

D- 05988.00

# LAS ESTRUCTURAS MODELO DE FECUNDIDAD DE COALE-TRUSSELL

## UN ANALISIS EMPLEANDO INFORMACION DE AMERICA LATINA

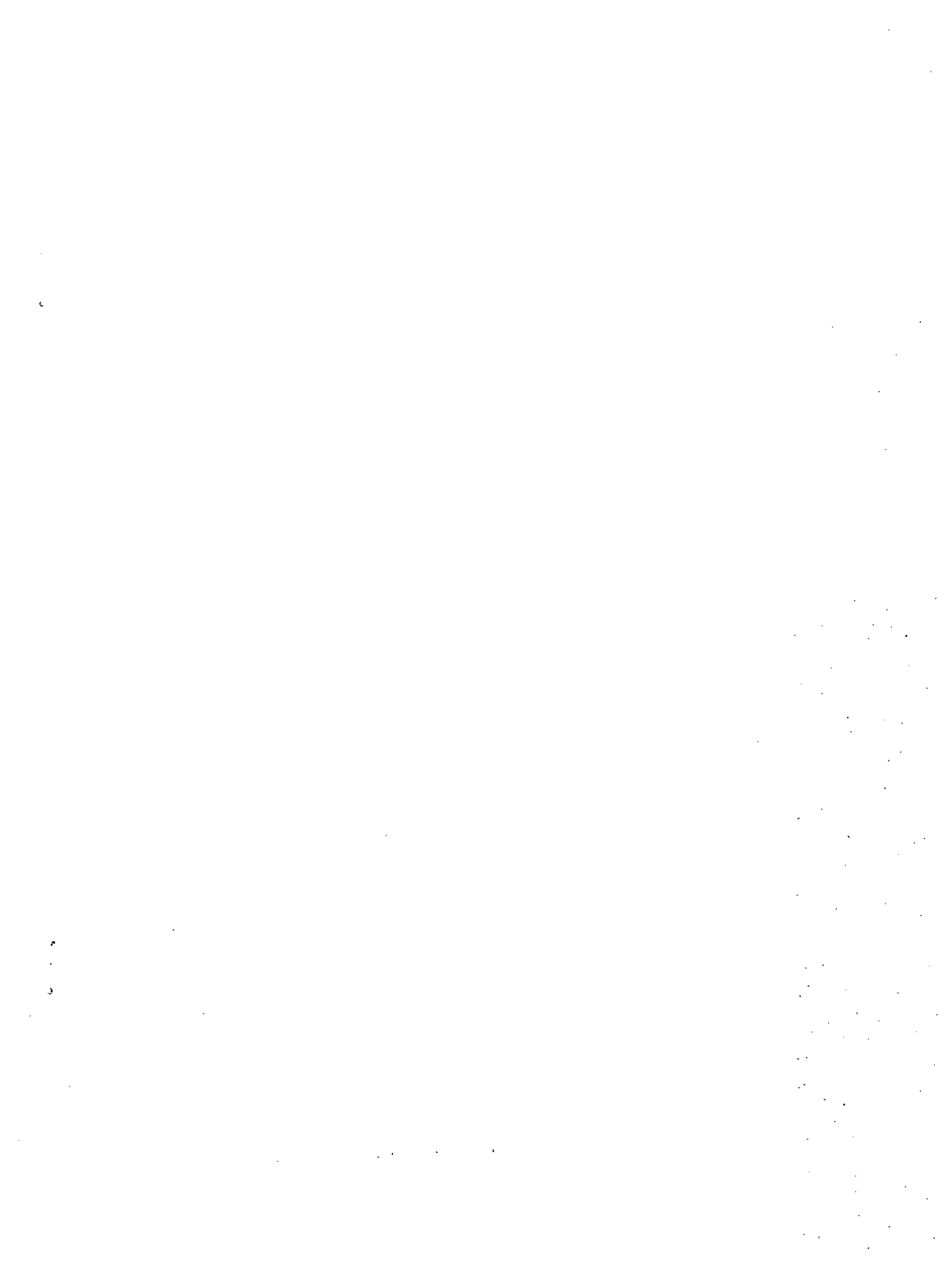
ROGELIO FERNANDEZ



CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

UNIDAD DE SISTEMA DEMOGRAFICO

UNIDAD DEMOGRAFICA



# **LAS ESTRUCTURAS MODELO DE FECUNDIDAD DE COALE-TRUSSELL**

**UN ANALISIS EMPLEANDO INFORMACION  
DE AMERICA LATINA**



**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA**  
San José, Costa Rica, 1980

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA  
CELADE**

**Edificio Naciones Unidas  
Avenida Dag Hammarskjöld  
Casilla 91, Santiago, CHILE**

**Apartado Postal 5249  
San José, COSTA RICA**

Trabajo de investigación realizado por ROGELIO FERNANDEZ como alumno regular del Curso de Análisis Demográfico Avanzado, 1977-1978.

© CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA (CELADE)

E/CEPAL/CELADE/G.

Serie C, No 1010

San José, Costa Rica, 1980

# I N D I C E

Página

Introducción..... 1

I. ASPECTOS METODOLOGICOS DE LAS ESTRUCTURAS MODELO DE FECUNDIDAD DESARROLLADAS POR COALE Y TRUSSELL..... 3

1. Modelo para describir la nupcialidad por edad de las mujeres..... 4

2. Aplicación del modelo de nupcialidad por edad con datos de países de la América Latina..... 7

3. Modelo para describir la fecundidad matrimonial por edades..... 16

4. Estructura modelo de la fecundidad por edades definida por tres parámetros..... 21

5. Comentarios..... 22

II. DESCRIPCION DE LA DISTRIBUCION POR EDADES DE LA FECUNDIDAD EN EL PERU 1977, Y EN MISIONES (ARGENTINA) 1977, MEDIANTE LAS ESTRUCTURAS MODELO DE FECUNDIDAD..... 25

1. Ajuste de las distribuciones de fecundidad observadas para Perú, por medio de las estructuras modelo..... 28

2. Ajuste de las distribuciones de fecundidad observadas para Misiones por medio de las estructuras modelo..... 46

III. CONCLUSIONES..... 63

1. En relación con las estructuras modelo de fecundidad.. 63

2. En relación con las estructuras observadas..... 64

3. En relación con las alternativas posibles para obtener un ajuste por medio de modelos..... 65

## ANEXOS

1. Determinación de las proporciones de no solteras por medio del modelo estándar de nupcialidad de Coale..... 67

2. Método de interpolación que reproduce la media y la desviación estándar observada..... 75

## INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro	Página
1. Chile, 1960: proporciones de mujeres alguna vez casadas por grupos de edades.....	9
2. Perú, 1977: proporciones de mujeres alguna vez casadas por grupos de edades.....	11
3. Honduras, 1970-1972: proporciones de mujeres alguna vez casadas, por grupos de edades.....	14
4. Tasas de fecundidad matrimonial por edades para Chile, Perú y Honduras y valores del parámetro de control de la fecundidad "m".....	18
5. Perú: distribuciones de fecundidad observadas, ajustes - obtenidos mediante modelos y valores de los diferentes parámetros.....	41
6. Comparación de algunos modelos entre sí y de modelos con la estructura de la fecundidad reciente, Perú.....	44
7. Misiones: distribuciones de la fecundidad observadas, ajustes obtenidos mediante modelos y valores de los diferentes parámetros.....	56
8. Comparación de ajustes para la fecundidad de Misiones obtenidos con diferentes modelos.....	59
9. Misiones, 1977: tasas anuales, distribución por grupos de edades y tasa global de fecundidad.....	61
<b>Gráfico</b>	
1. Chile: proporción de mujeres alguna vez casadas por grupos de edades, según censo de 1960 y según modelo, y diferencias respecto al censo.....	10
2. Perú: proporción de mujeres alguna vez casadas por grupos de edades, según encuesta 1977 y según modelo y diferencias respecto a la encuesta.....	12
3. Honduras: proporción de mujeres alguna vez casadas por grupos de edades según encuesta 1970-1972 y según modelo, y diferencias respecto a la encuesta.....	15
4. Valores del parámetro "m" según grupos de edades en diferentes países.....	19

Gráfico	Página
5. Tasas de fecundidad matrimonial según modelo de Coale y Trussell y de tres países con diferente grado de control de la fecundidad.....	20
6. Perú, 1977: estructuras de la "fecundidad reciente" de los hijos propios y ajustes mediante modelos obtenidos - por interpolación.....	31
7. Perú, 1977: estructuras de la "fecundidad reciente" de los hijos propios y ajustes mediante modelos obtenidos por relaciones PAR 1 y PAR 2.....	35
8. Perú, 1977: estructuras de la "fecundidad reciente" de los hijos propios y ajustes obtenidos con los parámetros de la nupcialidad.....	38
9. Perú, 1977: comparación de la estructura de la "fecundidad reciente" con un modelo para hijos propios, y tres modelos entre sí.....	45
10. Misiones, 1977: estructuras de la "fecundidad reciente", de los hijos propios y ajustes mediante modelos obtenidos por interpolación.....	49
11. Misiones, 1977: estructuras de la "fecundidad reciente", de los hijos propios y ajustes mediante modelos obtenidos por las relaciones PAR 1 y PAR 2.....	52
12. Misiones, 1977: estructuras de la "fecundidad reciente", de hijos propios y ajustes obtenidos con los parámetros de la nupcialidad.....	54
13. Misiones: comparación de tres modelos obtenidos para - describir la estructura de la fecundidad usando diferentes parámetros de entrada.....	60









---

## INTRODUCCION

Los científicos sociales, en todas las disciplinas, han dedicado importantes esfuerzos a desarrollar instrumentos metodológicos que les permitan poner de relieve las regularidades de los fenómenos que estudian. Ese esfuerzo se explica por la importancia y difusión que han alcanzado los instrumentos de esta naturaleza en la investigación científica.

En la investigación demográfica, desde hace algo más de veinte años se vienen utilizando diversos conjuntos de tablas modelo de mortalidad, como instrumentos que describen ciertas regularidades en los patrones por edades de la mortalidad humana. Para otros fenómenos demográficos, herramientas metodológicas de este tipo se han desarrollado más recientemente. Así, un modelo estándar de nupcialidad, publicado en 1971 (Coale 1971), ha sido propuesto para describir una amplia gama de patrones de nupcialidad; este modelo daría una adecuada descripción del fenómeno, en la medida que se especifiquen correctamente los parámetros que caracterizan ese comportamiento.

Hacia 1974 A. Coale y J. Trussell publicaron un conjunto de estructuras modelo de fecundidad por edad, las que serán examinadas en esta oportunidad. Esas estructuras modelo de Coale-Trussell son un intento por reflejar la mayoría de los patrones por edad de la fecundidad, que es posible encontrar en poblaciones humanas numerosas, y son establecidas a partir de dos subestructuras modelo: una referida a la proporción de mujeres casadas por edades, y la otra relativa a la fecundidad matrimonial por edades.

El estudio de las estructuras modelo de fecundidad que se realiza en este trabajo, consiste en analizar las bases metodológicas de las dos subestructuras que las integran, y verificar luego su adaptación a situaciones

observadas. La primera parte de este ejercicio se realiza en el capítulo I, utilizando datos de Chile, Honduras y Perú. En el capítulo II se hacen aplicaciones con datos de las encuestas demográficas realizadas en Perú y en la Provincia de Misiones (Argentina), tratando de obtener modelos que ajusten las estructuras calculadas con información de nacimientos declarados del último año, y modelos que ajusten las estructuras obtenidas mediante información de las mujeres y de los niños enumerados en la encuesta, clasificados por edades, aplicando el método conocido como "de los hijos propios" (Cho, 1973). Estos modelos se obtienen a fin de comparar la coherencia de una y otra de las estructuras derivadas de aquellos datos con el comportamiento teórico que señalan los respectivos modelos de ajuste, lo que permite, por una parte, observar la eficacia del instrumento teórico para describir diferentes situaciones observadas, y por otra, evaluar las distribuciones obtenidas con esos datos.

Los ejercicios desarrollados permitieron observar que, en general, la estructura de la fecundidad obtenida a partir de los nacimientos del último año es bastante coherente con las estructuras modelos, y que las distribuciones derivadas mediante el método de los hijos propios a partir de la información de mujeres y niños clasificados por edad, presentan algunos errores sistemáticos. A la luz de esos análisis se propone también una modificación de la estructura de la fecundidad adoptada para Misiones en un trabajo anterior (Fernández-Somoza, 1978).

---

## I. ASPECTOS METODOLÓGICOS DE LAS ESTRUCTURAS MODELO DE FECUNDIDAD DESARROLLADAS POR COALE Y TRUSSELL

Coale y Trussell publicaron tablas (Coale-Trussell, 1974) que presentan estructuras modelo de fecundidad, en ellas se procura reflejar la mayoría de las distribuciones de fecundidad por edad (no los niveles) que es posible encontrar en poblaciones humanas numerosas. Esos modelos se apoyan en el supuesto de que la estructura de la fecundidad por edades puede ser descrita adecuadamente mediante el producto de dos subestructuras modelos: una referida a la nupcialidad, y la otra a la fecundidad matrimonial por edad, las que, en su esencia, fueron presentadas por Coale en un artículo anterior (Coale, 1971).

Se postula que la relación  $f(a) = G(a) \cdot n(a)$ , donde  $G(a)$  es la proporción de mujeres casadas a la edad  $a$  y  $n(a)$  es la fecundidad matrimonial a esa misma edad, podría describir exactamente la fecundidad por edad de una población hipotética en la que no existan nacimientos fuera del matrimonio, ni disolución del vínculo matrimonial antes del término del período reproductivo, por separación o por muerte de alguno de los cónyuges.

Fueron desarrollados sendos modelos para  $G(a)$  y  $n(a)$ . Dejando de lado, en el respectivo modelo, los parámetros que se refieren a la proporción final de mujeres de una cohorte que llegan a casarse y al nivel de la fecundidad, las expresiones resultantes definen dos subestructuras que al multiplicarse, proporcionan una descripción adecuada de la distribución por edades de la fecundidad en esa población hipotética. Además, con adaptaciones en los valores de sus parámetros, un modelo podría representar correctamente la distribución por edad de la fecundidad en una población real donde no se verifiquen los supuestos relativos a los nacimientos fuera del matrimonio, y a la disolución del vínculo matrimonial.

A continuación se examinarán brevemente los modelos propuestos para  $G(a)$  y  $\kappa(a)$ , y los resultados de su aplicación en algunos países de la América Latina.

#### 1. Modelo para describir la nupcialidad por edad de las mujeres

El modelo que propone Coale para describir la nupcialidad por edad de una cohorte, se basa en la comprobación empírica de que las proporciones de mujeres alguna vez casadas por edades, en diferentes países y épocas, presentan gran coincidencia cuando son representadas a partir de un origen común, y con cambios adecuados tanto en la escala de la edad como en la escala de la proporción de no solteras. El cambio de escala en la edad consiste en hacer, en cada caso, las transformaciones lineales necesarias para que, en todas las poblaciones, coincidan tanto la edad a la que se inician los casamientos como la edad a la que éstos cesan (como más adelante se verá, esas edades con cero y cuarenta respectivamente en el modelo estándar); el cambio en las proporciones de mujeres alguna vez casadas consiste en dividir por la proporción final de alguna vez casadas, de forma que en la escala transformada esa proporción final sea igual a uno. Para Coale, la conformidad que encontró en los esquemas linealmente modificados de las proporciones de alguna vez casadas, sugiere la existencia de alguna especie de ley que rige las edades en que ocurren los primeros matrimonios.

Si la frecuencia de primeros matrimonios por edad se define como el número de primeros matrimonios en un intervalo de edad, dividido por el número de mujeres de ese intervalo (cualquiera sea su estado civil), entonces, en un análisis por cohortes, dejando de lado la mortalidad diferencial por estado civil, puede considerarse que las frecuencias de los primeros matrimonios acumuladas hasta cierta edad, dan la proporción de mujeres alguna vez casadas a esa edad. Esto puede expresarse como:

$$G(a) = \int_{a_0}^a g(x) dx ,$$

donde,

$a_0$  es la edad a la que se inicia la nupcialidad,  
 $g(x)$  la frecuencia de primeros matrimonios a la edad exacta  $x$ , y  
 $G(a)$  la proporción de alguna vez casadas a la edad exacta  $a$ .

Utilizando ahora el concepto de frecuencias de primeros matrimonios por edades, puede efectuarse un examen análogo al realizado con las proporciones de mujeres alguna vez casadas. Este análisis es más exigente que el anterior, pues elimina la posibilidad de que se produzcan compensaciones y se atenúen irregularidades, como puede suceder cuando se trabaja con los valores acumulados por edades. Constataciones empíricas realizadas por el autor del modelo tienden a confirmar que, en efecto, también las frecuencias de primeros matrimonios parecen conformarse a algún patrón común por edades.

El hecho de que poblaciones donde la soltería permanente alcanza proporciones relativamente elevadas, no den un patrón de frecuencias de primeros matrimonios esencialmente distinto al de poblaciones donde la soltería permanente tiene muy baja incidencia, lleva a Coale a postular que en una cohorte dada habría un grupo de personas destinadas a permanecer solteras, y que su existencia no afectaría la experiencia que van a seguir las restantes que están destinadas a casarse, y que además, esa experiencia sería semejante en todas las poblaciones.

Ahora bien, aquella semejanza en la estructura por edades de los primeros matrimonios se reflejaría en la forma de la curva, pero por supuesto, las distintas poblaciones van a diferir en cuanto a la edad en que se inicia la nupcialidad, la duración del período dentro del cual ocurre casi la totalidad de los matrimonios, y la proporción final de alguna vez casadas de la cohorte. En síntesis, para el autor (Coale, 1977), la semejanza de la estructura por edad de los primeros matrimonios en diferentes cohortes es análoga a la que presentan las distribuciones de poblaciones que siguen una ley normal (de Gauss), las que son similares en la medida que se tipifiquen para cierto valor de la media, de la desviación estándar y del número de casos. Así, aquella expresión de la nupcialidad, común para todas las poblaciones, podría reflejarse en una forma estándar de frecuencias de primeros matrimonios, y dada una población en particular, la frecuencia de primeros matrimonios por edad quedaría establecida cuando se especifiquen los valores de los parámetros:  $a_0$ , edad a la que se inicia la nupcialidad;  $k$ , que indica el ritmo de ingreso a primeros matrimonios por parte de las mujeres de la cohorte y que, numéricamente, es igual a la relación entre el número de años que van desde el inicio hasta el fin del período de nupcialidad en la población considerada y ese mismo número en la población estándar; y  $c$ , que indica la proporción final de alguna vez casadas en la población estudiada, es decir, la proporción de mujeres no solteras que hay a la edad en que prácticamente han cesado los ingresos de mujeres a primeros matrimonios.

En base a la experiencia de cohortes de mujeres suecas del siglo pasado, Coale calculó y publicó tablas (Coale, 1971) de frecuencias estándar de primeros matrimonios, de proporción estándar de alguna vez casadas, y de

tiempo vivido por las mujeres en la condición de alguna vez casadas. Esas tablas estándar reflejarían la experiencia de una cohorte hipotética compuesta por mil mujeres, todas ellas destinadas necesariamente a casarse y no expuestas a los riesgos de mortalidad.

Definiendo el riesgo de matrimonio como la tasa por edad de ingresos de solteras a primeras uniones conyugales, las características del modelo quedan reflejadas en una expresión que describe este riesgo por edades para las mujeres solteras "destinadas a constituir alguna vez pareja". Tal expresión es la siguiente:

$$h_{\delta}(x_{\delta}) = 0,174 e^{-4,411} e^{-0,309 x_{\delta}}$$

siendo  $h_{\delta}(x_{\delta})$  el riesgo estándar de primeros matrimonios, y  $x_{\delta}$  la edad en la escala estándar del modelo de nupcialidad, donde se fijó el valor cero como edad a la que comienzan a producirse los primeros matrimonios, y cuarenta la edad en que éstos cesan.

En oportunidad de elaborar sus estructuras modelos de fecundidad, por conveniencias de cálculo, Coale y Trussell optaron por deducir la proporción de alguna vez casadas por edad,  $G(a)$ , integrando numéricamente la siguiente expresión analítica que indica la frecuencia de primeros matrimonios por edad, la que fuera presentada anteriormente en un artículo de Coale y Mc Neill (Coale-Mc Neill, 1972):

$$g(a) = c \frac{0,19465}{k} e^{\frac{-0,174}{k} (a - a_0 - 6,06k) - \frac{-0,2881}{k} (a - a_0 - 6,06k)} \quad (I)$$

donde  $a$  es la edad de las mujeres, y  $c$ ,  $a_0$  y  $k$  los parámetros del comportamiento de la nupcialidad ya definidos. Luego,

$$G(a) = \int_{a_0}^a g(x) dx$$

y la proporción de mujeres alguna vez casadas en el intervalo de edad cumplida  $x$ ,  $x+4$  será



$${}_5G_x = \frac{1}{5} \int_x^{x+5} G(a) da.$$

Puesto que el modelo de nupcialidad es aplicable a un estudio por cohortes suponiendo mortalidad no diferencial por estado civil, al usarse en un análisis transversal, como es el que se plantea en las estructuras modelo de fecundidad, es necesario agregar el supuesto de nupcialidad constante en el tiempo.

A fin de verificar la adecuación de estos modelos para describir las proporciones de alguna vez casadas por edad a una fecha dada (es decir en el mismo sentido que son usados en las estructuras modelo de fecundidad), se presentan a continuación algunas aplicaciones en países de Latinoamérica.

## 2. Aplicación del modelo de nupcialidad por edad con datos de países de la América Latina

Coale señala que el modelo de nupcialidad describe adecuadamente la experiencia por edad de una cohorte. En tal sentido se han hecho aplicaciones del modelo estándar tabulado, para estudiar la nupcialidad de las mujeres solteras de varios países de la América Latina <sup>1/</sup>.

Sin embargo, al ser usado como un componente de las estructuras modelo de fecundidad, el modelo de nupcialidad debe proporcionar una descripción de tipo transversal y no por cohortes; además, en tal caso no se ha empleado el modelo estándar tabulado por Coale sino que se trabaja en base a la expresión matemática de  $g(a)$  ya presentada. Parece oportuno por tanto, evaluar los resultados que se obtienen mediante la integración numérica de la expresión (I) para encontrar las proporciones de no solteras por edad, comparándolos con los resultados que se obtienen utilizando el tiempo vivido por las mujeres en la condición de no solteras según el modelo estándar tabulado, y también con las proporciones de mujeres alguna vez casadas por edades que registran los censos o encuestas de los países.

Se va a trabajar con datos de Chile, 1960, Perú, 1977 y Honduras, 1970-1972. Obviamente, no se intenta aquí un estudio de la nupcialidad en

---

<sup>1/</sup> Ver el trabajo de Zulma Camisa (Camisa, 1977).

estos países<sup>2/</sup>, sólo se trata de evaluar el ajuste que dan estos modelos de las proporciones de mujeres alguna vez casadas por edades observadas, ya que es el único concepto (del modelo de nupcialidad) que se emplea en las estructuras modelo de fecundidad.

