia, tanto por provincia como a nivel urbano y rural (Cuadros 1 y 4). Asimismo, los resultados de este trabajo muestran que la fecundidad rural es siempre mayor que la urbana, representando un 42 por ciento de exceso respecto de la segunda (Cuadro 6).

Dicho comportamiento tiene alguna relación con las condiciones socio-económicas de cada provincia, lo cual está de acuerdo con los indicadores disponibles del nivel de vida que se incluyen en el Cuadro 7 (Anexo) de este trabajo.

Asimismo, cabe anotar que el éxito de cualquier acción futura, tendiente a conservar o disminuir el nivel actual de la fecundidad de Costa Rica, dependerá de lo que se logre en el área rural, pues ésta representa el 59 por ciento de la población total.

Por otra parte, el comportamiento irregular de las probabilidades de agrandamiento a nivel urbano, tienen alguna rela-

ción con el hecho de que, cuando principian a funcionar los programas de control de la natalidad (1964), a las mujeres de las cohortes estudiadas todavía les restaba, aproximadamente, 12 años para concluir su período fértil, lo cual pudo influir en alguna medida en los nacimientos de los últimos órdenes.

Las estimaciones de la esterilidad permanente obtenidas en este estudio, se encuentran sobreestimadas en alguna medida debido a que para el cálculo de la probabilidad  $a_0$  no fue posible distinguir a las mujeres de las cohortes, según estado conyugal. Esta conclusión la sugiere la proporción observada de mujeres solteras en las cohortes de 45 a 49 años de edad; comparadas con las estimaciones de esterilidad, se encuentra una relación directa entre el porcentaje de esterilidad y el correspondiente porcentaje de mujeres solteras (cuadros 2 y 3).

No debe olvidarse que la calidad de las estimaciones de las probabilidades de agrandamiento de la familia, están dependiendo en alguna medida de los supuestos en que se apoya la aplicación del Método Directo de Estimación. Así por ejemplo, en la medida que la fecundidad de las fallecidas de la cohorte haya tenido relación con la mortalidad que las afectó, las probabilidades estarían subestimadas, por ser las sobrevivientes un grupo Seleccionado de la cohorte; asimismo si la sobrevivientes ingresaron más tarde que los 15 años de edad al estado matrimonial, igualmente las probabilidades tendrían algún grado de subestimación.

El estudio transversal de las probabilidades de agrandamiento de la familia, ha permitido observar la dinámica de los cambios que ha experimentado la fecundidad en Costa Rica. Entre las conclusiones que se pueden mencionar tenemos:

El período de transición de esta variable; según otros estudios, se inicia alrededor de 1963; sin embargo, la mayor intensidad del descenso de la fecundidad ocurre en la segunda mitad de esta década, lo que se confirma según el comportamiento de las probabilidades de agrandamiento representadas en el gráfico 3.

El descenso de la fecundidad ha sido sostenido en todos los órdenes, excepto en la probabilidad de tener el segundo hijo ( $a_1$ ), cuya tendencia se observa más conservadora, indicando con ello que el tamaño de familia puede situarse actualmente entre el segundo y tercer nacido vivo.

Por las limitaciones mencionadas en su oportunidad, no fue posible estimar el valor de  $a_0$  ni calcular el Índice resumen de probabilidades y las proporciones de esterilidad permanente; no obstante, el índice calculado en base a los valores disponibles, permite observar la forma del descenso de la fecundidad entre nacimientos de orden 2 al 8, que ha sido prácticamente lineal (gráfico 4).

El estudio por lo tanto ha permitido corroborar, mediante un método no clásico, el descenso experimentado por la fecundidad en Costa Rica entre 1964 y 1973.

Por último, cabe hacer algunas sugerencias en relación a la disponibilidad de información que permitirían la completa aplicación de este método y que se supone no son difíciles de llevar a la práctica:

- La inclusión en los programas de tabulación censal, del número de mujeres por número de hijos tenidos nacidos vivos, según edad y estado conyugal;



- La conveniencia de contar con tabulaciones provenientes de los registros de hechos vitales, del número de nacimientos según el orden, desagregados por condición de legitimidad y por lo menos a nivel urbano y rural del total del país.

- También sería conveniente que se hicieran tabulaciones de nacimientos primogénitos según la duración del matrimonio, así como tabulaciones según el orden del nacimiento y el intervalo intergenésico, para conocer la verdadera distribución de los nacimientos según el orden.