En vista de que las uniones consensuales representan una parte significativa en la proporción de mujeres que viven en cohabitación fecunda en los países de la América Latina (salvo pocas excepciones, siendo Chile una de ellas), y de que estas uniones presentan una fecundidad comparable a la que se observa en los matrimonios legales, en este trabajo, al hacer referencia a mujeres alguna vez casadas, debe entenderse como "alguna vez casadas o unidas", es decir a mujeres no solteras, de no ser así se dirá "casadas legalmente".

a. Aplicación con datos de Chile, 1960

Determinados los valores de los parámetros  $a_0$ ,  $k$ , y  $c$  (ver Anexo 1), se encontró:

$$a_0 = 13,81 \qquad k = 0,8486 \qquad c = 0,8450$$

A partir de estos valores se estimaron las proporciones de alguna vez casadas por intervalos de edad, usando la tabla correspondiente al tiempo estándar vivido por las mujeres en la condición de alguna vez casadas (Coale, 1971), de esta manera han sido obtenidos los valores que se presentan en la segunda columna del cuadro 1. Los valores de la tercera columna de ese cuadro se calcularon a partir de la expresión (I) integrando numéricamente, de acuerdo a las fórmulas presentadas en el apartado anterior.

Observando los valores del cuadro 1 y el gráfico 1, se puede apreciar la similitud de los resultados obtenidos mediante el modelo tabulado y los alcanzados por medio de la función (I), a la vez se observa el ajuste bastante bueno que muestran respecto a los valores observados. Esto sugiere, por un lado, que es indiferente usar el modelo tabulado o la fórmula, y por otro, que el supuesto de nupcialidad constante es aceptable, o bien

---

<sup>2/</sup> A tal efecto puede verse el trabajo de Zulma Camisa (Camisa, 1977) para los estudios de Chile y Honduras (además de otros 12 países de América Latina), y el trabajo de Laura Rodríguez (Rodríguez, 1978) para el caso de Perú.

que la magnitud de los cambios no ha sido tan importante como para invalidar la aplicación del modelo, puesto que las mayores diferencias se presentan en las edades por encima de 40 años y apenas superan un uno por ciento (estas diferencias se muestran en una escala ampliada en la parte inferior del gráfico 1). Se descuenta que la incidencia de la mortalidad diferencial por estado civil ha de ser pequeña en estos grupos de edades.

Cuadro 1

CHILE, 1960: PROPORCIONES DE MUJERES ALGUNA VEZ CASADAS  
POR GRUPOS DE EDADES

Edad $x, x+4$	Proporción de alguna vez casadas ${}_5G_x$ (por cien)		
	Censo <sup>1/</sup>	Modelo tabulado <sup>2/</sup>	Función (I) <sup>3/</sup>
10-14	0,20	0,05	0,05
15-19	9,50	9,33	9,42
20-24	42,90	42,63	42,76
25-29	67,60	67,55	67,75
30-34	78,90	78,17	78,31
35-39	82,90	82,15	82,22
40-44	84,90	83,80	83,63
45-49	85,70	84,50	84,13
50-55	84,70	84,50	84,13

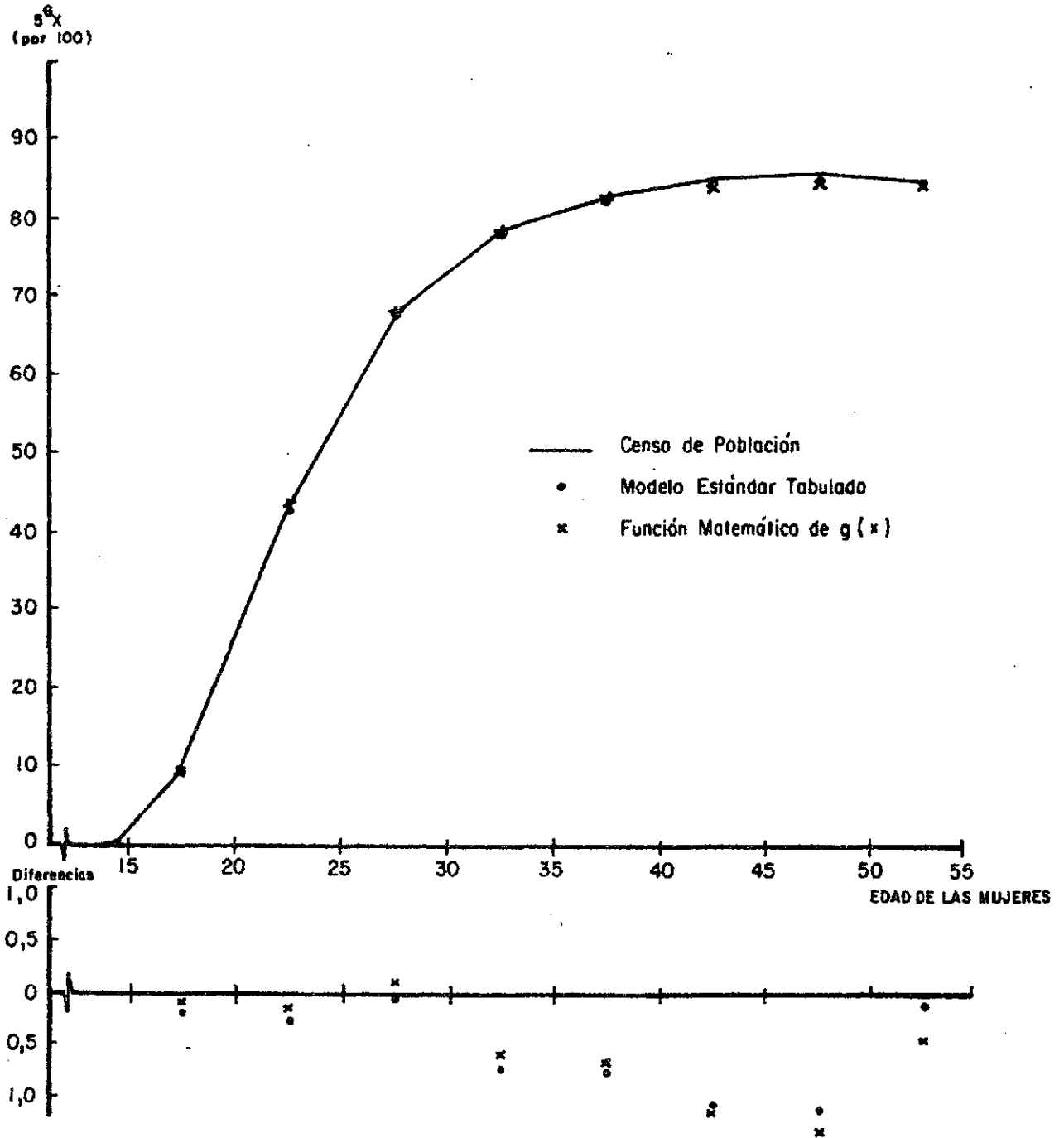
Fuente: <sup>1/</sup> Proporción observada en el Censo de Población de 1960, de acuerdo con la declaración de edad y estado civil de las mujeres.

<sup>2/</sup> Calculado utilizando el modelo estándar tabulado y los valores de  $a_0$ ,  $k$  y  $c$  antes obtenidos.

<sup>3/</sup> Calculado a partir de la fórmula (I), integrando numéricamente por intervalos de centésimas de años, usando los valores calculados de  $a_0$ ,  $k$  y  $c$ .

Gráfico 1

CHILE: PROPORCION DE MUJERES ALGUNA VEZ CASADAS POR GRUPOS DE EDADES SEGUN CENSO DE 1960 Y SEGUN MODELO, Y DIFERENCIAS RESPECTO AL CENSO.



Fuente: Cuadro 1

b. Aplicación con datos de Perú, 1977

El estudio para Perú se realiza con información de la Encuesta Retrospectiva (RETRO-EDEN). Los valores de los parámetros son:  $a_0 = 13,46$ ,  $k = 0,8549$ ,  $c = 0,9590$  y los resultados obtenidos se presentan en el cuadro 2 y en el gráfico 2.

Cuadro 2

PERU, 1977: PROPORCIONES DE MUJERES ALGUNA VEZ CASADAS  
POR GRUPOS DE EDADES

Edad	Proporción de alguna vez casadas ${}_5G_x$ (por cien)			
	$x, x+4$	Encuesta <sup>1/</sup>	Modelo tabulado <sup>2/</sup>	Función (I) <sup>3/</sup>
10-14		0,30	0,38	0,12
15-19		12,40	12,42	12,49
20-24		50,50	50,50	50,68
25-24		77,60	77,60	77,79
30-34		87,20	89,07	89,16
35-39		92,20	93,22	93,39
40-44		93,80	95,19	94,93
45-49		95,50	95,79	95,50

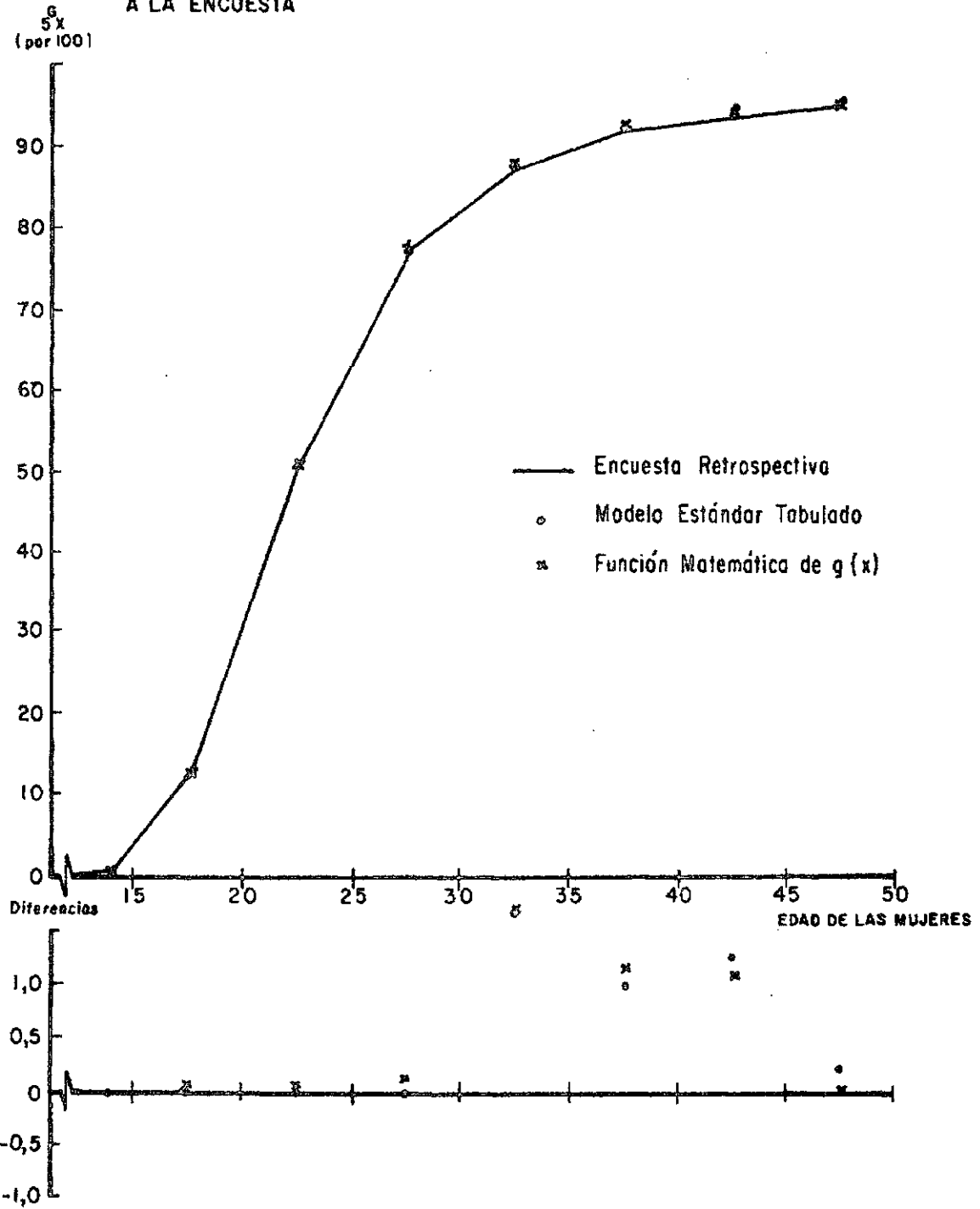
Fuente: <sup>1/</sup> Valores observados en la RETRO-EDEN, Perú, 1977.

<sup>2/</sup> Valores calculados utilizando el modelo estándar tabulado y los valores obtenidos de  $a_0$ ,  $k$  y  $c$ .

<sup>3/</sup> Calculados con la fórmula (I), integrando numéricamente por intervalos de centésimas de años, usando los valores obtenidos de los parámetros  $a_0$ ,  $k$  y  $c$ .

Gráfico 2

PERU : PROPORCION DE MUJERES ALGUNA VEZ CASADAS POR GRUPOS DE EDADES SEGUN ENCUESTA 1977 Y SEGUN MODELO , Y DIFERENCIAS RESPECTO A LA ENCUESTA



Fuente : Cuadro 2

El ajuste alcanzado en este caso puede también considerarse bueno; la mayor diferencia entre las proporciones observadas y las calculadas por los modelos se presenta en el grupo 30-34, y no supera el dos por ciento. En esa diferencia, además de la representatividad del modelo, puede incidir también la declaración de edad y estado civil de las mujeres, o los cambios en la nupcialidad. Nuevamente se encuentra que es equivalente usar la función matemática o los valores tabulados del modelo. En cuanto a las diferencias respecto a las proporciones observadas, atendiendo al orden de magnitud de los errores que es dable encontrar en la información recogida en censos y encuestas levantados en los países de la América Latina, los desvíos encontrados pueden considerarse sin importancia al evaluar la adaptación del modelo para descubrir la situación observada.

c. Aplicación con datos de Honduras, 1970-1972

Las proporciones de mujeres alguna vez casadas que se tomaron para este estudio son las que corresponden a la declaración de estado civil y edad de las mujeres en la Encuesta Demográfica Nacional de Honduras (EDENH). Los valores calculados de los parámetros de la nupcialidad son:  $a_0 = 12,50$ ,  $k = 0,6550$  y  $c = 0,9530$ . Se calcularon, al igual que en los censos anteriores, las proporciones de mujeres no solteras por grupos de edades a partir de la fórmula (I) y mediante la tabla estándar de tiempo vivido en la condición de alguna vez casadas.

Los resultados de esos cálculos se muestran en el cuadro 3 y el gráfico 3, juntamente con las proporciones observadas.

Las diferencias que se presentan en los valores de las tres columnas del cuadro 3 son muy pequeñas, lo que también puede apreciarse en el gráfico 3. Nuevamente se puede concluir que los resultados de la función (I) y del modelo tabulado, en lo relativo a la proporción de mujeres no solteras por edades, son similares. El ajuste que esos valores muestran con la proporción observada sugieren, por un lado, una buena adaptación del modelo de nupcialidad a la situación concreta del país, y por otro, que las condiciones de nupcialidad se habrían mantenido más o menos constantes en Honduras.

Cuadro 3  
 HONDURAS, 1970-1972: PROPORCIONES DE MUJERES ALGUNA VEZ  
 CASADAS, POR GRUPOS DE EDADES

Edad	Proporción de alguna vez casadas $5G_x$ (por cien)			
	$x, x + 4$	Encuesta <sup>1/</sup>	Modelo tabulado <sup>2/</sup>	Función (I) <sup>3/</sup>
10-14		0,65	0,95	0,94
15-19		30,80	30,36	30,57
20-24		72,87	72,76	72,99
25-29		89,03	89,07	89,11
30-34		93,28	93,62	93,59
35-39		95,42	95,30	94,78
40-44		95,94	95,30	95,11

Fuente: <sup>1/</sup> Valores tomados del trabajo de Z. Camisa (Camisa, 1975), cuadro 33. Se considera grupo final 40-44 porque en 45-49 la proporción desciende a 95,86.

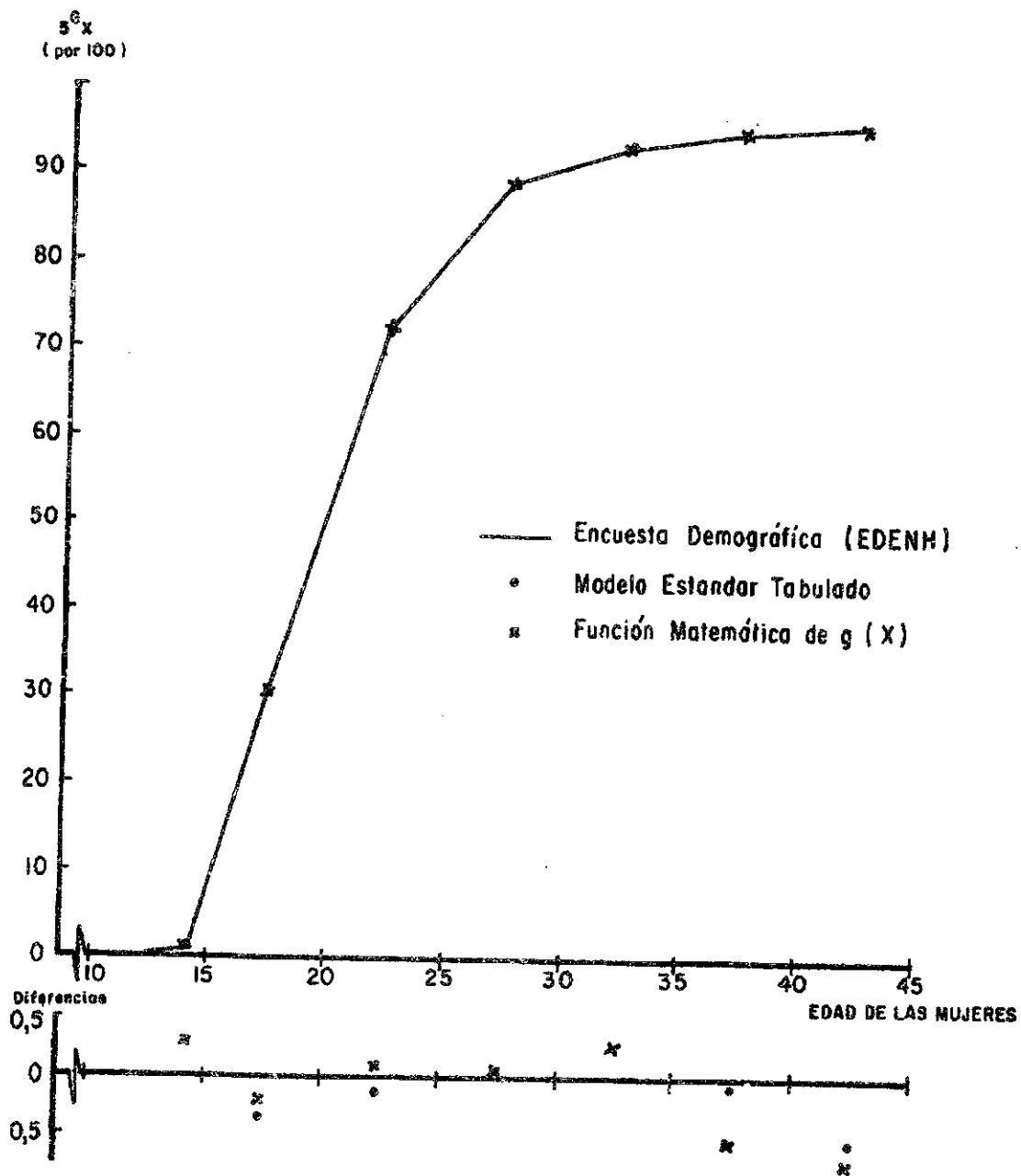
<sup>2/</sup> Calculados a partir del modelo estándar tabulado, usando los valores - obtenidos de  $a_0$ , k y c.

<sup>3/</sup> Obtenidos por integración numérica de la fórmula (I), usando para los parámetros  $a_0$ , k y c, los valores antes calculados.



Gráfico 3

HONDURAS : PROPORCION DE MUJERES ALGUNA VEZ CASADAS POR GRUPOS DE EDADES SEGUN ENCUESTA 1970 - 1972 Y SEGUN MODELO, Y DIFERENCIAS RESPECTO A LA ENCUESTA.



Fuente: Cuadro 3

### 3. Modelo para describir la fecundidad matrimonial por edades

Estableciendo el supuesto de que la fecundidad matrimonial, en la medida que existe un grado de control voluntario de la fecundidad, se aparta de los niveles de fecundidad natural siguiendo un patrón de desvío típico por edad, Coale propone como una adecuada descripción de la fecundidad matrimonial a la edad  $a$  la siguiente expresión:

$$\kappa(a) = M n(a) e^{m v(a)} \quad (\text{II})$$

donde  $n(a)$  es el nivel de la fecundidad natural, es decir en ausencia de todo método de control voluntario de la fecundidad,  $v(a)$  representa el patrón por edad típico del efecto del control voluntario de la fecundidad,  $m$  es un factor que expresa el grado de control de la fecundidad en la población dada, y  $M$  es la relación entre la fecundidad matrimonial de esa población y la fecundidad natural, a una edad arbitraria (por ejemplo entre 20 y 24 años), se trata por tanto, de un factor vinculado al nivel de la fecundidad. Las funciones  $n(a)$  y  $v(a)$ , cuyos valores dependen de la edad  $a$  de las mujeres, se suponen constantes en el tiempo y para todos los países o regiones que se consideren.

A fin de hacer operable el modelo es necesario establecer los valores de  $n(a)$  y  $v(a)$  para cada edad. Esos valores fueron derivados de datos empíricos a partir de los 20 años, por considerar que para edades más jóvenes la fecundidad está fuertemente influenciada por las concepciones prenupciales. Los valores  $n(a)$  se determinaron para las edades 20-24 hasta 45-49, promediando diez modelos de fecundidad natural de L. Henry (Henry, 1961); esos valores se presentan más adelante. Los valores de  $v(a)$  para esas mismas edades se obtuvieron a partir de los patrones de fecundidad matrimonial que aparecen en el Anuario Demográfico de las Naciones Unidas 1965, seleccionando 43 de ellos. El cálculo se hizo de la siguiente manera: tomando uno cualquiera de esos 43 patrones de fecundidad matrimonial, por ejemplo el  $i$ -ésimo,  ${}_5v_x^i$  (se utiliza esta simbología para denotar el valor de la función  $v(a)$  cuando éste corresponde a un intervalo quinquenal de edades cuyo límite inferior es la edad exacta  $x$ ) se determina a partir de la ecuación (II) haciendo  $M$  igual a la relación entre  $n(a)$  y  $\kappa^i(a)$  en el grupo 20-24, es decir  $5\kappa_{20}^i/5n_{20}$ , y dándole a  $m$  el valor de uno. Se define luego  ${}_5v_x$  como la media aritmética de los 43 valores  ${}_5v_x^i$  para el intervalo de edad correspondiente. A continuación se presentan los valores obtenidos para las funciones  $n(a)$  y  $v(a)$  por grupos de edades:

Grupos de edades :	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
$5^n x$ :	0,460	0,431	0,396	0,321	0,167	0,024
$5^v x$ :	-	-0,316	-0,678	-1,048	-1,424	-1,667

Los valores de  $n(a)$  por edades simples se obtuvieron a partir de los 20 años, interpolando a mano alzada de forma que el promedio de los cinco años correspondientes reproduzca el valor dado del grupo quinquenal. La extrapolación hasta los 12 años de edad se efectuó tomando en consideración aspectos biomédicos.

Los valores por edades simples de la función  $v(a)$  se obtuvieron de forma que en promedio reproduzcan el valor correspondiente al respectivo grupo quinquenal, considerando asimismo que asume valores distintos de cero a partir de los 20 años, para evitar que se produzcan variaciones bruscas en torno a los 25 años de edad.

#### Evaluación del modelo utilizando datos de Chile, Honduras y Perú

Una forma de evaluar la medida en que el modelo se ajusta a una estructura de fecundidad matrimonial dada, es calcular el valor de  $m$  que corresponde a cada intervalo de edad. Para ello se determina  $M=5^n_{20}/5^v_{20}$  y se calcula  $m$  mediante la siguiente relación:

$$m = \frac{1}{5^v x} \ln \left( \frac{5^n x}{M 5^v x} \right)$$

donde:

$$5^n x \text{ y } 5^v x$$

son los valores de las funciones  $n(a)$  y  $v(a)$  antes tabulados, y  $5^Lx$  las tasas de fecundidad matrimonial de la población que se está analizando. Si la ecuación (II) permitiera reproducir exactamente las tasas de fecundidad matrimonial del patrón considerado, los valores de  $m$  así calculados para los intervalos desde 25-29 hasta 45-49 serían todos iguales.

Para evaluar la adaptabilidad del modelo, atendiendo a la disponibilidad de información confiable, se seleccionaron tres países de la América Latina que representan tres grados diferentes de control de la fecundidad. Se trabajó con las tasas de fecundidad de las mujeres casadas legalmente de Chile, 1960, y las tasas de fecundidad de las mujeres casadas o en unión consensual de Perú, 1977 y de Honduras, 1970-1972.

Esas tasas se presentan en el cuadro 4, donde se incluyen además los valores calculados de  $m$  para cada grupo de edad, siguiendo el procedimiento ya descrito. En el gráfico 4 se muestran los valores de  $m$  para estos tres países, habiéndose incluido, a fin de comparar, algunos de los valores de  $m$  que Coale-Trussell calcularon para otros países. En el gráfico 5 se presentan las tasas de fecundidad matrimonial de Chile, Perú y Honduras junto con las tasas de fecundidad matrimonial del modelo cuando  $m$  vale cero y  $M$  vale uno (fecundidad natural), y las tasas de fecundidad del modelo cuando  $m$  vale uno (situación promedio de los 43 patrones que sirvieron de base para el cálculo de  $v(a)$ ), adoptando para  $M$  un valor igual al promedio de los valores correspondientes a los tres países considerados.

Cuadro 4.

TASAS DE FECUNDIDAD MATRIMONIAL POR EDADES PARA CHILE, PERU Y HONDURAS Y VALORES DEL PARAMETRO DE CONTROL DE LA FECUNDIDAD "m"						
Edad	Chile, 1960 <sup>1/</sup>		Perú, 1974-76 <sup>2/</sup>		Honduras, 1970-72 <sup>3/</sup>	
$x, x+4$	$5^Lx$	$m$	$5^Lx$	$m$	$5^Lx$	$m$
20-24	0,4516	-	0,4413	-	0,4561	-
25-29	0,3476	0,6222	0,3790	0,2764	0,4004	0,2061
30-34	0,2598	0,5945	0,2989	0,3538	0,3604	0,1264
35-39	0,1749	0,5380	0,2221	0,3120	0,2603	0,1919
40-44	0,0790	0,5130	0,0912	0,3955	0,1599	0,0245
45-49	0,0153	0,2600	0,0159	0,2240	0,0248	-0,0248
Valores de $M$ :	0,9817		0,9593		0,9915	

Fuente: <sup>1/</sup> Dirección Nacional de Estadística y Censos: Demografía año 1960, Censo de Población, 1960, Chile.

<sup>2/</sup> Tasas de fecundidad de las mujeres casadas y unidas según la Encuesta Demográfica Nacional de Perú (Rodríguez, 1978).

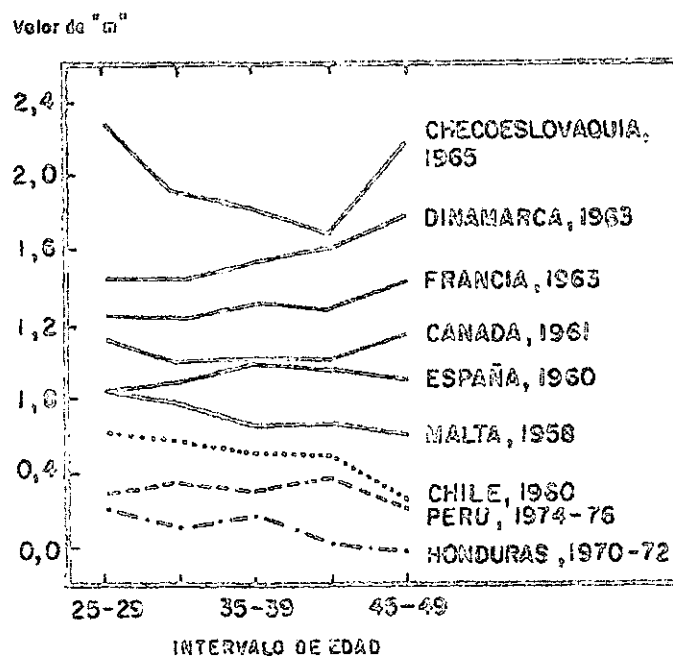
<sup>3/</sup> Tasas de fecundidad de las mujeres casadas y unidas según la Encuesta Demográfica Nacional de Honduras (Camisa, 1975).

El gráfico 4 permite apreciar que aún cuando  $m$  no es constante en las diferentes edades para los países latinoamericanos estudiados, presenta cierta estabilidad en sus valores, dentro de un orden de magnitud que es, en todo caso, diferente del orden correspondiente a otro país con distinto grado de control de la fecundidad. La estabilidad que presentan los valores de  $m$  en estos tres países es comparable con la que Coale y Trussell observaron en los países usados para la determinación de  $v(a)$ .

El gráfico 5 sugiere que la fecundidad matrimonial, en efecto, se aparta gradualmente de la fecundidad natural a medida que el grado de control va siendo más alto, y el ordenamiento que van adquiriendo las cinco líneas manifiesta cierta regularidad en ese comportamiento.

Gráfico 4

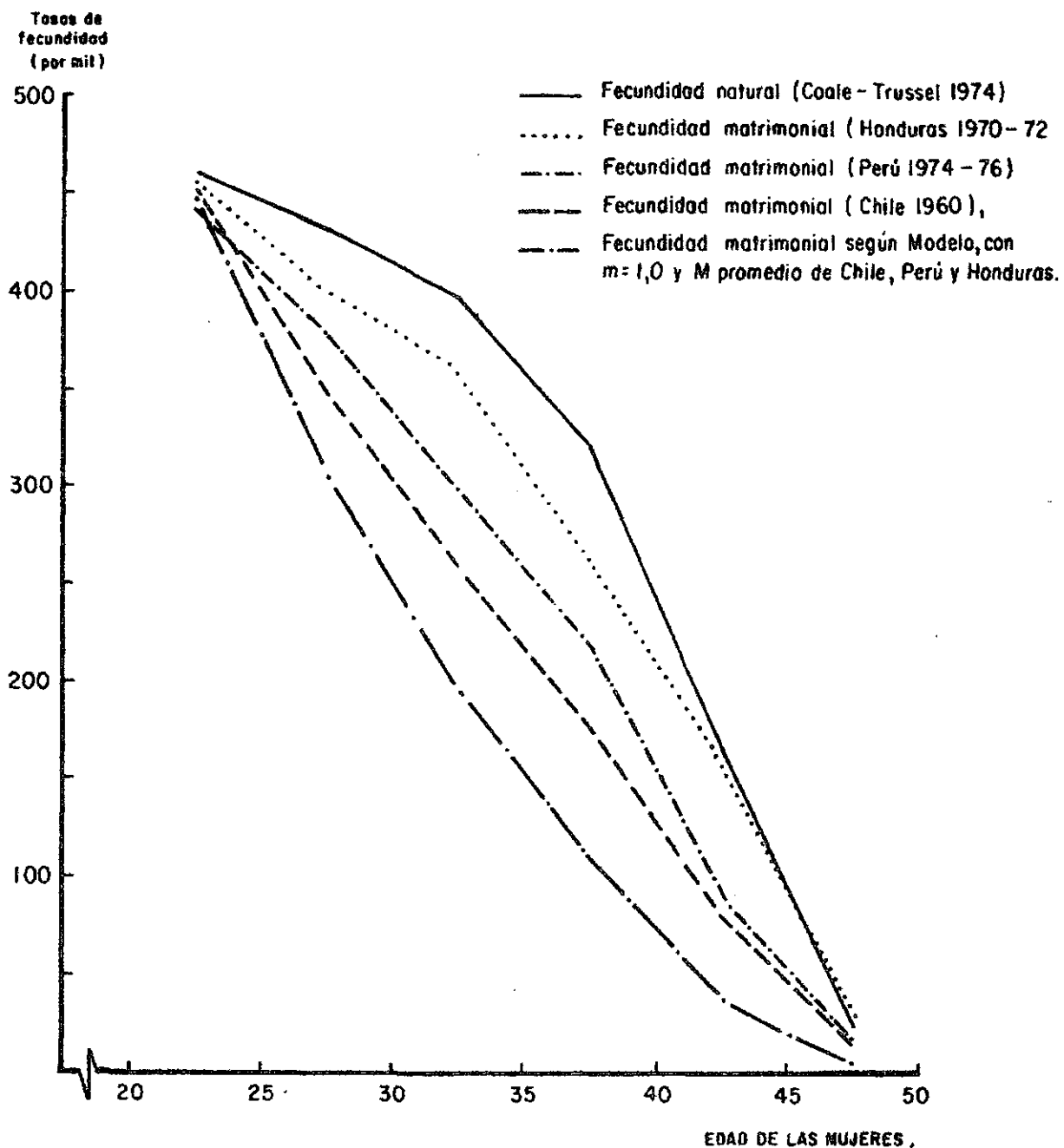
VALORES DEL PARAMETRO "m" SEGUN GRUPOS DE EDADES EN DIFERENTES PAISES.



Fuente: Coale - Trussell 1974, fig. 1, pág. 139; Cuadro 4.

Gráfico 5

TASAS DE FECUNDIDAD MATRIMONIAL SEGUN MODELO DE COALE - TRUSSELL  
Y DE TRES PAISES CON DIFERENTE GRADO DE CONTROL DE LA FECUNDIDAD.



Fuente: Cuadro 4 y cuadro en página 17.

4. Estructura modelo de la fecundidad por edades definida por tres parámetros

El supuesto básico que fundamenta los patrones modelo de fecundidad es que ésta se ajusta a la estructura que se origina al multiplicar dos subestructuras modelo. Veremos como se especifican esas dos subestructuras modelo.

Se señaló que la fecundidad a la edad  $a$  puede expresarse por el producto de la proporción de mujeres en unión conyugal a la edad  $a$  y la tasa de fecundidad matrimonial a esa edad. Se examinaron además sendas expresiones para la fecundidad matrimonial y la proporción de mujeres que han dejado de ser solteras. Se recordará que en la fórmula (I) el parámetro "c" indica la proporción final de mujeres alguna vez casadas de una cohorte, luego, a los efectos de la fecundidad, este parámetro sólo afecta el nivel pero no la estructura por edades, ya que ésta viene determinada por la edad inicial ( $a_0$ ) y el ritmo con que se desarrolla el proceso de nupcialidad a medida que aumenta la edad de las mujeres ( $k$ ). Asimismo, en la expresión que se definió para la fecundidad matrimonial,  $\kappa(a)$ , el parámetro  $M$  es un factor de escala que juega en la determinación del nivel, pero no afecta el patrón por edades, que solo depende del valor que asume "m".

De tal forma, el producto de dos subestructuras,  $G'(a)$  y  $\kappa'(a)$ , donde  $G'(a)$  se determina según el modelo de nupcialidad sin considerar el parámetro "c", y  $\kappa'(a)$  según el modelo de fecundidad matrimonial prescindiendo de "M", proporciona un modelo para la estructura por edad de la fecundidad (no el nivel) a partir de tres parámetros, dos de ellos relativos a la nupcialidad,  $a_0$  y  $k$ , y uno referido a la fecundidad matrimonial,  $m$ .

Luego, la expresión:

$$100 \cdot P \cdot \int_{a_1}^{a_2} G'(a) \kappa'(a) da$$

define el porcentaje de fecundidad entre las edades  $a_1$  y  $a_2$ , siendo  $P$  un factor proporcional que se incluye al sólo efecto de que, al sumar la participación relativa de todos los grupos de edades, el resultado sea uno (es decir cien, al expresarse como porcentaje).

Coale-Trussell elaboraron un programa de computación (Coale-Trussell, 1974) por medio del cual, ingresando con los valores de  $a_0$ ,  $k$  y  $m$ , se puede obtener la estructura por edad de la fecundidad correspondiente a esa nupcialidad y a ese grado de control de la fecundidad, sujeto a la condición de que no se rompan los vínculos matrimoniales por muerte o por separación de los cónyuges, y a que no ocurran nacimientos fuera del matrimonio. Mediante ese programa ellos calcularon numerosas estructuras modelo que, en opinión de los autores, cubren la totalidad de las posibilidades que pueden presentarse en poblaciones humanas numerosas.

## 5. Comentarios

En apartados anteriores se analizaron separadamente los dos modelos que sirven de base a los patrones modelo de fecundidad por edades. Aplicaciones con datos de Chile, Perú y Honduras, países que presentan situaciones diferentes de nupcialidad y fecundidad en América Latina, dieron resultados satisfactorios. En lo relativo a nupcialidad, la fórmula para  $g(a)$  permite describir con mucha aproximación las proporciones de mujeres no solteras por edades lo que, aceptando el supuesto de que no hay disolución de parejas antes de terminar el período fértil, significa que proporcionaría una adecuada estimación de la proporción de mujeres que viven en cohabitación fecunda. En lo referido a la fecundidad matrimonial por edades, se pudo apreciar que las tasas se van apartando de la fecundidad natural a medida que el control de la fecundidad aumenta, de una manera que se aproxima al patrón de desvío típico que los modelos suponen.

Ahora bien, el hecho de que estos modelos, por separado, se ajusten a las características del fenómeno a que se refieren, no garantiza que al ser multiplicados entre sí proporcionen una expresión de la fecundidad por edades válida para la población en su totalidad, puesto que es difícil verificar en poblaciones reales, los supuestos de que no se producen nacimientos fuera del matrimonio ni disolución de las uniones antes de finalizar el período fértil de las mujeres.

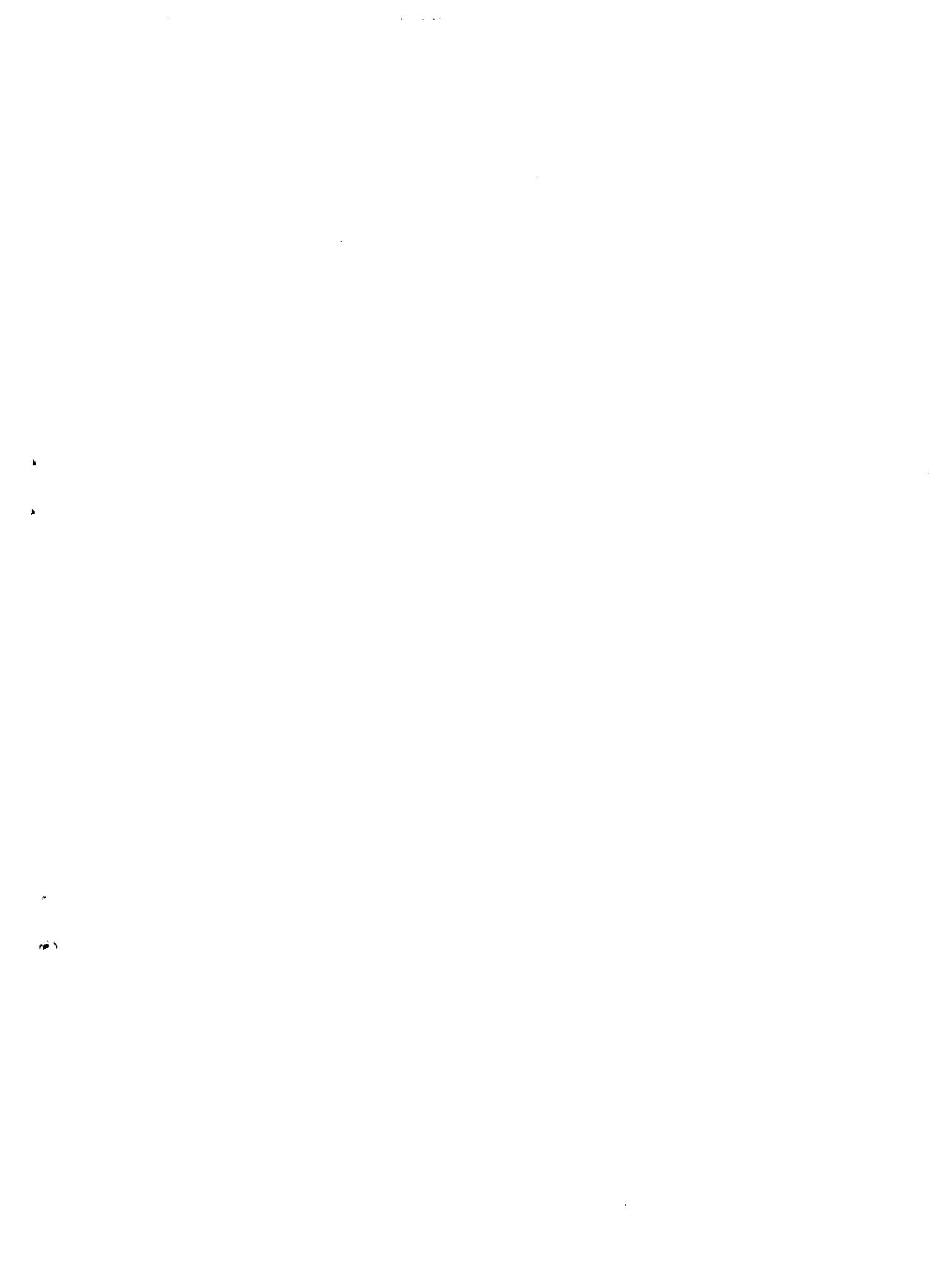
No obstante, esas situaciones pueden ser incorporadas en la descripción que proporcionan los modelos, con una modificación adecuada en el valor de los parámetros. Así, las relaciones prenupciales, que dan origen a nacimientos o a concepciones antes de iniciarse la nupcialidad, pueden incorporarse mediante un valor algo más bajo de  $a_0$ ; nacimientos extramatrimoniales en otras edades pueden ser, en su efecto, equivalentes a una mayor fecundidad de las casadas; la disolución de las parejas por muerte o separación presenta un patrón por edades que se asemeja al desvío típico del control de la fecundidad, por lo que el modelo podría adecuarse a esa



circunstancia considerando que equivale a un grado mayor de control. El supuesto de mortalidad no diferencial por estado civil implícito en el uso de  $G(a)$ , aún cuando es conocido que no se verifica, tiene un efecto muy poco significativo en las edades que comprende el período reproductivo.

Naturalmente, en estas circunstancias los parámetros  $a_0$ ,  $K$  y  $m$ , pierden su significado original, como indicadores específicamente referidos a características de la nupcialidad y el control de la fecundidad de esa población, dado que esos valores van a reflejar el resultado de diversos factores combinados.

\* \*  
\*



---

## II. DESCRIPCION DE LA DISTRIBUCION POR EDADES DE LA FECUNDIDAD EN EL PERU, 1977, Y EN MISIONES (ARGENTINA), 1977, MEDIANTE LAS ESTRUCTURAS MODELO DE FECUNDIDAD

En esta parte se va a procurar obtener ajustes de algunas distribuciones de fecundidad observadas, que presentan características diferentes, por medio de las estructuras modelo. Se trabajará con estructuras por edad de la fecundidad derivadas de información recogida en las encuestas demográficas retrospectivas llevadas a cabo en Perú (RETRO-EDEN) y en Misiones (EDEM), ambas en 1977. De estas encuestas ya se han efectuado análisis (Rodríguez, 1978) (Fernández-Somoza, 1978) que permitieron obtener, por un lado, la estructura de la fecundidad del último año anterior a las encuestas, mediante la pregunta sobre "fecha del último nacimiento", y por otro, estructuras para varios períodos anteriores a las encuestas, obtenidas con información de niños registrados con edades entre 0 y 14 años y mujeres también clasificadas por edad, mediante la aplicación del método conocido como "de los hijos propios" (Cho, 1973). En lo sucesivo estas estructuras serán designadas como "de la fecundidad reciente" y de "hijos propios" respectivamente.

Con los ejercicios desarrollados en este capítulo se procuran tres objetivos principales:

- a. Poner a prueba la flexibilidad de los modelos para describir diferentes situaciones;

- b. dada una distribución, es posible usar diferentes juegos de parámetros para obtener un modelo que la describa, en vista de ello, se van a intentar en cada caso ajustes con tres juegos diferentes de parámetros, a fin de evaluar si alguno de esos procedimientos conduce a resultados más seguros;
- c. puesto que se va a cotejar en cada oportunidad, la estructura de la fecundidad reciente con un modelo, y la estructura de hijos propios de la misma población con otro, de esas comparaciones se espera obtener elementos que permitan establecer algún juicio acerca de las estructuras observadas, tanto de hijos propios como de la fecundidad reciente.

El propósito señalado en c) tiene interés en razón de que en las estructuras de la fecundidad obtenidas por el método de los hijos propios, se ha observado (Behm y otros, 1978) que cuando se cometen errores <sup>3/</sup> al asignar hijos a mujeres que no son sus madres, la tendencia es asignar a mujeres de mayor edad. Este tipo de sesgo lleva a exagerar la participación de las mujeres en edad más avanzada en el total de la fecundidad, aumentando la edad media ( $\bar{x}$ ) y, muy probablemente, la desviación estándar de la distribución ( $\sigma$ ). Al comparar esas distribuciones con los modelos, se espera por un lado, recoger elementos para verificar en las estructuras de los hijos propios la presencia (o ausencia) de defectos del tipo ya señalado, y por otro, el ejercicio permitirá evaluar la posibilidad de que los modelos señalen como errores de la estructura observada aquellas características (por ejemplo ese sesgo), que no correspondan a una situación real de la población que se estudia.

Para el caso de la estructura de la fecundidad reciente, el cotejo que se realizará tiene interés en vista de que es esta la estructura que se adopta cuando se aplica el método de Brass; en razón de la gran difusión que alcanzó el uso de este método, puede tener valor una comparación de esta naturaleza.

En relación al propósito b), en cada caso se van a intentar ajustes con los tres juegos siguientes de parámetros, como datos de ingreso a los modelos.