## BIBLIOGRAFIA

- Arévalo, Jorge, "Aplicación a Chile de un método de medición de la fecundidad según el tamaño de la familia". CELADE, Serie C N° 17, Santiago de Chile, 1964.
- Behm, H. y Guzman, J. M., "El descenso de la fecundidad en Costa Rica y sus diferencias socio-económicas, 1960-1970". CELADE, Notas de Población N° 21, diciembre 1979.
- Camisa, Zulma, "La nupcialidad de las mujeres solteras en América Latina", CELADE , Serie A N° 1034.
- \_\_\_\_\_, "Introducción al estudio de la fecundidad", CELADE, Serie B N° 1007.
- Conning, Arthur, "Tendencias de la fecundidad en América Latina y factores de influencia"., FLACSO-CELADE, SIEF A-1/P3, S/103/27/73, 80.
- Chackiel, Juan, "La fecundidad y la mortalidad en Costa Rica 1963-1973", CELADE. Serie A, N° 1023
- Boletín Demográfico N° 22, CELADE, Santiago de Chile, julio 1978
- DGEC, "Censos Nacionales de Población 1973", Tomo 1, República de Costa Rica.
- DGEC-CELADE, "Evaluación del Censo de 1973 y proyección de la población por sexo y grupos de edades: 1950-2000", junio 1976.
- Gomez, Miguel, "El descenso de la fecundidad en Costa Rica". Departamento de Estadística, Escuela de Ciencias Económicas de la Universidad de Costa Rica, San José, 1974.
- González, Gerardo y colaboradores, "Estrategia de Desarrollo y transición demográfica. El caso de Costa Rica", CELADE Serie A N° 164, Santiago de Chile, noviembre de 1978.
- Hill, Kenneth H, "Análisis de preguntas retrospectivas", EDENH-Honduras, Fascículo VII, CELADE, Serie A N° 129.
- Leridom, Henri, "Aspectos biométricos de la fecundidad humana", CELADE, Serie D, N° 1029.
- Louis, Henry, "Fecondité des mariages nouvelle méthode de mesure", Travaux et documents, Cahier N° 16, Presses Universitaires de France, 1953

Pressat, Roland, "El análisis demográfico", Fondo de cultura económica, México.

Stycos, J.M., "Patterns of fertility decline in Costa Rica". International Population Program. Cornell University, N.Y., 1970.

Quinto Seminario Nacional de Demografía, Informe, septiembre 1970, San José, Costa Rica.

Sexto Seminario Nacional de Demografía, Informe Costa Rica, 1976.

ΔHEXO





ANEXO CUADRO 2  
 COSTA RICA: PROBABILIDADES DE AGRAVAMIENTO  
 CORRECCIONES (CONTINUA)

AÑO	91		92		93		94		95	
	FRACIA	RUSIA	FRACIA	RUSIA	FRACIA	RUSIA	FRACIA	RUSIA	FRACIA	RUSIA
1963	923	909	921	903	894	877	287	840	871	858
64	877	868	872	862	854	842	820	809	832	824
65	904	898	850	845	843	834	844	837	843	828
66	891	886	870	870	821	818	813	810	837	833
67	895	889	841	842	799	801	783	785	807	808
68	865	857	798	796	742	744	755	754	728	729
$\bar{X}_{63-74}$	893	885	859	853	826	820	814	811	821	814
69	868	860	774	772	728	742	708	705	702	705
70	862	852	781	778	723	731	730	742	696	703
71	830	818	757	748	718	726	694	712	700	709
72	836	828	741	726	700	708	675	689	704	712
73	775	757	694	684	640	645	621	642	641	652
74	824	804	717	709	669	670	638	651	649	662
$\bar{X}_{69-74}$	832	814	743	738	697	704	680	694	682	691
$\bar{X}_{63-74}$	863	852	801	795	761	762	748	753	752	754

ANEXO

CUADRO 2  
COSTA RICA: PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO

(CONCLUSIONES)

	0.1		0.2		0.3		0.4		0.5		0.6		0.7		0.8		0.9		1.0	
	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA
1963	862	854	897	889																
64	820	812	830	825																
65	820	815	826	822																
66	816	813	849	846																
67	791	791	783	782																
68	750	750	744	744																
$\bar{X}_{63-68}$	810	806	823	820																
$\Delta_{63-68}$																				
69	702	702	706	707																
70	698	701	707	709																
71	679	686	688	693																
72	663	673	679	685																
73	601	609	644	652																
74	625	633	638	647																
$\bar{X}_{69-74}$	661	667	683	689																
$\bar{X}_{63-74}$	736	737	753	754																



ANEXO CUADRO 3 COSTA RICA; PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO (CONTINUA)  
 SIN CORREGIR

AÑO	a <sub>1</sub>		a <sub>2</sub>		a <sub>3</sub>		a <sub>4</sub>		a <sub>5</sub>	
	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA	FRANCIA	RUSIA
1963	939	922	939	918	911	892	904	885	886	874
1964	886	874	882	863	864	847	829	814	840	830
1965	910	901	856	848	849	837	850	840	847	840
1966	845	888	874	871	825	820	817	812	840	824
1967	898	890	844	843	801	801	786	786	809	809
1968	867	858	800	797	744	747	755	758	759	739
1963-68 X	899	889	866	858	832	824	824	816	827	821
1969	869	861	775	772	739	743	709	725	702	705
1970	862	852	732	778	724	731	731	742	696	703
1971	830	818	752	748	718	726	697	712	700	709
1972	836	820	741	736	700	708	676	689	704	717
1973	775	757	694	687	640	645	631	643	617	652
1974	824	804	717	709	665	670	638	651	649	662
1969-74 X	833	819	744	738	698	704	680	654	682	691
1963-74 X	866	854	805	798	765	764	752	755	751	756



COSTA RICA: PROBABILIDADES ANUALES DE APERMANAMIENTO DE LA FAMILIA A PARTIR DE LOS NACIMIENTOS TOTALES CONHECIDOS 1963 - 1974

CUADRO 4  
ANEXO

AÑO	PROBABILIDADES $a_i$ <sup>1/</sup> (POR MIL)										$\bar{a}$	
	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_6$	$a_7$	$a_8$	$a_9$	$a_{10}$		
1963	909	903	877	890	859	854	889					4.5
64	868	862	842	809	824	812	835					3.8
65	898	845	834	827	838	815	832					3.9
66	856	890	818	810	833	813	846					3.9
67	889	842	801	785	800	791	782					3.6
68	854	796	747	759	739	750	744					3.1
69	830	772	743	725	705	702	707					2.9
70	852	778	731	742	703	701	709					2.9
71	818	748	726	712	709	686	693					2.7
72	820	736	708	689	717	673	725					2.6
73	759	689	645	642	652	609	652					2.1
74	804	709	670	654	662	633	647					2.3
PRONEDIO	852	796	762	753	754	737	754					

<sup>1/</sup> LAS  $a_i$  FUERON CALCULADAS CON EL MODELO DE ESTABILIZAMIENTO DE RUSIA SUBSARFATICA

COSTA RICA: NACIMIENTOS TOTALES,  
AÑOS 1953 a 1974  
( SIN CORREGIR )

CUADRO 5

ANEXO

AÑO	ORDEN DEL NACIMIENTO										
	TOTAL	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10 +
1953	40533	7317	6321	5740	4736	3931	3105	2455	1960	1352	3616
1954	44860	8180	7017	5950	5255	4263	3582	2781	2127	1591	4114
1955	45969	8185	7213	6172	5319	4510	3562	2965	2193	1708	4142
1956	48639	8271	7757	6653	5565	4724	3884	3084	2523	1703	4475
1957	49016	8091	7494	6724	5659	4816	3938	3150	2534	1922	4688
1958	51007	8616	7706	6816	6006	5003	4052	3217	2624	2006	4964
1959	57834	9889	8604	7936	6762	5682	4510	3738	2917	2238	5558
1960	59499	10014	9080	7897	6967	5776	4783	3856	3081	2246	5799
1961	62131	10076	9253	8226	7243	6072	5251	4078	3250	2422	6260
1962	62624	10096	9386	8363	7154	6087	5130	4136	3349	2496	6422
1963	63798	10289	9137	8285	7150	6190	5134	4289	3573	2724	7027
1964	61753	10172	8772	7936	6934	5773	4979	4136	3390	2704	6957
1965	62909	10571	9126	7698	6840	5942	5055	4145	3469	2839	7224
1966	62963	11078	9113	7828	6574	5673	4957	4103	3518	2737	7382
1967	61963	11306	9396	7622	6308	5384	4737	3967	3235	2732	7276
X 1968	59213	11327	9344	7291	5819	5043	4221	2706	3034	2491	6937
1969	57984	12256	9574	7154	5686	4572	3857	3328	2794	2322	6441



COSTA RICA: NACIDOS VIVOS TOTALES CORREGIDOS,  
AÑOS 1953 A 1974  
CUADRO 6

ANEXO

(CONTINUUA)