---

<sup>3/</sup> En el estudio citado, se encontró que tales errores fueron muy poco frecuentes en los lugares analizados (Ciudad de Posadas en Argentina y Distrito Atenas en Costa Rica), donde las familias nucleares son más frecuentes, pero pueden tener mayor incidencia en poblaciones donde la proporción de familias nucleares es más baja.

i. Conociendo la edad media de la distribución de la fecundidad ( $\bar{x}$ ), la desviación estándar ( $\sigma$ ), y la relación  $5415/5420$  (que Coale y Trussell simbolizan con  $R_1$ ), es posible ingresar a las tablas de las estructuras modelo y por interpolación obtener el modelo correspondiente (un detalle del método de interpolación se puede ver en el anexo 2). En adelante, los modelos derivados de esta forma se mencionarán como "obtenidos por interpolación".

ii. Mediante los valores de PAR 1 (relación entre la paridez del grupo 15-19 y la paridez del grupo 20-24) y PAR 2 (relación entre la paridez del grupo 20-24 y la paridez del grupo 25-29), haciendo uso de los gráficos que Coale-Trussell confeccionaron <sup>4/</sup>, es posible obtener estimaciones de  $a_0$  y  $K$  para valores fijos de  $m$  ( $m = 0,0; 0,20; 0,40$ ), mediante una interpolación gráfica. Con estos tres parámetros ( $a_0, k, m$ ) se puede ingresar al programa que permite el cálculo de la estructura de fecundidad correspondiente, y de los demás parámetros. Los modelos calculados de esta forma se dirán "obtenidos a partir de las relaciones PAR 1-PAR 2", aunque estrictamente se trate de una interpolación, para distinguirlos del caso i.

iii. Haciendo uso del programa elaborado por los autores, ingresando con los parámetros de la nupcialidad estimados ( $a_0$  y  $k$ ) y un valor arbitrario de  $m$  que se considere adecuado para la población, el computador proporciona la estructura correspondiente.

Por cada uno de estos tres caminos se puede llegar a diferentes modelos para ajustar la misma estructura observada, se hace necesario, entonces, adoptar un criterio uniforme para comparar y evaluar los resultados. En tal sentido, se adoptarán dos medidas estadísticas:

$$DM = \frac{1}{7} \sum_{i=1}^7 \delta_i^1 - \delta_i^{10} \quad \chi^2 = \sum_{i=1}^7 (\delta_i^1 - \delta_i^{10})^2 : \delta_i^{10}$$

En todos los casos la estructura de la fecundidad se indicará como distribución porcentual por grupos de edad, y esos son los valores  $\delta_i^1$  que aparecen en las fórmulas:  $\delta_i^{10}$  porcentaje de fecundidad en el grupo de edad  $i$ -ésimo de la estructura observada,  $\delta_i^1$  similar concepto pero en el modelo.

---

<sup>4/</sup> Coale-Trussell, 1974, Figura 7, págs. 196, 197 y 198. Copias de estos gráficos se incluyen en anexo 2.

El desvío medio ( $DM$ ) es el promedio de las diferencias entre la fecundidad (porcentaje) del modelo y de la estructura observada, en cada grupo de edad, tomadas en valor absoluto. El valor de "chi-cuadrado" se obtiene de sumar los cuadrados de las diferencias entre el valor observado y el del modelo, divididos por el valor observado en cada grupo de edad. En esencia, los resultados de estos dos indicadores no pueden conducir a resultados contradictorios, por lo que se incluyen ambos criterios, que presentan ventajas y desventajas relativas;  $\chi^2$  es un indicador más sensible para medir la importancia de las diferencias observadas, en tanto que el  $DM$  es una medida más simple y tiene una interpretación directa.

Parece oportuno señalar que se emplean estas pruebas estadísticas por una razón de uniformidad y orden en la presentación de los criterios de selección del mejor ajuste, ya que en definitiva, ante una situación concreta, el juicio del investigador basado en criterios demográficos, no puede reemplazarse por una prueba de carácter mecánico para juzgar la bondad con que el modelo refleja una realidad demográfica.

Los mejores ajustes alcanzados por cada una de las tres vías se van a presentar, juntamente con los valores de sus parámetros, en cuadros luego de cada caso, a fin de facilitar las comparaciones y conclusiones finales. En el análisis a lo largo del capítulo, se van a presentar los gráficos de las estructuras resultantes, y los valores de los indicadores de ajuste.

1. Ajuste de las distribuciones de fecundidad observadas para Perú,  
por medio de las estructuras modelo

a. Por interpolación de modelos tabulados

Con el fin de que el modelo interpolado reproduzca los valores de la media y la desviación estándar de las distribuciones observadas, Coale y Trussell sugieren un método para interpolar (ver anexos), que se apoya en tres modelos tabulados, los que se seleccionan entre cuatro modelos que encierran la distribución observada, en función de los valores de los parámetros  $\bar{x}$ ,  $\sigma$  y  $R_1$ . Este procedimiento, que asigna especial importancia a  $\bar{x}$  y  $\sigma$  observados, se justifica en la medida que los valores de esos parámetros sean confiables. En las aplicaciones que aquí se desarrollen se procurará siempre interpolar con este método, considerando que los resultados pueden dar elementos para evaluar, a su vez, los parámetros en que se están apoyando.

### Ajuste de la fecundidad reciente

Los valores observados de los parámetros y los correspondientes a los modelos tabulados son los siguientes:

	$\bar{x}$	$\sigma$	$R_1$
- distribución observada:	29,54	6,79	0,3700
- modelos:			
(0)	30,00	7,00	0,3319
(1)	29,00	7,00	0,3922
(2)	30,00	6,50	0,2457

Como se observa, hay un modelo que coincide con otro en el valor de la media y con un tercero en la desviación estándar, éste fue designado "cero", "uno" es el que presenta igual desviación estándar que éste, y "dos" es el que coincide en cuanto a la media. Los factores de ponderación calculados fueron:  $w_0 = 0,0742$ ,  $w_1 = 0,4600$  y  $w_2 = 0,4658$ . El modelo interpolado resultó, por construcción, con  $\bar{x} = 29,54$  y  $\sigma = 6,79$ , iguales a las observadas, y  $R_1 = 0,33$ .

### Ajuste de la estructura de hijos propios

En el estudio citado de la fecundidad de Perú, se incluyen varias estructuras de la fecundidad derivadas por el método de hijos propios. Entre ellas, para este análisis, se ha seleccionado la que corresponde al último trienio, es decir, la que se basa en niños enumerados con edades entre cero y dos años cumplidos.

Al ingresar en las tablas de Coale-Trusseell para realizar esta interpolación, se pudo apreciar que distribuciones con las características de esta estructura, derivada por "hijos propios", están poco representadas en los modelos tabulados. Así, para una media igual a treinta sólo se tabulan dos distribuciones con desviación estándar igual a siete, cuando en general, son más de diez las estructuras que se tabulan ingresando con valores iguales de la media y la desviación estándar (difieren en el valor de  $R_1$ ), y, en ocasiones, son más de veinte las estructuras tabuladas para combinaciones media-desviación estándar que parecen observarse con mayor frecuencia en las poblaciones. Asimismo, para valores de la media iguales o mayores que treinta, ningún modelo tabulado presenta desviaciones estándar mayores a siete.

En estas condiciones no fue posible contar con tres modelos que permitan interpolar siguiendo el procedimiento que Coale y Trussell sugieren. Se interpoló en este caso apoyándose en dos modelos. Este procedimiento permite reproducir la media observada, pero no garantiza obtener el valor observado de la desviación estándar. A continuación se presentan los valores:

	$\bar{x}$	$\sigma$	$R_1$	$w$
- distribución observada:	30,60	7,24	0,2900	-
- modelos:				
(1)	31,00	7,00	0,2953	0,60
(2)	30,00	7,00	0,2964	0,40

Esos factores de ponderación permitieron obtener una distribución interpolada cuyos parámetros son los siguientes:  $\bar{x} = 30,60$ ,  $\sigma = 7,02$ , y  $R_1 = 0,30$ .

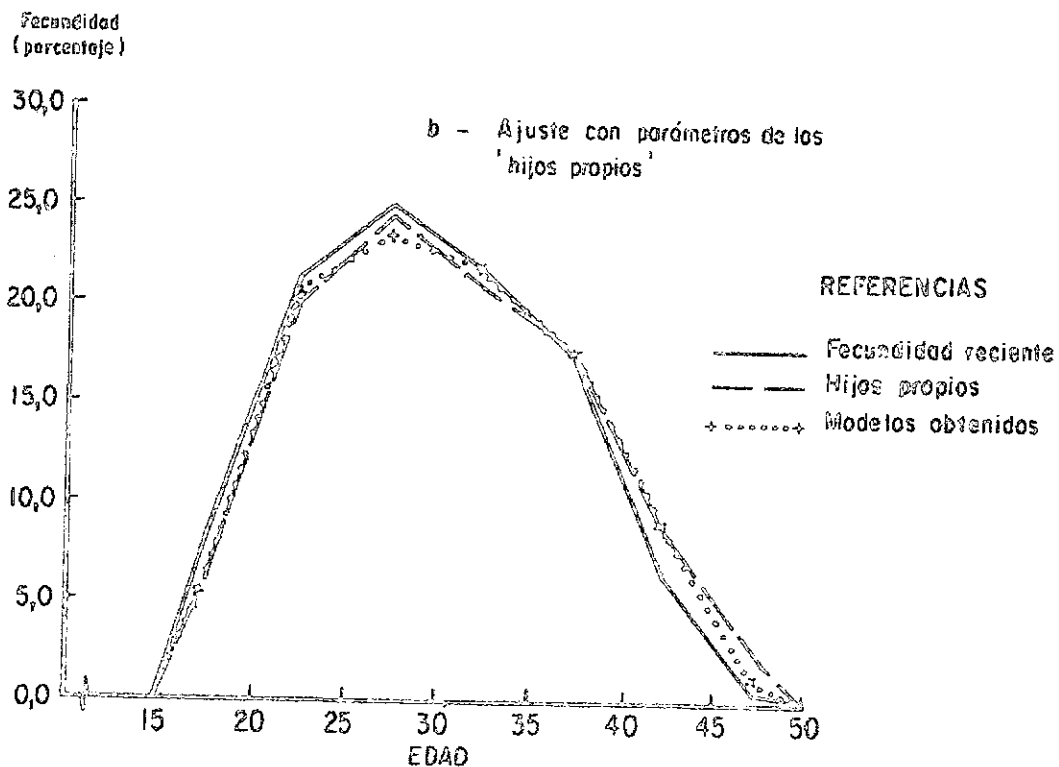
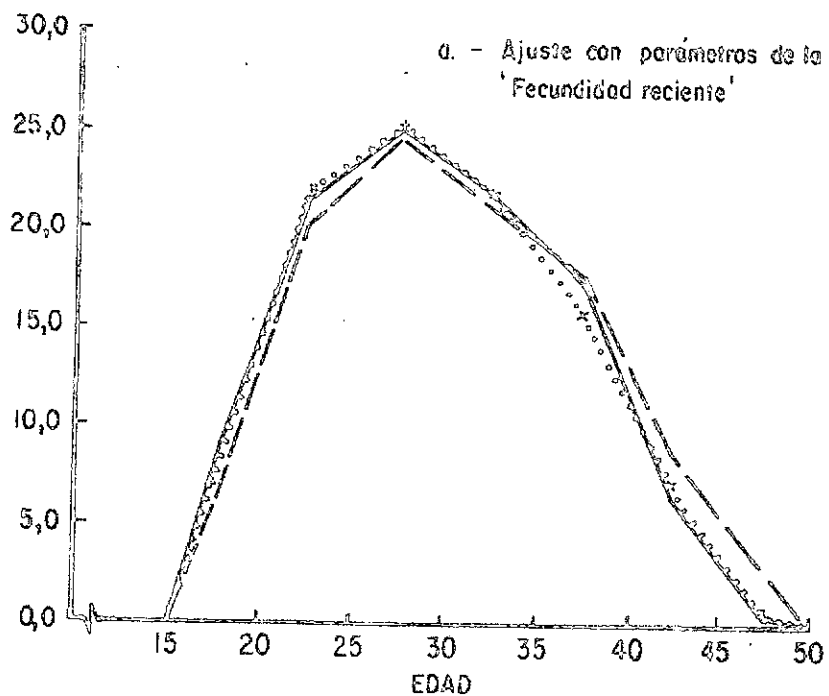
### Resultados

En el gráfico 6 pueden verse las estructuras observadas junto con los modelos obtenidos por interpolación. Se puede observar que el ajuste alcanzado para la fecundidad reciente reproduce mejor la distribución por edades observada, en tanto que el modelo interpolado para hijos propios presenta una aproximación menos satisfactoria. En particular, el ajuste de hijos propios difiere de la distribución observada en la forma que desciende la fecundidad cuando la edad aumenta. Así, desde los 25-29 años hasta los 35-39 años, la distribución observada desciende más rápidamente, en tanto que a partir de ese grupo y hasta el final del período fértil el descenso en la distribución observada es más lento de lo que el modelo señala.

Las medidas de la bondad de ajuste son para la fecundidad reciente  $X^2 = 0,53$ ;  $DM = 0,74$  y para hijos propios  $X^2 = 0,92$ ;  $DM = 0,82$ .



PERU 1977 : ESTRUCTURAS DE LA "FECUNDIDAD RECIENTE", DE LOS HIJOS PROPIOS Y AJUSTES MEDIANTE MODELOS OBTENIDOS POR INTERPOLACION.



Fuente: Cuadro 5

Se plantea el interrogante de, hasta donde el ajuste menos satisfactorio de hijos propios, puede ser adjudicado al hecho de que la interpolación se apoyó en dos modelos únicamente. Una observación detenida permite apreciar que la interpolación reproduce exactamente la  $\bar{x}$ , y con mucha aproximación  $R_1$ . Es decir, para mejorar el ajuste, un tercer pivote de interpolación debería cumplir el requisito de elevar algo la  $\sigma$ , pero sucede que la mayor dispersión de la población observada se presenta con motivo de la acumulación de fecundidad en los últimos grupos de edades, particularidad no reproducible con los modelos, pues aún aquéllos que suponen un control de la fecundidad nulo ( $m = 0$ ), presentan para las últimas edades una fecundidad relativa menor que la observada. De hecho, los dos modelos usados en la interpolación tienen  $m = 0,03$  y  $0,13$ , valores muy bajos (llevando esos valores hasta cero el cambio que se produciría en tales grupos sería mínimo). De esta manera, el ajuste menos satisfactorio obtenido debe ser adjudicado a una incompatibilidad entre el comportamiento de la estructura observada de hijos propios y las estructuras modelos, y no a la falta de un pivote.

b. A partir de las relaciones PAR 1 y PAR 2

Contando con información de paridez media en los grupos de edades 15-19 ( $P_1$ ), 20-24 ( $P_2$ ) y 25-29 ( $P_3$ ), se pueden calcular las relaciones  $PAR 1 = P_1/P_2$  y  $PAR 2 = P_2/P_3$ . Luego, utilizando los gráficos que Coale-Truseell proporcionan a tal fin, se determinan, en forma aproximada, los valores de  $a_0$  y  $k$  para tres valores fijos del parámetro  $m$ : 0,00, 0,20 y 0,40, obteniendo así tres juegos de parámetros con los que se puede ingresar al programa que permite calcular los demás parámetros y la correspondiente estructura por edad de la fecundidad. Por este camino pueden obtenerse tres distribuciones que corresponden a grados diferentes de control de la fecundidad, y entre ellas se selecciona la más adecuada.

Ajuste de la estructura de fecundidad reciente

Puesto que se trata de ajustar una estructura dada, aquélla que resultó de las tasas de fecundidad del último año, para obtener las dos relaciones que sirven de entrada a los gráficos de Coale-Trussell, parece natural estimar la paridez media por grupos de edades con los índices sintéticos que Brass simboliza ' $F_x$ '. Para ello se van a usar los multiplicadores ' $k_x$ ' de Brass (Brass, 1968) para tasas de fecundidad de mujeres

cuya edad coincide con los grupos convencionales (15-19, 20-24, etc.). En el cuadro siguiente se ilustra el cálculo, obteniéndose la paridez por la fórmula:

$$F_i = \sum_{j=1}^{i-1} b_j + k_i b_i, \text{ usando}$$

${}^5b_{15}/{}^5b_{20} = 0,37$  para interpolar los  $k$ .

$x, x+4$	$i$	$b_i^{5/}$	$k_i$	$F_i$
15-19	1	0,087	1,497	0,130
20-24	2	0,238	2,344	0,993
25-29	3	0,279	2,517	2,327

Se deduce entonces:

$$\text{PAR 1} = 0,131 \quad \text{y} \quad \text{PAR 2} = 0,427$$

A continuación se muestran los valores de  $a_0$  y  $k$  estimados con el auxilio de los gráficos citados y los indicadores de bondad de ajuste correspondientes a cada modelo:

	$a_0$	$k$	$m$	$\chi^2$	DM
(1)	13,42	0,57	0,00	2,61	1,10
(2)	13,32	0,61	0,20	1,03	0,72
(3)	13,05	0,70	0,40	0,65	0,78

De los ajustes alcanzados el más satisfactorio parece ser el correspondiente al modelo que tiene un control de fecundidad  $m = 0,40$ .

<sup>5/</sup> Son las tasas que corresponden a la estructura de la fecundidad reciente estimadas en el trabajo citado de Laura Rodríguez (Rodríguez, 1978).

Ajuste de la estructura de hijos propios

Para obtener los indicadores de paridez media por grupos de edades correspondientes a la estructura derivada del método de hijos propios, se siguió un procedimiento análogo al descrito en el caso de la estructura de fecundidad reciente.

El cálculo se efectúa en el cuadro que sigue, usando  $56_{15}/56_{20} = 0,29$  para interpolar los  $k_i$ .

$x, x+4$	$i$	$b_i$	$k_i$	$F_i$
15-19	1	0,0625	1,267	0,079
20-24	2	0,2175	2,308	0,814
25-29	3	0,2668	2,501	2,067

Resultan PAR 1 = 0,097 y PAR 2 = 0,394. El cuadro siguiente muestra los valores de los parámetros deducidos gráficamente y las medidas de ajuste de los modelos resultantes:

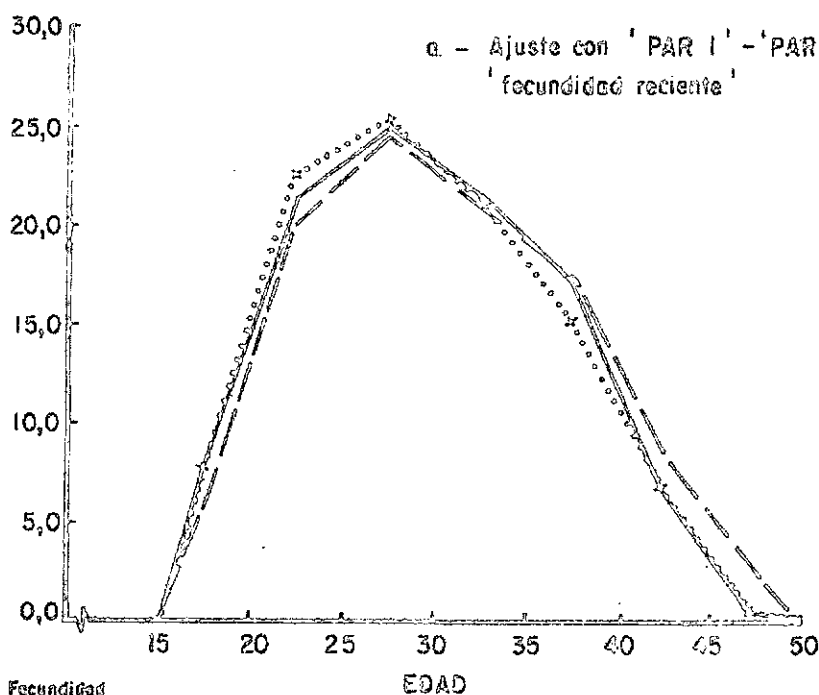
	$a_0$	$k$	$m$	$\chi^2$	DM
(1)	14,68	0,474	0,00	0,85	0,70
(2)	14,35	0,565	0,20	1,20	0,90
(3)	14,24	0,595	0,40	2,55	1,69

Como puede apreciarse, las mejores medidas de bondad de ajuste las proporciona, en este caso, el modelo cuyo parámetro de control de la fecundidad vale cero:  $m = 0,00$ . Los mejores ajustes obtenidos mediante el recurso de PAR 1 - PAR 2, se muestran en el gráfico 7.

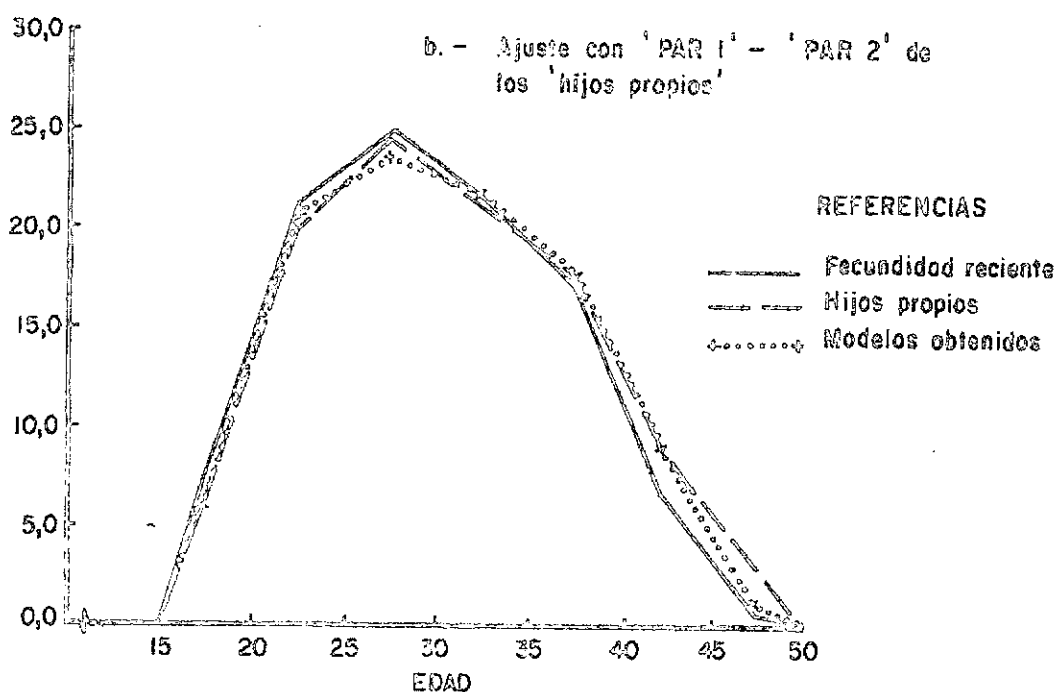
Gráfico 7

PERU 1977 : ESTRUCTURAS DE LA "FECUNDIDAD RECIENTE", DE LOS HIJOS PROPIOS Y AJUSTES MEDIANTE MODELOS OBTENIDOS POR RELACIONES 'PAR 1' Y 'PAR 2'.

Fecundidad  
(porcentaje)



Fecundidad  
(porcentaje)



Fuente : Cuadro 5

## Resultados

Se puede apreciar que ambos ajustes son relativamente buenos. En el caso de la fecundidad reciente, el modelo muestra cierta dificultad para reproducir el valor de la distribución en el grupo 35-39, cuya participación está por encima de lo que se puede esperar, según los modelos. Esa característica también se observó al ajustar esta estructura por interpolación. No obstante, las medidas de bondad de ajuste resultan nuevamente algo mejores que las alcanzadas para hijos propios. En este último caso, otra vez se hace presente la diferencia ya señalada en cuanto a la forma de descenso de la curva observada y la del modelo, comenzando a descender más rápidamente la curva observada, pero hacia los grupos finales es el modelo el que baja más rápido, apareciendo la curva de la distribución observada por encima del modelo, aún cuando éste supone un control nulo de la fecundidad ya que es  $m = 0,00$ .