AÑO	ORDEN DEL NACIMIENTO.										
	T	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10+
1953	42222	7621	6582	5979	4932	4096	3234	2559	2044	1410	3765
1954	46729	8523	7308	6196	5472	4439	3734	2897	2215	1659	4286
1955	47884	8528	7513	6431	5540	4697	3711	3089	2284	1781	4310
1956	50666	8613	8081	6931	5796	4920	4048	3212	2630	1773	4662
1957	51058	8430	7807	7005	5877	5019	4100	3283	2640	2001	4876
1958	53132	8974	8028	7098	6254	5212	4219	3353	2731	2088	5175
1959	50244	10302	8964	8265	7043	5916	4699	3892	3036	2331	5796
1960	61978	10431	9458	8224	7258	6018	4983	4016	3210	2327	6043
1961	62131	10076	9253	8226	7243	6072	5251	4078	3250	2422	6260
1962	62624	10096	9286	8263	7159	6087	5130	4136	3249	2496	6422
1963	63798	10289	9137	8285	7150	6190	5134	4289	3573	2724	7027
1964	61753	10172	8772	7936	6934	5493	4979	4136	3390	2704	6957
1965	62909	10571	9126	7698	6840	5942	5055	4145	3469	2839	7224
1966	62963	11078	9113	7828	6544	5673	4957	4103	3518	2737	7382
1967	61963	11306	9396	7622	6302	5384	4737	3967	3235	2732	7276
1968	59213	11327	9344	7291	5819	5043	4221	3706	3034	2491	6937
1969	57984	12256	9574	7154	5686	4572	3857	3328	2794	2322	6441



## COSTA RICA: INDICADORES DEL NIVEL DE VIDA

(CONTINUA)

PROVINCIA	PORCENTAJE DE POBLACION 1973		PROBABILIDAD DE MUERTE ENTRE EL NACIMIENTO Y DOS AÑOS DE EDAD (‰) 1968-1969		TOTAL URBANO RURAL	PORCENTAJE DE POBLACION EN COMUNIDADES DE MENOS DE 500 HBT. 1/	
	URBANO RURAL	1/	(POR MIL)	2/		URBANO RURAL	CENSO 1973
PAIS	40.6	59.4	81	60	92	—	
SAN JOSE	61.6	38.4	60	49	74	25.7	
HEREDIA	38.1	61.9	67	48	76	50.0	
ALAJUELA	24.8	75.2	83	60	89	72.8	
CARTAGO	35.6	64.4	85	63	94	65.1	
GUANACASTE	24.0	76.0	98	89	100	80.5	
PUNTARENAS	20.6	79.4	104	90	106	79.0	
LIMÓN	33.9	66.1	106	88	114	67.9	

## FUENTES:

1/ DAGEC, "CENSOS NACIONALES DE POBLACION", TOMO 1, COSTA RICA, 1973

2/ Behm, Hugo. "LA MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS AÑOS DE VIDA, EN LOS PAISES DE AMERICA C., COSTA RICA 1968-1969", CECODE, SERIE A N° 10



## ANEXO

CUADRO 7

## COSTA RICA: INDICADORES DEL NIVEL DE VIDA

(CONCUSION)

PROVINCIA	PORCENTAJE DE VIVIENDAS CENSO 1973 <sup>1/</sup>				C <sup>o</sup> 1973 <sup>2/</sup>	
	RANCHOS Y VIVIENDAS MARGINALES	SIN SERVICIO SANITARIO	SIN ABASTO CIMENTO DE AGUA	SIN LUZ ELECTRICA	TOTAL URBANO	RURAL
PAIS	4.7	11.1	22.3	33.7	65.6	63.9
SAN JOSÉ	2.4	6.4	12.7	18.3	69.3	66.9
HEREDIA	1.7	3.6	11.6	16.8	68.1	66.4
ALAJUELA	3.0	8.9	22.7	35.6	65.1	64.4
CARTAGO	1.2	6.3	20.9	25.8	64.9	63.2
GUANACASTE	10.4	25.8	42.3	68.9	63.0	60.1
PUNTARENAS	13.8	26.1	38.2	56.9	62.0	61.8
LIMÓN	7.1	13.8	33.9	59.1	61.8	60.3

## FUENTES:

1/ DGEC: CENSO NACIONAL DE POBLACION. TOMO I, COSTA RICA, 1973

2/ BEHM, HUGO: "LA MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS AÑOS DE VIDA EN LOS PAISES DE A. LATINOAMERICA: COSTA RICA 1968-69". CEZADE, Serie A, N° 1024.