### c. Haciendo uso de los parámetros de nupcialidad estimados

Usando los datos de la encuesta demográfica retrospectiva del Perú de 1977, mediante el modelo de nupcialidad de Coale, se obtuvieron los valores  $a_0 = 13,46$  y  $k = 0,86$  <sup>6/</sup>. Esos, por tanto, pueden ser considerados como los valores observados de los parámetros, y adoptando un valor arbitrario para  $m$  se puede ingresar al programa que permite, mediante el uso del computador, obtener la estructura modelo correspondiente y calcular el resto de los parámetros de la distribución.

Puesto que el valor de estos parámetros es independiente de las estructuras observadas de la fecundidad reciente y de hijos propios,  $a_0$  y  $k$  serán los mismos para ambos ajustes y sólo se requiere elegir el valor más apropiado de  $m$  para uno y otro caso.

---

<sup>6/</sup> Ver capítulo I y Rodríguez, 1978.

## Resultados

Se ensayaron valores de  $m$  iguales a 0,00, 0,20, 0,40, 0,50 y 0,60. Los indicadores de bondad de ajuste muestran al modelo con  $m = 0,20$  como mejor ajuste para hijos propios, con  $X^2 = 1,70$  y  $DM = 1,32$ , mientras que para la fecundidad reciente es  $m = 0,50$ , con valores de  $X^2 = 1,46$  y  $DM = 1,16$ .

El gráfico 8 muestra el ajuste alcanzado para la estructura de fecundidad del último año. Puede verse que no es muy satisfactorio, ya los indicadores del ajuste señalaban una diferencia media por grupos de edades algo mayor al uno por ciento entre los valores del modelo y los observados ( $DM = 1,16$ ).

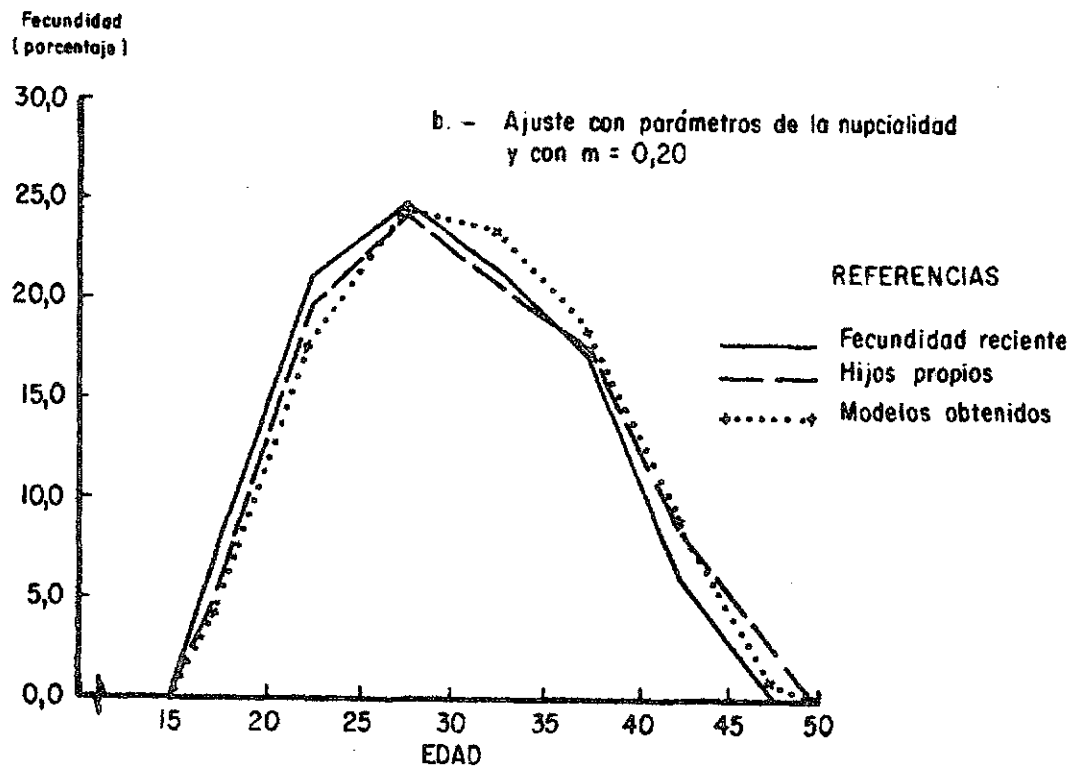
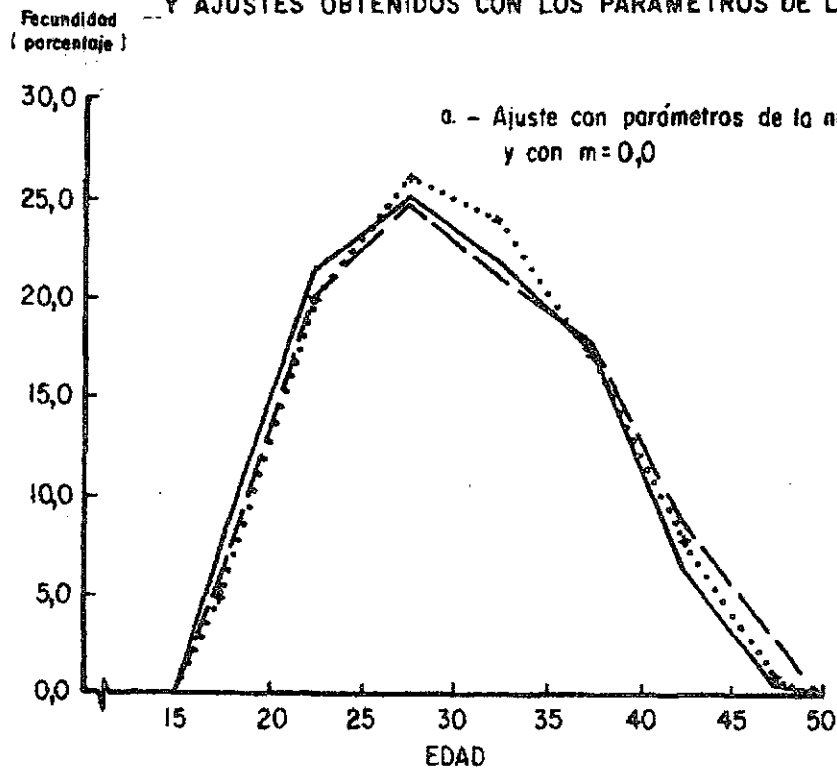
Sin embargo, se puede apreciar que las mayores diferencias se presentan en el grupo 15-19, donde el modelo muestra un porcentaje de fecundidad muy bajo en relación al valor observado, esa pérdida se compensa con una participación más alta en otros grupos, pues, por tratarse de una distribución, la superficie encerrada en la curva será siempre igual a uno.

Si la edad en que se inician las uniones fuera más temprana de lo que marca  $a_0$ , lo que equivale suponer relaciones prenupciales, entonces, para el cálculo de la fecundidad, el parámetro  $a_0$  sería menor y  $k$  algo más elevado. Estas modificaciones aumentarían la participación del grupo 15-19 y harían descender la curva en las edades entre 25 y 35 años. A partir de los 35 años no habría modificaciones de importancia pues en ese tramo el parámetro que domina el comportamiento de la curva es el correspondiente al control de la fecundidad, es decir,  $m$ . En el tramo ascendente de la curva y hasta el grupo 30-34, tiene especial importancia el comportamiento de los parámetros de la nupcialidad.

En cuanto al ajuste para hijos propios, que en general es pobre, con una diferencia media por grupos de edades superior a 1,3 por ciento, se observa que entre la estructura observada y el modelo, hay diferencias en cuanto al ritmo con que desciende la fecundidad hacia las edades finales y que la participación relativa del grupo 45-49 años es sensiblemente más elevada en la estructura observada que en el modelo, esto sucede aún cuando, por efecto de la nupcialidad implícita en el modelo, los grupos más jóvenes pierden importancia relativa, la que se desplaza hacia edades más avanzadas, como puede verse en el gráfico 8.

Gráfico 8

PERU 1977 : ESTRUCTURAS DE LA "FECUNDIDAD RECIENTE," DE LOS HIJOS PROPIOS  
Y AJUSTES OBTENIDOS CON LOS PARAMETROS DE LA NUPCIALIDAD.



Fuente : Cuadro 5



#### d. Análisis y comentarios

El cuadro 5 muestra las estructuras obtenidas con los diferentes modelos y los parámetros correspondientes a cada una. En un recuadro se destacan los parámetros usados como datos de entrada para cada ajuste.

Observemos primero los ajustes obtenidos para la fecundidad reciente. Parece claro que el más satisfactorio sería el obtenido por interpolación. Aún cuando las diferencias que se observan respecto al modelo derivado con los parámetros de entrada PAR 1 - PAR 2 son muy pequeñas, el primero presenta el atractivo de tener, por construcción, igual media y desviación estándar que la estructura observada.

Con anterioridad algo se dijo acerca del comportamiento observado en el grupo 35-39 años. Cabe recordar que las estructuras de los modelos responden al supuesto de que la fecundidad por edades se aleja del patrón de fecundidad natural, en mayor o menor medida, según sea el grado de control de la fecundidad que se practique en la población, pero siguiendo siempre un patrón típico por edades. Al parecer, en la estructura de la fecundidad reciente, esa forma de descenso se aproxima en todas las edades excepto el grupo 35-39 años, donde el valor observado aparece por encima de la tendencia esperada, significando ese desvío una parte importante de las diferencias que señalan las medidas  $X^2$  y  $DM$  al considerar los ajustes por interpolación y por uso de PAR 1 - PAR 2. Puede ser oportuno señalar que si se considera otra estructura para la fecundidad de Perú (Rodríguez, 1978), derivada de la encuesta de visitas repetidas (EDEN-Perú) efectuada entre 1974 y 1975, en ella se observa una forma de descenso de la curva que no presenta esa característica en el grupo 35-39, y que se describe bastante bien con las estructuras modelo. Excepto en este grupo, hecho que podría asociarse con la declaración de la edad de las mujeres, el comportamiento del modelo es totalmente coherente con la estructura observada.

Analizando los resultados alcanzados para hijos propios, se observa que en todos los casos, los modelos que mejor ajuste logran corresponden a los más bajos grados de control de la fecundidad, siempre por debajo del que marcan los modelos ajustados para la fecundidad reciente. Puesto que se trata de ajustes para una misma población, eso no debería suceder, ambas estructuras tendrían que mostrar grados de control similares; luego, esas diferencias requieren una explicación. Además, al comparar la estructura de hijos propios con sus ajustes, en todos los casos pudo observarse que en el primer tramo de descenso de las curvas, la correspondiente a la estructura observada baja más rápido, pero hacia los cuarenta años se equilibran y luego el descenso es más pronunciado en el modelo, aún en casos donde  $m$  es igual a cero (ausencia de control). Se puede deducir que

el descenso de la curva de hijos propios en el primer tramo señala la presencia de un grado de control, en todo caso más elevado que el supuesto por el modelo, pero, contradictoriamente, ese control desaparecería en las edades más altas, las que tienen una participación relativa en la fecundidad total más importante aún que la registrada en modelos que suponen condiciones de fecundidad natural.

Si esas diferencias entre el comportamiento del modelo y de la estructura observada se comparan con lo que puede apreciarse en los ajustes de la fecundidad reciente, donde se presenta una marcada concordancia en la forma de descenso del modelo y de la estructura observada, particularmente en los grupos finales, parece natural concluir que es más razonable explicar la incoherencia con hijos propios por causas adjudicables a esa estructura y no a fallas del modelo. Por otro lado, el  $m = 0,40$  que corresponde al ajuste de la fecundidad reciente, señala un moderado grado de control, coherente con lo que se conoce de la fecundidad en el Perú, donde se ha registrado un descenso en los últimos años, en tanto no es aceptable una situación de fecundidad natural ( $m = 0$ ) que hace que el modelo se aproxime (sin alcanzar) la participación que hijos propios adjudica a las edades avanzadas en el total de la fecundidad. En definitiva, todas las evidencias señalan un error en la forma final de la estructura derivada por hijos propios.

Del cotejo efectuado entre los modelos y las dos estructuras observadas, se puede concluir que:

- la información sobre hijos nacidos vivos en el último año proporciona una buena descripción de la fecundidad por edades en el Perú, aún cuando parece un poco alta la participación del grupo 35-39.
- la estructura de hijos propios exagera la participación en la fecundidad total de las mujeres en las edades más avanzadas del período fértil; la existencia de ese sesgo, ya señalada por otros investigadores, se pone aquí otra vez de relieve, y en esta oportunidad alcanza cierta significación.
- el ajuste más aceptable fue, en este caso, el obtenido por interpolación, y el resultado de PAR 1 - PAR 2 es bastante próximo a éste; en tanto, al ingresar con los valores estimados de los parámetros  $a_0$  y  $k$  se obtienen estructuras que muestran una más baja participación de las primeras edades, lo que puede señalar que la cohabitación fecunda se ha iniciado antes de la edad  $a_0$ , no verificándose estrictamente los supuestos del modelo.

Cuadro 5

PERU: DISTRIBUCIONES DE FECUNDIDAD OBSERVADAS, AJUSTES OBTENIDOS MEDIANTE MODELOS Y VALORES DE LOS DIFERENTES PARAMETROS

Parámetros de las distribuciones	Fecundidad reciente				Hijos propios			
	Distribución observada	Ajustes obtenidos			Distribución observada	Ajustes obtenidos		
		(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
a) Valores de los parámetros								
$\bar{x}$	29,54	29,54	29,40	29,99	30,60	30,60	30,39	30,86
$\sigma$	6,79	6,79	6,89	6,66	7,24	7,02	7,05	6,80
$R_1$	0,37	0,33	0,33	0,25	0,29	0,30	0,28	0,23
SKEW	0,16	0,26	0,28	0,25	0,26	0,13	0,18	0,14
PAR 1	0,131 <sup>a/</sup>	0,1154 <sup>a/</sup>	0,1340	0,1049	0,0970 <sup>a/</sup>	0,1007	0,1004	0,1039
PAR 2	0,427 <sup>a/</sup>	0,4113 <sup>a/</sup>	0,4245	0,3722	0,3940 <sup>a/</sup>	0,3965	0,4075	0,3609
$m$		-	0,40	0,50		-	0,00	0,20
$a_0$		-	13,05	13,46		-	14,68	13,46
$k$		-	0,70	0,86		-	0,47	0,86
$\chi^2$	-	0,53	0,65	1,46	-	0,92	0,85	1,70
DM	-	0,74	0,78	1,16	-	0,82	0,70	1,32
b) Distribución porcentual de la fecundidad								
Grupos de edades								
10 - 14	-	0,11	0,08	0,03	-	0,04	-	-
15 - 19	7,75	7,03	7,57	5,19	5,72	5,67	5,87	4,41
20 - 24	21,27	21,60	22,69	20,89	19,86	19,18	20,69	17,98
25 - 29	24,96	26,06	25,34	26,55	24,40	23,60	23,46	24,66
30 - 34	21,74	22,14	21,26	22,95	20,92	22,54	21,77	23,72
35 - 39	17,30	15,42	15,20	16,26	17,63	18,27	17,69	18,71
40 - 44	6,33	6,76	6,94	7,26	8,72	9,33	9,15	9,21
45 - 49	0,57	0,88	0,93	0,95	2,75	1,38	1,37	1,31

(1) Ajuste obtenido por interpolación de modelos tabulados.

(2) Ajuste obtenido a partir de las relaciones PAR 1 y PAR 2 y un valor adoptado de  $m$ .

(3) Ajuste obtenido mediante  $a$  y  $k$  observados, adoptando un valor para  $m$ .

a/ Calculados a partir de los índices sintéticos  $F_i$ .

e. Algunos estudios adicionales y comparaciones entre diferentes modelos

Al seleccionar los modelos que mejor ajustan las estructuras observadas, el obtenido mediante las relaciones PAR 1 - PAR 2 con  $m = 0,40$  para hijos propios, fue descartado en función de los valores de  $X^2$  y  $DM$ , optándose por el ajuste que correspondía a  $m = 0,00$ . Tal procedimiento fue seguido aún cuando, por la fecundidad en descenso que se observa en Perú desde hace algunos años (Rodríguez, 1978), y por el estudio que se realizó de la fecundidad matrimonial en el capítulo anterior, se conoce que  $m = 0,40$  sería un valor más adecuado a las condiciones de la fecundidad de esa población. La razón de que se procediera así, fue que en ese momento el propósito era seleccionar el modelo que más se aproximara a la estructura observada, sin considerar que tal estructura pudiera estar afectada por errores, a la espera de que los errores posibles se pusieran de relieve en el proceso de análisis y comparaciones, como se hizo en el apartado anterior.

Establecido que el comportamiento de la estructura de hijos propios no es satisfactorio en las últimas edades, conviene volver a analizar el modelo obtenido con PAR 1 - PAR 2, parámetros que se basan en las tasas de fecundidad de los primeros grupos, adoptando un valor de  $m$  adecuado al grado de control de la fecundidad en Perú, como puede ser  $m = 0,40$ . El hecho de detenerse en este análisis está orientado por la idea de que, aún cuando la estructura de hijos propios presenta las deficiencias que se han señalado, las relaciones PAR 1 - PAR 2 pueden ser correctas o aproximadamente correctas; tal sucedería si no hubiese una marcada selectividad en cuanto a los grupos de donde provienen aquellos hijos que son adjudicados en exceso a las mujeres de los intervalos de edades más altas. Para poner a prueba estas hipótesis se harán comparaciones con la estructura observada de la fecundidad reciente y con los ajustes de la misma obtenidos a partir de  $\bar{x}$ ,  $\sigma$  y  $R_1$ , y de PAR 1 - PAR 2, con  $m = 0,40$ .

La distribución de la fecundidad que proporciona el modelo con PAR 1 PAR 2 de hijos propios y  $m = 0,40$  es la siguiente:

- edad.....	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
- fecundidad (%)..	6,29	23,13	25,98	21,52	15,29	6,96	0,94
- la media y la desviación estándar de la distribución valen	29,56 y						
	6,76						respectivamente.

Lo primero que puede destacarse es que la media y la desviación estándar son prácticamente iguales a las que presenta la estructura de la

fecundidad reciente. En el gráfico 9 se puede apreciar el parecido entre esta estructura modelo y las obtenidas por interpolación y mediante PAR 1-PAR 2, para la fecundidad reciente, y con esa estructura observada.

Estas comparaciones ponen de relieve bastante coherencia entre los tres modelos, las principales diferencias se registran en el grupo 15-19, donde la estructura del modelo que se está considerando muestra valores más bajos que los otros dos y que la estructura observada de la fecundidad reciente. Puesto que esta es una característica de la estructura observada que el modelo está reproduciendo (el modelo se obtiene en base a los valores observados  $5\frac{1}{15}$ ,  $5\frac{1}{20}$  y  $5\frac{1}{25}$ ), puede inferirse que los errores detectados de esa distribución afectan algo más al grupo 15-19 que a los dos grupos siguientes. De cualquier manera las diferencias son pequeñas, como pudo apreciarse al comparar los parámetros de los tres modelos en cuestión y de la estructura observada de la fecundidad reciente, por lo que puede concluirse que para ajustar estructuras obtenidas por el método de los hijos propios, los parámetros PAR 1 - PAR 2 proporcionan un camino más seguro que la media y la desviación estándar.

Examinando las diferencias observadas en el grupo 15-19, éstas parecen estar asociadas con la edad más joven de las madres: en estos casos puede ser más frecuente que ellas vivan en el mismo hogar de sus padres, cometiéndose más a menudo el error de asignar los hijos a mujeres de mayor edad. Esto parece confirmarse observando otras distribuciones (Rodríguez, 1978) obtenidas por el método de los hijos propios con niños de edades más altas (en consecuencia las madres son de mayor edad) y pudo apreciarse que, entre todas las distribuciones, la menor participación relativa del grupo 15-19 se observa en la obtenida a partir de niños de 0-2 años, es decir los más jóvenes.

Se confeccionó el cuadro 6 donde se muestran los valores de los indicadores  $X^2$  y  $DM$  para diversas comparaciones entre los modelos y del modelo de hijos propios con la estructura de la fecundidad reciente, incluyendo una columna donde se indica el aporte que significa el grupo 15-19 en las diferencias entre el modelo de hijos propios y las demás distribuciones consideradas.

De la observación del cuadro 6 y el gráfico 9 puede concluirse que entre los distintos modelos, las diferencias son pequeñas (excepto el grupo 15-19 de hijos propios), y todos los modelos apuntan a una determinada forma para la distribución de la fecundidad en Perú, la que es compatible con la distribución observada de la fecundidad reciente, teniendo en cuenta que las diferencias en el grupo 35-39 pueden estar asociados con mala declaración de la edad de las mujeres en la encuesta, o con variaciones aleatorias. Además, la coherencia encontrada entre el modelo para hijos propios según PAR 1 - PAR 2,  $m = 0,40$  y los modelos que ajustan la fecundidad

reciente, señalaría que los errores de la distribución de hijos propios afectan menos a la relación entre la fecundidad de los primeros grupos de edades, que a los valores de la media y de la desviación estándar de la distribución, aspecto que habría que tener en cuenta al momento de hacer un ajuste.

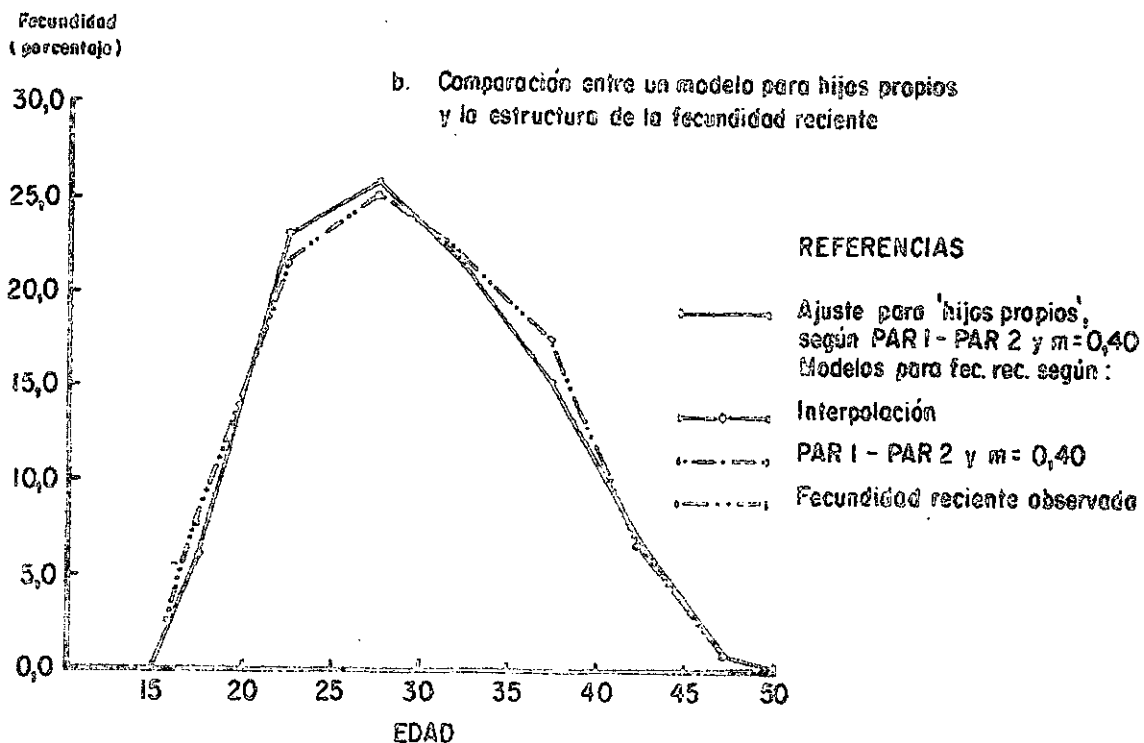
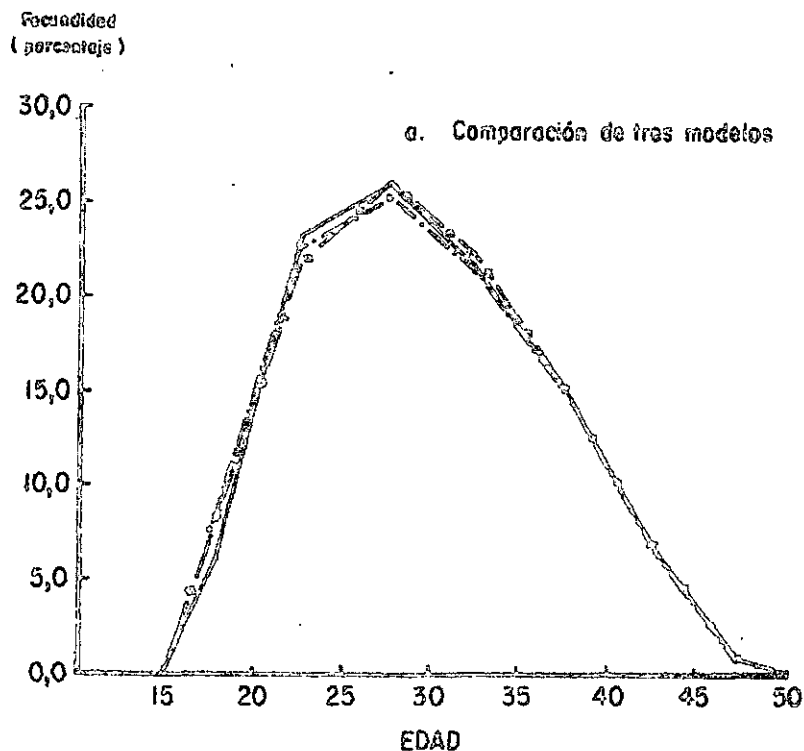
Cuadro 6

COMPARACION DE ALGUNOS MODELOS ENTRE SI Y DE MODELOS CON LA ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD RECIENTE, PERU

Comparación entre las estructuras de:	X <sup>2</sup>	DM	Diferencia debida al grupo 15 - 19 en	
			X <sup>2</sup>	DM
Fecundidad reciente (modelo interpolado) frente a modelo hijos propios (m = 0,40)	0,26	0,51	0,12	0,13
Fecundidad reciente (modelo PAR 1 - PAR 2) frente a modelo hijos propios (m = 0,40)	0,30	0,43	0,27	0,21
Fecundidad reciente (estructura observada) frente a modelo hijos propios (m = 0,40)	1,14	1,10	0,39	0,22
Fecundidad reciente (modelo interpolado) frente a Fecundidad reciente (modelo PAR 1 - PAR 2)	0,15	0,52	0,08	0,16

## Gráfico 9

COMPARACION DE LA ESTRUCTURA DE LA "FECUNDIDAD RECIENTE" CON UN MODELO PARA HIJOS PROPIOS, Y TRES MODELOS ENTRE SI. PERU 1977.



## 2. Ajuste de las distribuciones de fecundidad observadas para Misiones por medio de las estructuras modelo

Al aplicar los métodos de Brass e hijos propios a los datos de la Encuesta Demográfica de Misiones (Fernández-Somoza, 1978), se plantea una situación en la cual, de un lado, la distribución que proporciona para el método de Brass la fecundidad del último año anterior a la encuesta presenta una forma que no se ajusta a un patrón por edades habitual en la fecundidad de poblaciones humanas, y de otro, las distribuciones derivadas de los hijos propios están presumiblemente afectadas por el sesgo ya comentado.

En estas condiciones se van a intentar sucesivos ajustes con modelos, en procura de obtener la estructura que permita una corrección satisfactoria de la distribución de la fecundidad reciente, al par que evaluar el resultado de hijos propios. En vista de que aquí se procura también recoger experiencia sobre la eficacia de diferentes estrategias o caminos para obtener una estructura modelo, según los diferentes parámetros de entrada con que se cuente, al igual que en el caso de Perú, se intentarán tres ajustes por vías diferentes.

### a. Por interpolación de modelos tabulados

Los factores comentados, que parecen afectar estas estructuras, deben tener algún efecto sobre el valor de la media y de la desviación estándar, sin embargo, para ser consecuente con la forma de trabajo que se ha venido siguiendo, van a intentarse ajustes que permitan reproducir los parámetros de las estructuras observadas, derivando conclusiones según los resultados que se obtengan.

### Ajuste de la fecundidad reciente

En el siguiente cuadro se muestran los valores correspondientes a los parámetros de la distribución observada, de los modelos seleccionados para interpolar, y de la distribución interpolada, como así también los factores de ponderación empleados:



	$\bar{x}$	$\sigma$	$R_1$	$w_i$
- distribución observada:	28,85	7,03	0,3938	
- modelos:				
(0)	29,00	7,00	0,3831	0,8095
(1)	28,00	7,00	0,4813	0,1500
(2)	29,00	7,50	0,5525	0,0405
- distribución interpolada:	28,85	7,03	0,4049	

### Ajuste de la estructura de hijos propios

La estructura observada que se considera aquí es la que resulta de promediar las estructuras de fecundidad obtenidas por el método de hijos propios en la Encuesta.

Siguiendo con el procedimiento de obtener un ajuste que reproduzca los valores observados de la media y la desviación estándar, se buscó entre las estructuras tabuladas aquellos cuatro grupos que encierren los valores observados, encontrando que están tabulados solamente modelos que corresponden a uno de los cuatro vértices que deberían encerrar esos valores. En efecto, los valores observados son  $\bar{x} = 29,66$  y  $\sigma = 7,56$ , pero para valores de la media igual a 29, el mayor valor tabulado de la desviación estándar es 7,5 y para valores de la media iguales a 30, la mayor desviación estándar tabulada es 7,0. Tal como sucedió en el caso de Perú, los valores de los parámetros de la distribución de hijos propios escapan un tanto al campo de variabilidad previsto en los modelos tabulados.

Considerando que la presencia de un sesgo en el sentido que se presume produciría el efecto de aumentar los valores de la desviación estándar y la media, se efectuará una corrección mínima de la desviación estándar, tal que posibilite interpolar obteniéndose una distribución con parámetros lo más aproximados posible a los observados. Para ello se adoptará un valor de la desviación estándar igual a 7,49 de forma que se pueda contar con tres grupos de parámetros tabulados que encierren los observados y se procederá a interpolar.

Los valores de los parámetros correspondientes a las distintas distribuciones se indican en el cuadro siguiente, y también el valor de los factores de ponderación calculados:

	$\bar{x}$	$\sigma$	$R_1$	$w_i$
- distribución observada:	29,66	7,56 <sup>7/</sup>	0,3890	
- modelos:				
(0)	29,00	7,00	0,3922	-0,6093
(1)	30,00	7,00	0,2194	0,6600
(2)	29,00	7,50	0,5525	0,9493
- distribución interpolada	29,66	7,49	0,4214	

Los indicadores de bondad de ajuste calculados fueron, para la fecundidad reciente,  $\chi^2 = 2,88$ ,  $DM = 1,67$  y para hijos propios,  $\chi^2 = 2,19$ ,  $DM = 1,53$ . El gráfico 10 muestra las estructuras observadas, comparándolas con los modelos interpolados.

Los valores de  $\chi^2$  y  $DM$  calculados para la estructura de la fecundidad reciente, no pueden ser interpretados con el mismo sentido que antes se lo hizo; si se procediera en tal forma, los mejores indicadores debería darlos un ajuste que reprodujera las irregularidades que justamente se procuran corregir en la distribución observada. Por tanto, a los efectos de juzgar el modelo que brinde una corrección más satisfactoria para la distribución observada, será necesario tener presente otros criterios de análisis, y la inclusión del valor de estos indicadores obedece más bien a un criterio de homogeneidad en la presentación.

### Resultados

El gráfico 10 permite señalar algunas cuestiones de interés. Con respecto al ajuste de la fecundidad reciente, puede observarse que el modelo interpolado presenta, en los grupos de edades primeros, valores intermedios entre las dos distribuciones observadas, y en los grupos finales sigue un comportamiento coherente con el de la fecundidad reciente.

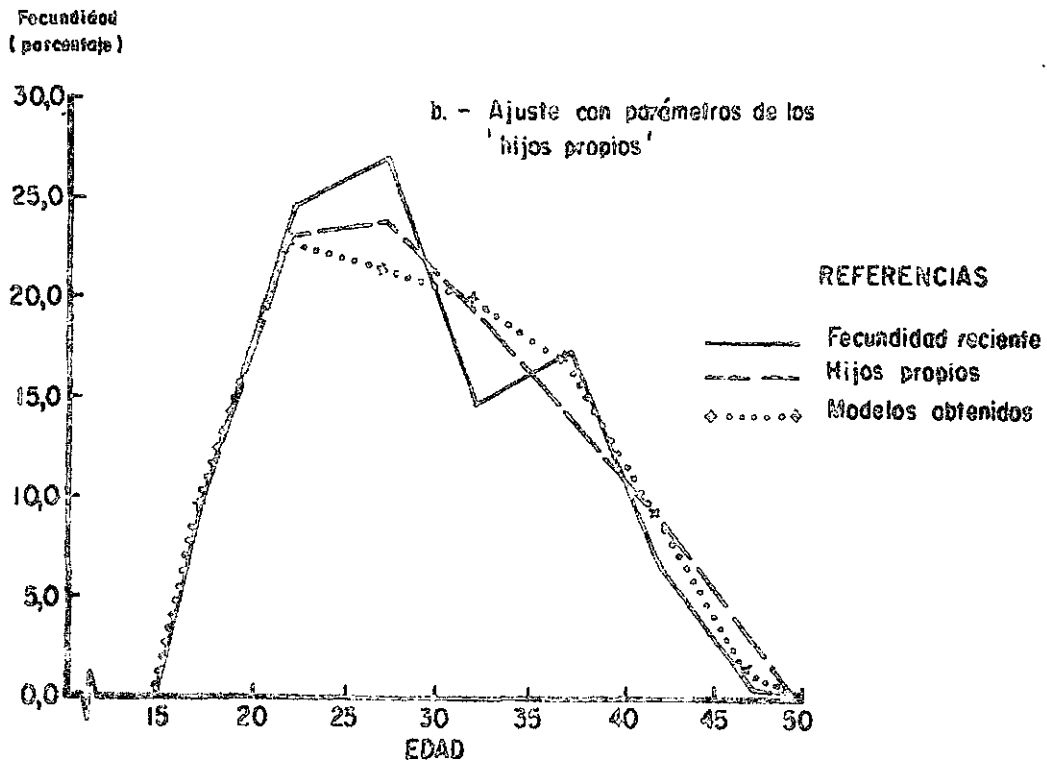
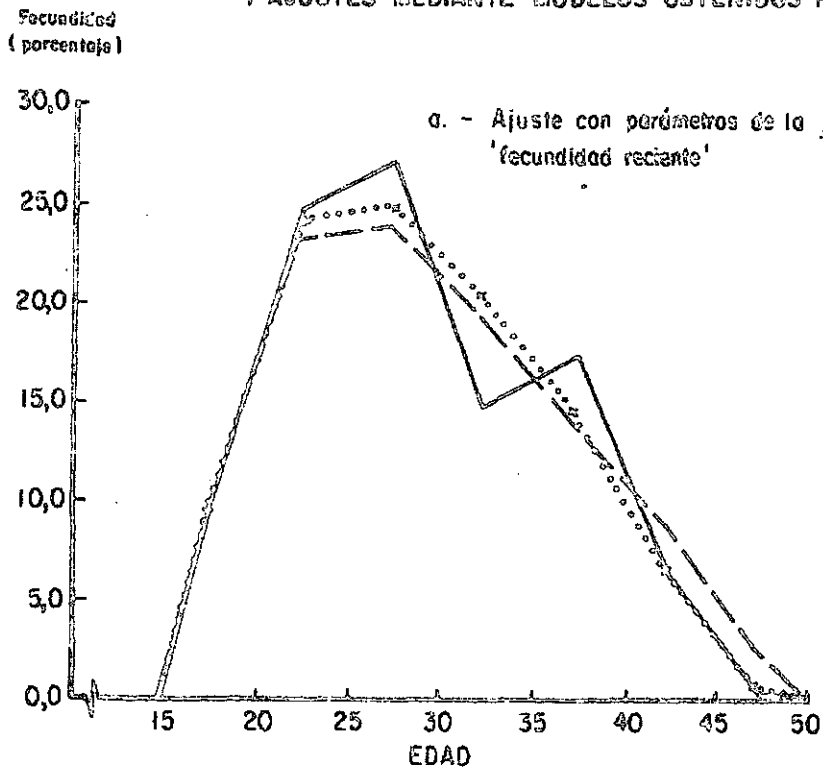
Teniendo en cuenta que la estructura de hijos propios no presenta irregularidades de índole semejante a las observadas en la fecundidad reciente, las que evidentemente no pueden describirse con un modelo, es válido juzgar este ajuste en función de los resultados de  $\chi^2$  y  $DM$ . Como puede apreciarse, hay una diferencia promedio de 1,5 por ciento por grupos de edades ( $DM = 1,53$ ) entre la estructura observada y la obtenida por interpolación, lo que es poco satisfactorio, como puede confirmarse mirando el gráfico.

---

<sup>7/</sup> A los fines de obtener los factores de ponderación para interpolar, se consideró 7,49 como valor observado de la desviación estándar.

Gráfico 10

MISIONES 1977 : ESTRUCTURAS DE LA "FECUNDIDAD RECIENTE", DE LOS HIJOS PROPIOS Y AJUSTES MEDIANTE MODELOS OBTENIDOS POR INTERPOLACION



Fuente: Cuadro 7

b. A partir de las relaciones PAR 1 y PAR 2

A los efectos de obtener los ajustes de las estructuras siguiendo este método, se va a proceder de la misma manera que en el caso ya descrito de Perú.

Ajuste de la fecundidad reciente

El cálculo de la paridez por grupos de edades se indica en el cuadro siguiente:

$x, x+4 i$	$b_i$	$k_i$	$F_i$
15-19 1	0,0895	1,5716	0,1407
20-24 2	0,2273	2,3545	0,9827
25-29 3	0,2504	2,5223	2,2156

De donde se deduce PAR 1 = 0,1432, PAR 2 = 0,4435. Haciendo uso del gráfico se obtuvieron los valores de  $a_0$ ,  $k$  y  $m$  que se muestran en el cuadro siguiente, juntamente con los respectivos indicadores de ajuste obtenidos para cada modelo:

	$a_0$	$k$	$m$	$\chi^2$	DM
(1)	13,31	0,55	0,00	6,83	2,84
(2)	13,12	0,59	0,20	4,43	2,32
(3)	13,00	0,63	0,40	3,26	1,82

Como puede apreciarse, las mejores medidas de ajuste se obtienen con el modelo que supone un control de fecundidad de  $m = 0,40$ . Por las razones expuestas, esas medidas serían insuficientes para señalar el mejor ajuste, pero observando el comportamiento gráfico de los tres modelos y relacionando los valores de  $m$  con el nivel de fecundidad de la población, se coincide en que es éste el mejor ajuste alcanzado por esta vía.

Ajuste de la estructura de hijos propios

A continuación se incluye el cuadro que ilustra el cálculo de la paridez por grupos de edades:

$x, x+4$	$i$	$b_i$	$k_i$	$F_i$
15-19	1	0,0829	1,5579	0,1292
20-24	2	0,2131	2,3527	0,9159
25-29	3	0,2197	2,5213	2,0339

Los valores de PAR 1 y de PAR 2 son, respectivamente 0,1411 y 0,4503 y los parámetros de entrada deducidos son los que se dan a continuación, juntamente con los indicadores de ajuste:

	$a_0$	$k$	$m$	$\chi^2$	DM
(1)	13,63	0,48	0,00	1,79	1,38
(2)	13,39	0,53	0,20	1,47	0,90
(3)	13,21	0,58	0,40	2,04	1,17

Como puede apreciarse las más satisfactorias medidas de ajuste se logran con el modelo que supone un control de fecundidad de  $m = 0,20$ .

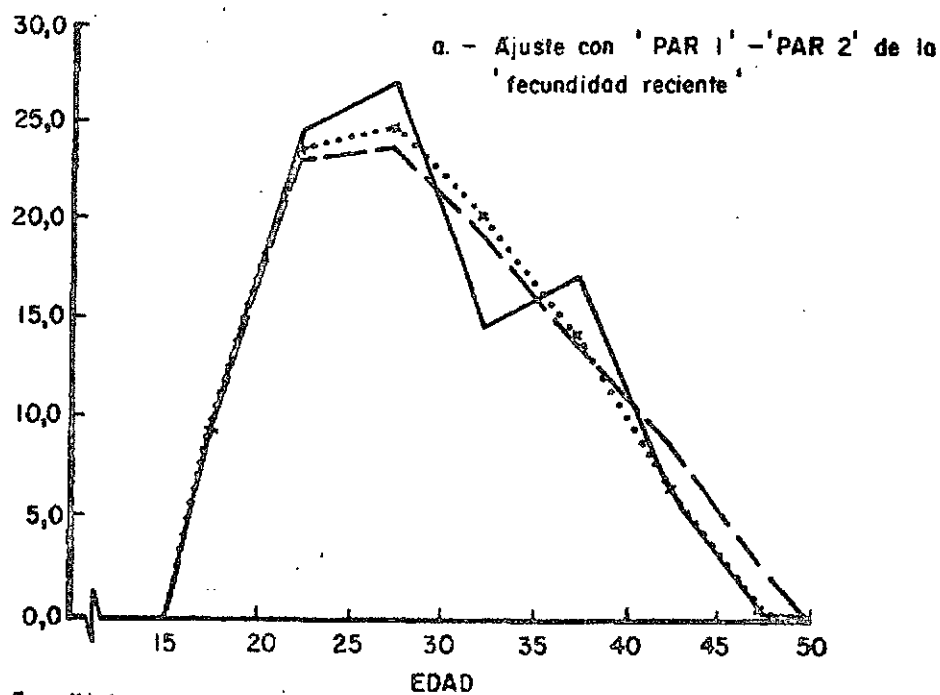
Resultados

En el gráfico 11 pueden observarse los dos mejores ajustes alcanzados por este método.

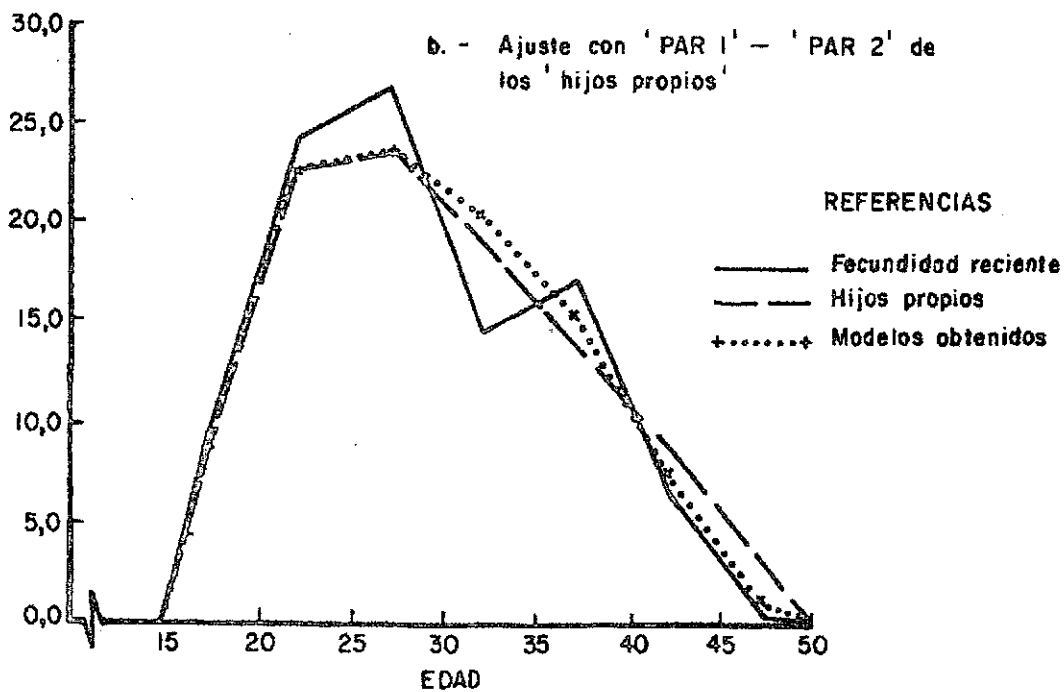
Los comentarios que merecen los ajustes obtenidos apuntan, para el caso de la fecundidad reciente, a los mismos aspectos señalados en el ajuste por interpolación: el modelo presenta en los tres grupos primeros un comportamiento similar al que muestran las dos estructuras observadas, con valores que aproximadamente son un promedio de ellas, y en los dos grupos finales es casi igual que la fecundidad reciente.

MISIONES 1977 : ESTRUCTURAS DE LA "FECUNDIDAD RECIENTE" DE LOS HIJOS PROPIOS  
Y AJUSTES MEDIANTE MODELOS OBTENIDOS POR LAS RELACIONES  
'PAR 1' Y 'PAR 2'

Fecundidad  
(porcentaje)



Fecundidad  
(porcentaje)



En el caso de hijos propios, el ajuste que se obtiene es un poco mejor al logrado por interpolación, ello puede obedecer a que la relación entre la paridez de los grupos iniciales no está afectada por el error de sobreestimar la fecundidad de los grupos finales, en la misma medida que pueden estarlo la media y la desviación estándar; de hecho, el modelo obtenido presenta una media y una desviación estándar menores que las observadas. No obstante que la descripción lograda con este ajuste ha mejorado un poco la anterior, en las edades finales de la fecundidad se observan diferencias entre el comportamiento del modelo y de la estructura observada que es de interés destacar: al iniciar el descenso de las curvas, la estructura observada baja más rápidamente, pero a partir del grupo 35-39 esa tendencia se invierte, y en los dos grupos finales el modelo señala una participación relativa sensiblemente más baja de lo que muestra la estructura de hijos propios.

### c. Haciendo uso de los parámetros de nupcialidad estimados

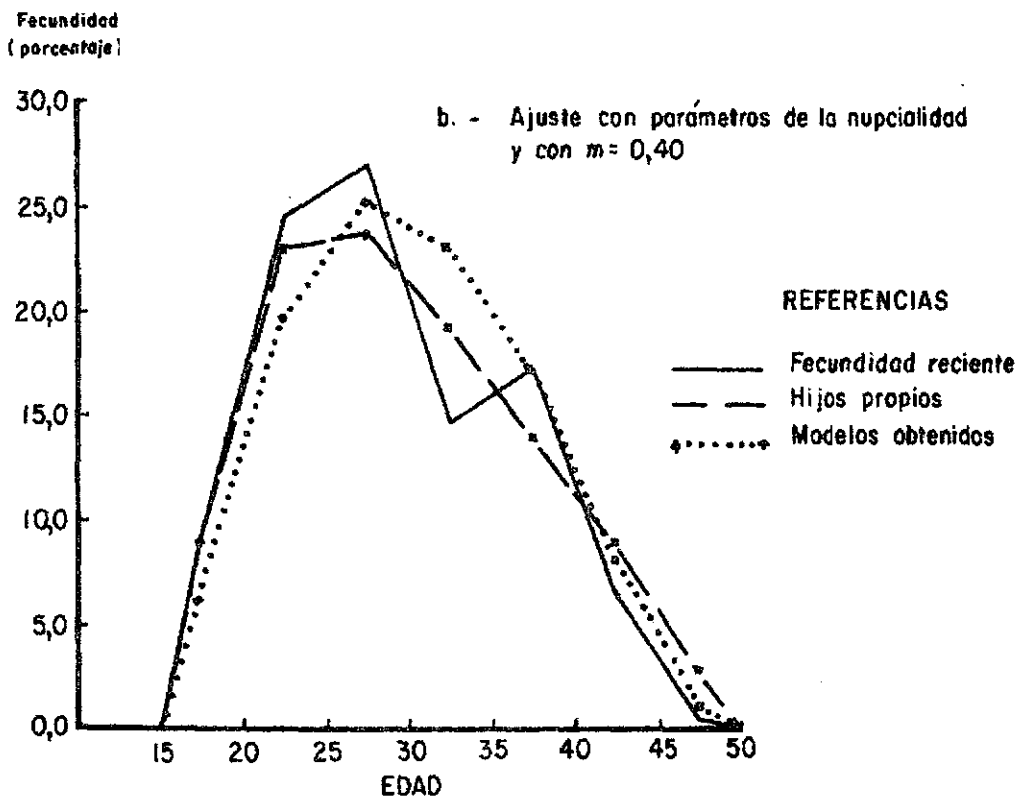
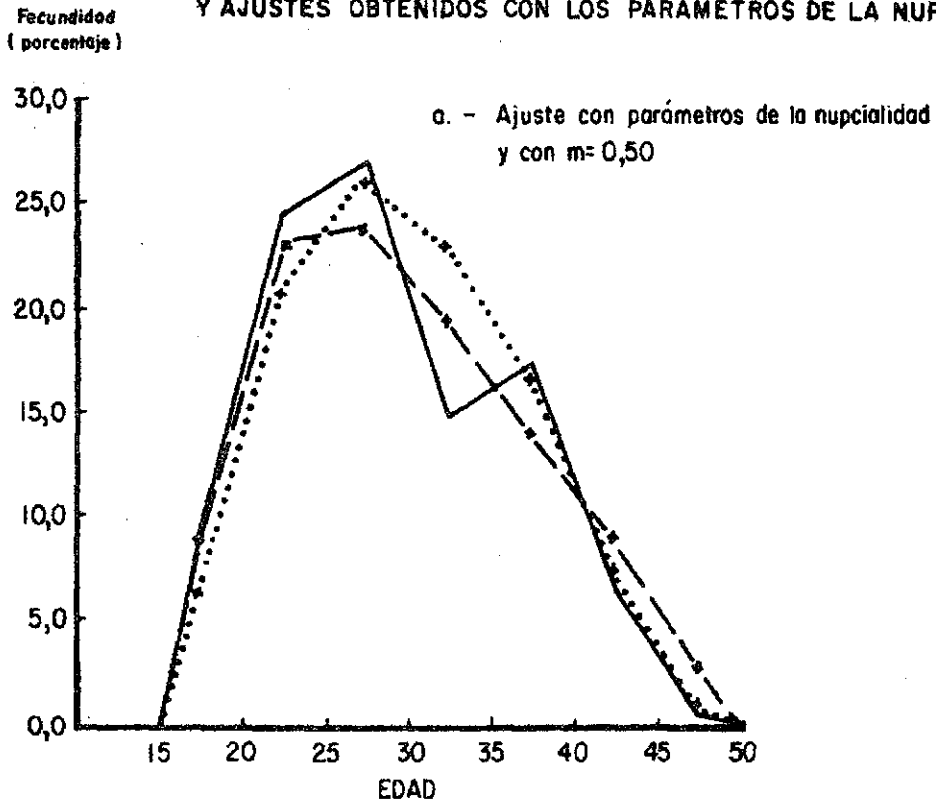
A partir de la información de edad y estado civil de las mujeres según la Encuesta Demográfica Provincial de Misiones, se estimaron los parámetros  $a_0$  y  $k$ . Esos valores, combinados con valores de  $m$  iguales a 0,0; 0,20; 0,40; 0,50 y 0,60 permitieron obtener cinco modelos, para los cuales se calcularon los indicadores  $X^2$  y  $DM$ , y fueron comparados con las dos estructuras de fecundidad observadas. Del análisis efectuado se pudo concluir que los mejores ajustes para la fecundidad reciente y para hijos propios se lograron respectivamente con los modelos de  $m=0,50$  y  $m=0,40$ . Para la fecundidad reciente los indicadores son  $X^2=6,85$  y  $DM=2,68$  en tanto para hijos propios son  $X^2=4,23$  y  $DM=2,52$ .

### Resultados

El gráfico 12 permite apreciar que, tal lo señalan las medidas de ajuste, los modelos obtenidos dan una pobre descripción de la fecundidad observada en ambos casos.

Ingresar con los parámetros de la nupcialidad estimados conduce a estructuras de fecundidad más envejecidas que las que se observaron en la población estudiada, esto puede deberse, por un lado, a errores en la información de edad y estado civil de las mujeres, y por otro a que no se verifiquen los supuestos relativos a nacimientos fuera del matrimonio (particularmente en las edades iniciales), y a separaciones de las parejas.

MISIONES 1977 : ESTRUCTURAS DE LA "FECUNDIDAD RECIENTE", DE HIJOS PROPIOS Y AJUSTES OBTENIDOS CON LOS PARAMETROS DE LA NUPCIALIDAD



Fuente: Cuadro 6



#### d. Análisis y comentarios

El cuadro 7 muestra una síntesis de los resultados obtenidos en el estudio de Misiones; lo mismo que en el caso del Perú, el recuadro destaca los valores de entrada para cada ajuste.

El estudio de este cuadro y la observación de los gráficos precedentes, permiten apreciar que los modelos obtenidos para ajustar la fecundidad reciente, por interpolación y por medio de las relaciones PAR 1-PAR 2, proporcionan un patrón muy plausible para la distribución de la fecundidad en Misiones, sobre todo si se considera que en las primeras edades muestran valores muy próximos a los que presentan las dos estructuras observadas e intermedios entre ellos, y en las edades finales presentan total coherencia con el comportamiento de la fecundidad reciente, apartándose de la tendencia que sigue hijos propios, presumiblemente afectada por errores. (La coherencia de los dos modelos entre sí será motivo de un análisis posterior).

La estructura obtenida por interpolación para ajustar hijos propios, asume una forma típica de poblaciones con muy bajo control de la fecundidad, como revela su alta dispersión y el lento descenso de la curva de fecundidad a medida que la edad de las mujeres aumenta. En efecto, si se observan los tres modelos en que se apoya la interpolación, se ve que todos coinciden en valores muy bajos para  $m$ , como son 0,04; 0,08 y 0,07 respectivamente. El mejor ajuste por medio de PAR 1-PAR 2, se obtuvo también con un  $m$  bajo, de 0,20. Dado el conocimiento que se tiene de la población de Misiones, no es aceptable suponer una situación próxima a la fecundidad natural. Al estimarse la fecundidad de Misiones con información de la Encuesta Demográfica Provincial de 1977 (Fernández-Somoza, 1978), quedó claramente establecido que en los últimos quince años se registró un descenso persistente de la fecundidad, lo que habla, sin lugar a dudas, de una práctica anticonceptiva en aumento. También hay que destacar que, en las edades en que las curvas de fecundidad inician el descenso, la que representa a la estructura observada lo hace en forma mucho más pronunciada que los modelos (especialmente el interpolado), pero en los grupos finales los modelos descienden más rápidamente, y la curva observada de hijos propios asume valores más elevados que ellos. Así, la estructura de la fecundidad observada muestra para las edades hacia el final del período reproductivo, una participación en la fecundidad total bastante más alta que las estructuras modelos, aún cuando estas reflejan situaciones de muy bajo control de la fecundidad.

Cuadro 7

MISIONES: DISTRIBUCIONES DE LA FECUNDIDAD OBSERVADAS, AJUSTES OBTENIDOS MEDIANTE MODELOS Y VALORES DE LOS DIFERENTES PARAMETROS

Parámetros de las distribuciones	Fecundidad reciente			Hijos propios				
	Distribución observada	Ajustes obtenidos			Distribución observada	Ajustes obtenidos		
		(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)

## a) Valores de los parámetros

$\bar{x}$	28,85	28,85	29,09	29,91	29,66	29,67	29,39	30,21
$\sigma$	7,03	7,03	6,95	6,79	7,56	7,49	7,13	6,84
$R_1$	0,3938	0,4049	0,3684	0,3017	0,3890	0,4214	0,3932	0,2994
SKEW	0,3250	0,3237	0,3025	0,2030	0,3783	0,1980	0,2576	0,1578
PAR 1	0,1432 <sup>a/</sup>	0,1481 <sup>a/</sup>	0,1440	0,1346	0,1411 <sup>a/</sup>	0,1572 <sup>a/</sup>	0,1479	0,1342
PAR 2	0,4435 <sup>a/</sup>	0,4581 <sup>a/</sup>	0,4447	0,3946	0,4503 <sup>a/</sup>	0,4743 <sup>a/</sup>	0,4555	0,3907
$m$	-	-	0,40	0,50	-	-	0,20	0,40
$a_0$	-	-	13,00	12,24	-	-	13,39	12,24
$k$	-	-	0,63	1,00	-	-	0,532	1,00
$X^2$	-	2,88	3,26	3,66	-	2,19	1,47	4,23
DM	-	1,67	1,82	2,33	-	1,53	0,90	2,52

Grupos de edades

## b) Distribución porcentual de la fecundidad

10 - 14	-	0,11	0,10	0,13		0,25	0,07	0,12
15 - 19	9,63	9,82	8,70	6,17	8,92	9,42	8,91	5,84
20 - 24	24,46	24,25	23,62	20,44	22,93	22,42	22,66	19,51
25 - 29	26,94	24,44	24,98	25,85	23,64	21,16	23,73	25,27
30 - 34	14,70	19,87	20,52	22,75	19,19	19,79	20,51	23,04
35 - 39	17,27	14,14	14,56	16,35	13,81	16,68	15,53	17,16
40 - 44	6,48	6,49	6,63	7,36	8,82	8,94	7,53	7,98
45 - 49	0,52	0,88	0,89	0,97	2,69	1,36	1,07	1,08

(1) Ajuste obtenido por interpolación de modelos tabulados.

(2) Ajuste obtenido a partir de las relaciones PAR 1, PAR 2 y valor adoptado de  $\underline{m}$ .(3) Ajuste mediante los valores calculados de  $\underline{a}_0$  y  $\underline{k}$  y un valor adoptado de  $\underline{m}$ .<sup>a/</sup> Calculado con tasas correspondientes a TGF = 4,65 (Fernández-Somoza, 1978) y factores  $\underline{k}_i$  de Brass.

De manera similar al caso ya estudiado de Perú, la comparación entre la estructura de hijos propios con los modelos obtenidos para su ajuste, ha puesto de manifiesto una situación contradictoria: el primer tramo de descenso de la curva observada sugiere la presencia de algún grado de control de la fecundidad, control que desaparecería hacia las edades finales, mostrando una exagerada fecundidad en ellas. Considerando que los ajustes obtenidos para la fecundidad reciente revalidan el comportamiento de esta estructura en las edades finales, y en vista de que hijos propios motiva comentarios del mismo tipo que los señalados en el análisis de Perú, se llega a la conclusión de que el patrón por edades obtenido a partir del método de hijos propios exagera la participación en la fecundidad total de las mujeres de mayor edad, confirmándose la presencia de un sesgo con las características ya descritas.

De estos análisis, a manera de síntesis se puede señalar que:

- los modelos obtenidos por interpolación y mediante PAR 1 y PAR 2 para la fecundidad reciente, tienden a ratificar la forma de esa curva en las edades iniciales y finales.
- hijos propios presenta un patrón por edades que está exagerando la fecundidad de las mujeres de mayor edad.

#### Un modelo para describir el patrón de la fecundidad por edades en Misiones

En el análisis efectuado hasta el momento, se han hecho comparaciones entre la estructura de la fecundidad reciente o de hijos propios, según el caso, y las estructuras modelos, procurando aquélla que mejor ajuste una de esas dos distribuciones observadas, independientemente de la simpatía que el modelo guarde respecto de la otra. Si se plantea el objetivo de estimar el patrón por edades de la fecundidad más plausible para Misiones, considerando las dos estructuras observadas, afectadas ambas por errores de naturaleza distinta entre sí, sería deseable recuperar de ellas aquellos rasgos no afectados por errores y que sean compartidos por ambas. De hecho, aún cuando por diferencias de orden metodológico y de la información que emplean los resultados de la fecundidad reciente y de hijos propios no sean iguales, entre ellos debe haber una coherencia mínima, una base común que es de esperar cuando se trata de patrones para una misma población.

Si se consideran los modelos obtenidos para Brass e hijos propios por interpolación, es evidente que los resultados son totalmente incompatibles.

Parece claro que los parámetros de entrada en el caso de hijos propios están sesgados y, por lo tanto, los modelos resultantes que se apoyen en esa información quedarán afectados por tales errores.

Al comparar los ajustes obtenidos tomando como parámetros de entrada las relaciones entre la paridez de las mujeres en los primeros tres grupos de edades, puede observarse que los resultados son algo más coherentes. Sin embargo, al seleccionar el modelo que mejor ajusta la estructura de hijos propios se optó por aquel que tiene un  $m = 0,20$ , selección que estuvo influenciada por la sobre asignación de hijos a las mujeres de mayor edad. Si, como se postuló anteriormente, el sesgo de esta estructura no afecta en forma diferencial a los tres grupos primeros, las relaciones PAR 1 y PAR 2 serían correctas, y combinadas con un parámetro de control de fecundidad que refleje más aproximadamente la situación de la población en estudio, brindarían una descripción más adecuada del patrón por edades de la fecundidad en Misiones.

En relación con los ajustes obtenidos para la fecundidad reciente, considerando que las irregularidades afectan las edades entre 30 y 40 años principalmente, podría esperarse que las tasas de los grupos menores de 30 años sean aceptablemente correctas, y por lo tanto el modelo obtenido con los valores de PAR 1 - PAR 2 debería describir características reales de la población considerada. A su vez, se dijo que los valores de  $\sigma$  y  $\bar{x}$  podrían estar algo influenciados por las irregularidades de la estructura de la fecundidad reciente, pero que, en vista de que los efectos de los grupos 30-34 y 35-39 años tendían a compensarse, se esperaba que el error fuese pequeño.

En síntesis, si las consideraciones anteriores fueran válidas, los modelos obtenidos con  $\bar{x}$ ,  $\sigma$  y  $R_1$  y con PAR 1 - PAR 2 y  $m = 0,40$  de la fecundidad reciente, y el obtenido a partir de PAR 1 - PAR 2 y  $m = 0,40$  de hijos propios, deberían dar resultados aceptables, y por lo tanto coherentes entre sí. Las estructuras de los dos primeros modelos ya fueron presentadas en el cuadro 7, y la correspondiente al modelo derivado con parámetros de hijos propios es la siguiente:

- edad	:	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
- fecundidad(%)	:	9,21	24,13	24,84	20,19	14,27	6,49	0,87

siendo el valor de sus parámetros:  $\bar{x} = 28,96$ ;  $\sigma = 6,96$ ;  $R_1 = 0,3782$

El gráfico 13 presenta una comparación de estos tres modelos, y el cuadro 8 muestra los valores de  $\chi^2$  y  $DM$  que resultan de cotejar estas distribuciones entre sí. Los indicadores  $\chi^2$  y  $DM$  ponen de relieve una coherencia muy marcada entre los tres modelos, lo que se puede ver claramente en el gráfico 13.

Cuadro 8

COMPARACION DE AJUSTES PARA LA FECUNDIDAD DE MISIONES OBTENIDOS  
CON DIFERENTES MODELOS

Comparación entre las estructuras de:	$\chi^2$	$DM$
Modelo fecundidad reciente (interpolado) frente a Modelo hijos propios (PAR 1 - PAR 2, $m = 0,40$ )	0,05	0,23
Modelo fecundidad reciente (interpolado) frente a Modelo fecundidad reciente (PAR 1-PAR 2, $m = 0,40$ )	0,19	0,50
Modelo fecundidad reciente (PAR 1-PAR 2, $m = 0,40$ ) frente a Modelo hijos propios (PAR 1 - PAR 2, $m = 0,40$ )	0,05	0,26

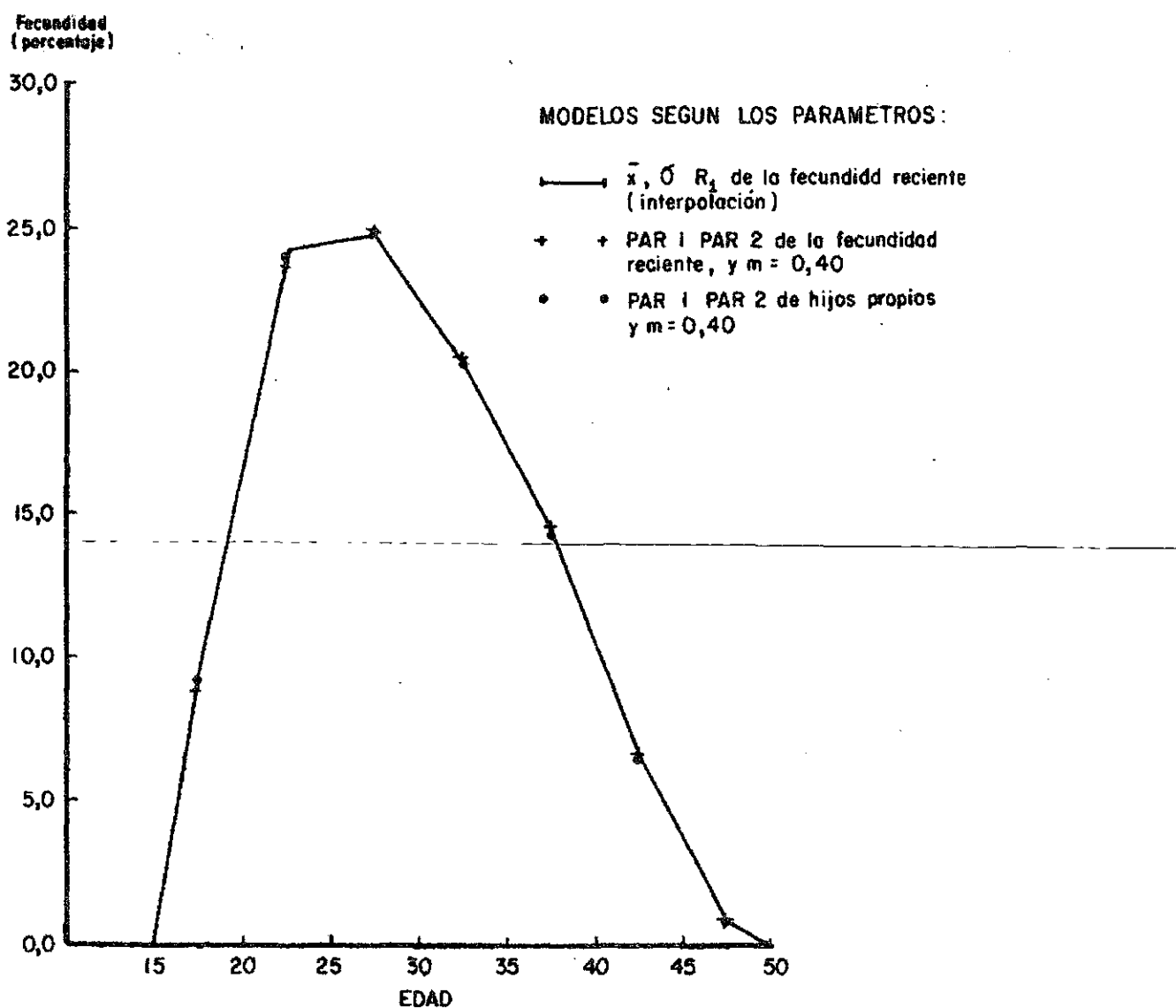
Fuente: Cuadro 7 y cuadro al final de página 58.

En síntesis, puede decirse que estas tres estructuras modelo obtenidas con diferente tipo de información, presentan las características siguientes:

1. En los primeros grupos de edades los modelos siguen el patrón de comportamiento que marcan tanto la estructura de la fecundidad reciente como la de hijos propios, las que muestran en este tramo formas similares, aun cuando los valores de hijos propios son algo más bajos (necesariamente debería ser así, pues debe compensarse la sobreestimación de la fecundidad en edades más avanzadas);
2. En las edades finales los modelos reproducen casi exactamente la forma de la curva de fecundidad reciente, alejándose de la forma de hijos propios en estas edades, que es justamente donde esta estructura presenta fallas.
3. En las edades entre 30 y 40 años los modelos proporcionan un ajuste muy plausible para las irregularidades de la estructura observada de la fecundidad reciente;

Gráfico 13

MISIONES : COMPARACIONES DE TRES MODELOS OBTENIDOS PARA DESCRIBIR LA ESTRUCTURA DE LA FECUNDIDAD USANDO DIFERENTES PARAMETROS DE ENTRADA



Fuente : Cuadro 7, cuadro sin número pag. 58

4. El hecho que modelos obtenidos independientemente con diferentes parámetros de entrada presenten una coincidencia tan marcada, da un margen mayor de seguridad para adoptar esa forma como expresión de la fecundidad por edades en la Provincia de Misiones.

Las diferencias entre unos y otros modelos son irrelevantes, y no hay elementos para optar por uno u otro de esos ajustes, por lo que un promedio de los tres será adoptado como patrón de la fecundidad por edades para la Provincia de Misiones. De tal manera, a partir de la tasa global de fecundidad estimada en el trabajo ya citado, y de la estructura obtenida en la forma indicada, se postula para Misiones la fecundidad por edades que muestra el cuadro 9. En el mismo cuadro 9 se presentan las tasas que antes se habían adoptado.

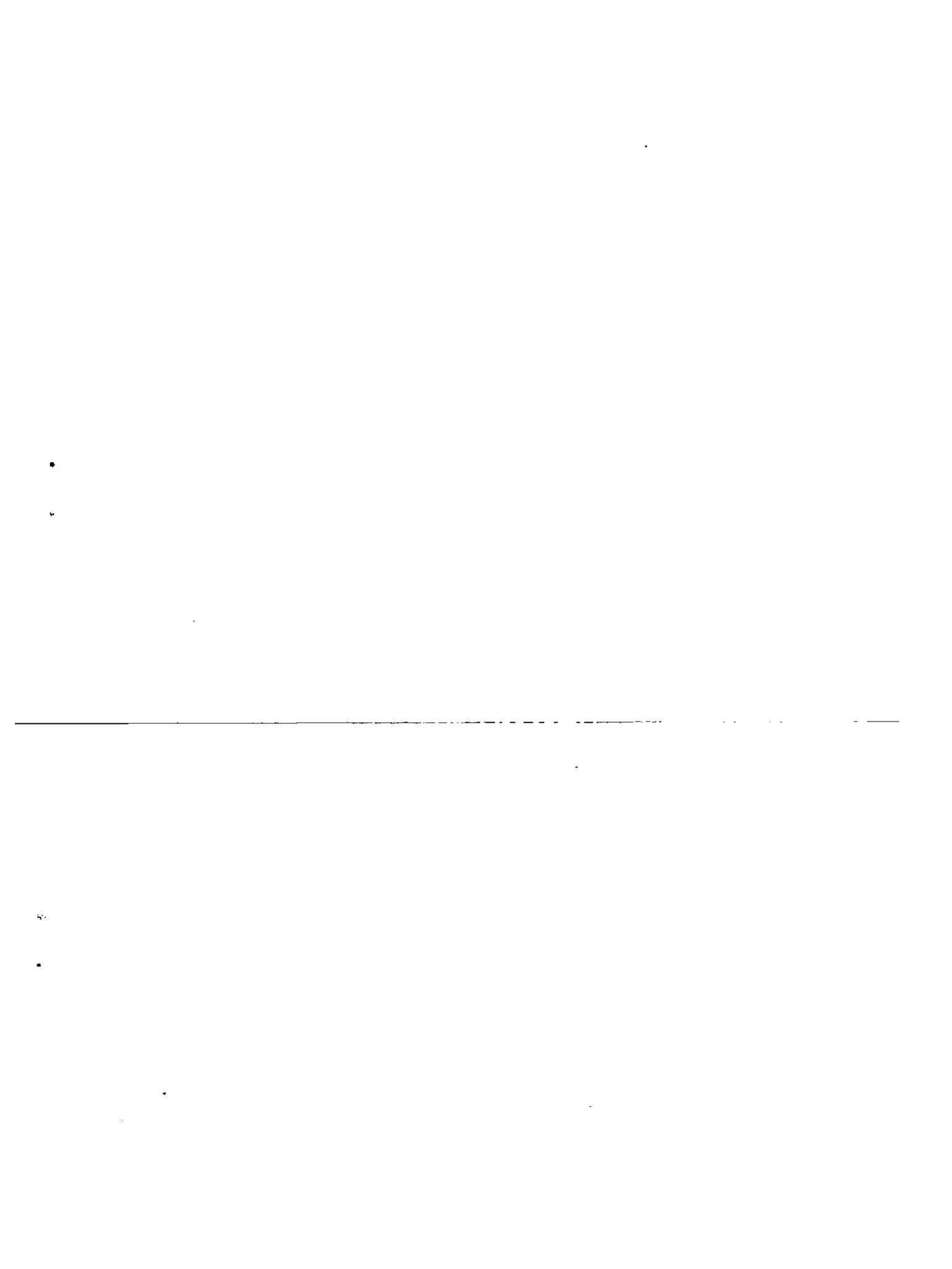
Cuadro 9

MISIONES, 1977: TASAS ANUALES, DISTRIBUCION POR GRUPOS DE EDADES Y TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD

Grupos de edades $x, x + 4$	Propuesta en este estudio <sup>a/</sup>		Adoptada anteriormente <sup>b/</sup>	
	Tasas $5 \overline{x}$	Distribución (Porcentaje)	Tasas $5 \overline{x}$	Distribución (Porcentaje)
15 - 19	0,0866	9,31	0,0829	8,92
20 - 24	0,2232	24,00	0,2131	22,93
25 - 29	0,2302	24,75	0,2197	23,64
30 - 34	0,1897	20,19	0,1782	19,19
35 - 39	0,1332	14,32	0,1284	13,81
40 - 44	0,0608	6,54	0,0820	8,82
45 - 49	0,0082	0,88	0,0250	2,69
Total	0,9319	100,00	0,9293	100,00
TGF	4,66	-	4,65	-
$\bar{x}$		28,97		29,66
$\sigma$		6,98		7,69

<sup>a/</sup> Calculada adoptando la TGF = 4,65 y la estructura promedio de los tres modelos antes analizados.

<sup>b/</sup> Extraída del cuadro 4 del trabajo de J. Somoza y R. Fernández, 1978.





---

### III. CONCLUSIONES

#### 1. En relación con las estructuras modelo de fecundidad

Los ejercicios desarrollados en el capítulo I permitieron observar que los modelos de nupcialidad y de fecundidad matrimonial, especialmente el primero, describían de modo aceptable el comportamiento por edad de esas variables en los países de América Latina que se analizaron. Quedaba por verificar hasta qué punto al multiplicarse ambos modelos se lograba una buena descripción de la fecundidad por edades para la población, toda vez que los supuestos que fundamentan ese producto difícilmente se cumplen en la realidad.

Los ajustes que se obtuvieron en el capítulo II entrando con los parámetros estimados de la nupcialidad, reflejan en alguna medida el comportamiento que cabría esperar si aquellos supuestos se verifican. Comparando esos ajustes con las estructuras de fecundidad observadas y con los modelos obtenidos entrando con los parámetros  $\bar{x}$ ,  $\sigma$  y  $R_1$  o PAR 1 y PAR 2, que se basan en el comportamiento observado de la fecundidad, puede apreciarse de que manera el comportamiento real se aparta de aquella forma teórica. A su vez, la similitud alcanzada entre la curva de fecundidad observada y los modelos obtenidos entrando con  $\bar{x}$ ,  $\sigma$  y  $R_1$  o con PAR 1-PAR 2, da una idea de la eficacia con que las modificaciones implícitas en  $a_0$ ,  $k$  y  $m$  pueden recoger los efectos de nacimientos fuera del matrimonio y de ruptura de las parejas, ya sea por muerte o separación de los cónyuges.

Observando los ajustes que en el capítulo II se obtuvieron entrando con los parámetros de nupcialidad calculados, puede apreciarse que los desvíos de la fecundidad observada respecto al comportamiento teórico supuesto

en el modelo son importantes; sin embargo, las descripciones obtenidas mediante los modelos interpolados y las derivadas a partir de PAR 1 - PAR 2, indican que se puede aproximar satisfactoriamente el efecto de no verificarse tales supuestos, mediante modificaciones adecuadas en  $a_0$ ,  $k$  y  $m$ .

Por otra parte, el uso que se hizo en el capítulo II de las estructuras modelo, permitió apreciar que partiendo de valores confiables para los parámetros de entrada  $\bar{x}$ ,  $\sigma$  y  $R_1$  o PAR 1 - PAR 2, se obtienen descripciones bastante buenas de la fecundidad por edades. A su vez, cuando los valores de esos parámetros de entrada no fueron correctos, el uso de las estructuras modelo contribuyó a determinar el tipo de error que afectaba a esas distribuciones, lo que indica que las estructuras modelos pueden ser elementos útiles para evaluar la coherencia de las estimaciones obtenidas por algún método.

## 2. En relación con las estructuras observadas

### a. Estructura de la fecundidad reciente

El análisis de capítulos precedentes tiende a señalar que los nacimientos registrados en el último año anterior a la fecha de la investigación, proporcionan una estructura de la fecundidad adecuada.

El comportamiento observado en Misiones entre los 30 y 40 años puede asociarse con situaciones anormales que se pueden haber presentado en la población sujeta a observación o con errores de muestreo, toda vez que la investigación captó 347 mujeres en el grupo 30-34 años, que declararon haber tenido en el último año 48 hijos, y 292 en el grupo 35-39 años, con 47 hijos declarados; también una mala información de la edad de las mujeres puede tener importancia en este resultado. De todas maneras, los restantes grupos de edades no parecen estar afectados, y los parámetros de la distribución permiten obtener modelos que se ajustan muy bien al comportamiento de los grupos iniciales y finales, dando una corrección plausible entre los 30 y 39 años.

Con respecto a la estructura observada en Perú, el estudio efectuado solamente puso de manifiesto la posibilidad de un error pequeño en el grupo de 35-39 años.

### b. Estructura de hijos propios

Se hizo mención a que estudios anteriores (Behm y colaboradores, 1978) señalaron la presencia de errores en la asignación de hijos que se realiza en el método de hijos propios. Sin embargo, en aquella oportunidad se encontró que las diferencias que tales errores introducían en la distribución por edades de la fecundidad no eran significativas, pues los errores fueron poco frecuentes.

No sucedió lo mismo en los dos casos aquí estudiados, donde la edad media de la fecundidad resultó exagerada aproximadamente en un año, y la desviación estándar en alrededor de 0,50. Una apreciación de la importancia que tales desvíos pueden tener, se logra observando las distribuciones obtenidas por interpolación usando esos valores como datos de entrada. La mayor importancia del sesgo encontrado en estos análisis respecto a los anteriores estudios, puede estar asociada con una proporción menor de familias nucleares en estas poblaciones, lo que llevaría a errores más frecuentes en la asignación de hijos.

Por otro lado, es conveniente señalar la coherencia encontrada entre los ajustes obtenidos con las relaciones PAR 1 y PAR 2, de esta estructura observada, con la estructura de la fecundidad reciente y con los modelos interpolados a partir de la media y la desviación estándar de la estructura de la fecundidad reciente. Esa coherencia señala que las relaciones entre la paridez de las mujeres en los tres primeros intervalos de edad, obtenidas a partir de hijos propios, describen de manera satisfactoria características del patrón de fecundidad por edades en esas poblaciones, y por tanto, proporcionan un punto de apoyo válido para estimar ese patrón, aún cuando la estructura en su conjunto, presente un sesgo de relativa importancia.

### 3. En relación con las alternativas posibles para obtener un ajuste por medio de modelos

En los análisis que se efectuaron pudo apreciarse que, en tanto el valor de los parámetros de entrada sea confiable, la interpolación de modelos tabulados proporciona resultados satisfactorios. Naturalmente, en la medida que el valor estimado de esos parámetros se aleje del valor real, la estructura interpolada presentará características que no correspondan a la

realidad de esa población. Sin embargo, los desvíos producidos respecto de algún comportamiento esperado darán, en todo caso, elementos de juicio para evaluar la coherencia de los resultados obtenidos.

Los ajustes derivados a partir de las relaciones entre la paridez de los primeros grupos de edades del período fértil, dieron también resultados buenos, y representan una alternativa posible cuando no se cuenta con los parámetros necesarios para interpolar, o los valores de ellos no son confiables. Además, en esta alternativa el investigador cuenta con los valores  $a_0$ ,  $k$  y  $m$ , que son los parámetros de entrada al programa de computación, y si tiene elementos que le permitan señalar como dudosas algunas características de la distribución y considerar correctas otras (tales como el grupo donde se presenta la cúspide de la distribución, o una mayor o menor participación en el grupo 15-19, etc.), puede, mediante modificaciones adecuadas en los valores de aquellos parámetros, reproducir unas y observar los cambios que se operan en las otras características. Es decir, contar con los valores de los parámetros  $a_0$ ,  $k$  y  $m$ , permite, utilizando el computador, jugar con diferentes alternativas y sacar conclusiones para cada caso.

Los ajustes obtenidos con parámetros de nupcialidad estimados independientemente para esa población, no son adecuados para describir la fecundidad observada. Su inclusión ha servido más bien para evaluar el grado en que los supuestos de las estructuras modelos no se verifican en las poblaciones reales. Utilizar los parámetros calculados a partir de la estructura de fecundidad observada tiene la ventaja que esos parámetros llevan implícitas las modificaciones necesarias para adaptar el modelo a condiciones reales, donde los supuestos no se cumplen estrictamente.

Anexo 1.

DETERMINACION DE LAS PROPORCIONES DE NO SOLTERAS  
POR MEDIO DEL MODELO ESTANDAR DE NUPCIALIDAD  
DE COALE

- Cálculo de los parámetros  $a_0$ ,  $k$  y  $c$
- Ejemplo utilizando datos del Censo de Población de Chile, 1960



En las estructuras modelo de fecundidad, el modelo estándar de nupcialidad es utilizado con el fin de obtener, por edades, la proporción de mujeres que viven en cohabitación fecunda. Dadas las condiciones de nupcialidad de la mayoría de los países de la América Latina, a tal efecto deben tomarse tanto las mujeres casadas como las que viven en unión consensual. Puesto que se está usando el modelo de nupcialidad en un estudio de tipo transversal, las proporciones de mujeres no solteras por edades, registradas en un censo o encuesta, podrían considerarse como la experiencia de nupcialidad por grupos de edades, asumiendo que la declaración de edad y estado civil de las mujeres sea correcta.

Al hacer uso del modelo estándar de nupcialidad, la primera tarea consiste en determinar  $a_0$ ,  $k$  y  $c$ . El significado conceptual de estos parámetros es muy simple, y en función de él, para determinar  $a_0$ , bastaría con observar a qué edad comienzan a producirse las uniones matrimoniales de las mujeres en la población estudiada; a su vez, para determinar  $k$  sería necesario (contando ya con  $a_0$ ) conocer también  $a_n$ , edad a partir de la cual las salidas de la condición de solteras son prácticamente nulas, así,  $k = (a_0 - a_n) / 40$ , siendo cuarenta los años que dura el período de la nupcialidad en la estándar; por su parte,  $c$  es la proporción de mujeres no solteras observada en la edad  $a_n$ .

Sin embargo, es difícil contar con datos detallados y confiables que permitan establecer de manera directa esos valores en países poco desarrollados. Para superar esta dificultad, Coale propone, como se verá más adelante, una forma indirecta de establecer esos valores, a partir de las relaciones entre las proporciones de no solteras (o alguna vez casadas, si fuese la nupcialidad legal lo que interesa) de los primeros grupos de edades quinquenales dentro del período fértil, información que, en general, se tiene en un censo o encuesta.

Contando con los valores de  $a_0$ ,  $k$  y  $c$ , es posible usar el modelo estándar para estudiar las características de la nupcialidad en la población considerada. Para ello es necesario, mediante la transformación lineal  $x_s = (a - a_0) / k$ , determinar la edad  $x_s$  en la escala estándar, correspondiente a la edad  $a$  de la cohorte que se analiza. Luego, si la nupcialidad en esa población sigue un proceso análogo al que se observa en el modelo estándar, sería  $G(a) = G_s(x_s)$  donde  $G(a)$  es la proporción de no solteras en la población y  $G_s(x_s)$  en la estándar, en el caso hipotético de que se casaran todas las mujeres (como sucede en el estándar,  $c = 1$ ), pero si  $c$  no es igual a uno, como normalmente ocurre, sería necesario hacer una transformación en la escala de la proporción de no solteras, para que la proporción final sea igual a  $c$ ; entonces,  $G(a) = c G_s(x_s)$ . A su vez, el tiempo vivido por las mujeres en la condición de no solteras hasta la edad  $a$ , en años persona, será  $Z(a) = ck Z_s(x_s)$ , donde  $Z_s(x_s)$  es el tiempo vivido en tal condición, según el modelo estándar, donde todas las mujeres se casan, y el

tiempo está expresado en años-persona de la escala estándar, de allí que sea necesario multiplicar por  $c$  para adecuar la proporción final de no solteras a la experiencia real de la cohorte, y multiplicar por  $k$  a fin de expresar el tiempo vivido en años-persona de la escala natural de tiempo, donde un año equivale a  $k$  años de la escala estándar. Es oportuno recordar que en todos los casos el valor de  $x_a$ , para cada edad  $a$  de la cohorte estudiada, se establece mediante la relación indicada anteriormente.

Aún cuando en la aplicación que aquí se trata no se hace uso de este concepto, cabe señalar, que también con el modelo estándar es posible establecer la frecuencia anual de primeros matrimonios a cada edad, mediante la relación:

$$g(a) = \frac{c}{k} g_s(x_a).$$

- Cálculo de los parámetros  $a_0$ ,  $k$  y  $c$ .

Para determinar  $a_0$  y  $k$ , Coale(1971) ha elaborado tablas (que fueron reproducidas en el trabajo de Z. Camisa(1977) donde están tabulados los valores  $NR_1$ ,  $NR_2$  y  $NR_3$ <sup>1/</sup> para diferentes valores de  $a'_0$  y  $k$ , donde  $a'_0$  es igual a  $a_0$  menos el límite inferior del intervalo de edades en que la nupcialidad se inicia. Los valores  $NR_i$  se definen de la siguiente manera:

$$NR_1 = \frac{\text{Proporción de mujeres no solteras en el grupo de edad 10-14}}{\text{Proporción de mujeres no solteras en el grupo de edad 15-19}}$$

$$NR_2 = \frac{\text{Proporción de mujeres no solteras en el grupo de edad 15-19}}{\text{Proporción de mujeres no solteras en el grupo de edad 20-24}}$$

$$NR_3 = \frac{\text{Proporción de mujeres no solteras en el grupo de edad 20-24}}{\text{Proporción de mujeres no solteras en el grupo de edad 25-29}}$$

<sup>1/</sup> Se ha preferido el símbolo  $NR_i$  en lugar de  $R_i$ , usado por Coale, para distinguir estas relaciones de la relación  $R_1 = 5f_{15}/5f_{20}$  que se utiliza en las estructuras de fecundidad.



En las tablas mencionadas se muestran las ternas de  $NR_i$  que corresponden a los valores de entrada  $a_0$  y  $k$ , de acuerdo al comportamiento que los mismos presentan en el modelo estándar. Las tres relaciones escritas antes corresponden al caso en que la nupcialidad se inicie entre los 10 y los 15 años, pero si ésta se inicia entre los 15 y 20 años,  $NR_1$  sería la relación entre las proporciones de no solteras del grupo 15-19 y del grupo 20-24, siendo necesario desplazar correlativamente un quinquenio de edad para calcular a su vez  $NR_2$  y  $NR_3$ .

Suponiendo que la nupcialidad de la población estudiada se ajusta al comportamiento que establece el modelo estándar, con las proporciones de no solteras por edades de un censo se pueden calcular los  $NR_i$ , y utilizando la tabla se puede, por interpolación, establecer a que valores de  $a_0$  y  $k$  corresponden. Conociendo  $a_0$  es inmediato el cálculo de  $a_0$ .

En particular, un mismo valor  $NR_i$  puede presentarse con diferentes parámetros  $a_0$  y  $k$ , pero un par de relaciones  $NR_i$  corresponden a un único par  $a_0$ ,  $k$ . Si la nupcialidad de la población considerada tuviera un comportamiento igual al modelo estándar, y los registros censales no tuvieran errores, sería indiferente usar cualquier par de  $NR_i$  a los efectos de establecer  $a_0$  y  $k$ , los tres pares posibles conducirían a resultados idénticos. En vista de que los registros censales presentan errores, y de que no necesariamente el comportamiento observado será exactamente como en la estándar, es necesario establecer que par  $NR_i$  sería el más adecuado a los fines de determinar  $a_0$  y  $k$ . Coale recomienda usar  $NR_2$ , combinándola con  $NR_1$  si  $NR_1 > 1 - NR_3$ , y con  $NR_3$  si  $NR_1 < 1 - NR_3$ . Se selecciona así el par de valores  $NR_i$  en base a los cuales hay que interpolar en la tabla para obtener los parámetros  $a_0$  y  $k$ .

Determinados  $a_0$  y  $k$  puede calcularse  $c$ . En el apartado anterior se había establecido que el tiempo vivido en la condición de no solteras por las mujeres sería, hasta la edad  $a$ ,  $Z(a) = ckZ_b(x/k)$ , luego, la proporción de mujeres no solteras en el intervalo de edad  $a, a+4$  puede establecerse como:  $1/5 [Z(a+5) - Z(a)]$ ; si la experiencia de la cohorte se ajusta a lo que el modelo estándar señala y los datos censales son correctos, entonces debe verificarse que  ${}_5G_x = 1/5 [Z(a+5) - Z(a)]$ , donde  ${}_5G_x$  es la proporción estudiada, la que puede obtenerse de un censo o una encuesta. Reemplazando  $Z(a)$  y  $Z(a+5)$  en función del tiempo vivido según el modelo estándar, se puede despejar  $c$ :

$$c = \frac{{}_5G_x}{\frac{k}{5} \left[ Z_b \left( \frac{x+5-a_0}{k} \right) - Z_b \left( \frac{x-a_0}{k} \right) \right]} \quad (\text{I.A})$$

Coale recomienda usar, en la ecuación para determinar  $c$ , la proporción de no solteras del grupo 25-29. También puede utilizarse el grupo 20-24 en caso de que la nupcialidad se inicie antes de los quince años, por cuanto en esas edades ya se ha casado buena parte de las mujeres de la cohorte, y la declaración de edad y estado civil se espera que sea de mejor calidad en estas edades que en otras.

Ejemplo utilizando datos del Censo de Población de Chile, 1960

Se hará uso del modelo estándar para ajustar las proporciones de no solteras por edad que registra el censo de Chile de 1960, las que fueron presentadas en el cuadro 1.

Al calcular las relaciones  $NR_i$  se encontraron los siguientes resultados:  $NR_1 = 0,0211$ ,  $NR_2 = 0,2214$ ,  $NR_3 = 0,6346$ ; siguiendo las recomendaciones de Coale se eligieron  $NR_2$  y  $NR_3$  para efectuar las interpolaciones entre los valores de la tabla.

Para interpolar se seleccionan en la columna de las  $NR_3$  dos valores que encierran al observado, a los cuales corresponden las  $NR_2$  más próximas por exceso al valor observado de esa relación, ahora, apoyándose en los valores tabulados y la  $NR_3$  observada se obtiene por interpolación los valores correspondientes de  $NR_2$ ,  $a_0$ , y  $k$ , como puede verse:

	$NR_3$ (x 1000)	$NR_2$ (x 1000)	$k$	$a_0$
tabulados:	635	236	0,90	3,5
observado interpolado:	634,6	→ 235,84	0,9008	3,5
tabulados:	625	232	0,92	3,5

De esta forma se tiene, para el valor  $NR_3$  observado, un valor de  $NR_2$  algo mayor que el observado, y los correspondientes  $a_0$  y  $k$  para ese par.

En seguida, se elige otro par de  $NR_3$  que encierren al observado, pero a los cuales correspondan los valores más próximos por defecto, al  $NR_2$  observado y se procede a interpolar de la misma forma:

	$NR_3$ (x 1000)	$NR_2$ (x 1000)	$k$	$a_0$
tabulados:	643	216	0,80	4,0
observado interpolados:	634,6	→ 212,18	0,8153	4,0
tabulados:	632	211	0,82	4,0

Teniendo para la  $NR_3$  observada un valor de  $NR_2$  por exceso y otro por defecto y los  $k$  y  $a_0$  correspondientes a esos dos pares de relaciones  $NR_i$ , se puede interpolar los valores que corresponderían a  $NR_3$  y  $NR_2$  observadas:

	$NR_3$ (x 1000)	$NR_2$ (x 1000)	$k$	$a_0$
correspondientes a $NR_2$ por exceso:	634,6	235,84	0,9008	3,5
interpolación final:	634,6	221,4 →	0,8486	3,81
correspondientes a $NR_2$ por defecto:	634,6	212,18	0,8153	4,0

De esta manera se han estimado, en función de las relaciones  $NR_i$  observadas en el censo, los parámetros  $k = 0,8486$  y  $a_0 = 10 + 3,81 = 13,81$ .

De acuerdo a la fórmula I.A, se puede calcular  $c$ ; considerando el grupo de edad 25-29, el límite inferior será  $x = 25$ , luego:

$$c = \frac{0,676}{\frac{0,8486}{5} \left[ Z_{\Delta} \left( \frac{30-13,81}{0,8486} \right) - Z_{\Delta} \left( \frac{25-13,81}{0,8486} \right) \right]} = \frac{\frac{5}{0,8486} \times 0,676}{Z_{\Delta} (19,08) - Z_{\Delta} (13,19)}$$

los valores  $Z_{\Delta}(19,08)$  y  $Z_{\Delta}(13,19)$  se obtienen interpolando en la tabla estándar de tiempo vivido, obteniéndose:

$$c = \frac{3,98}{8,335 - 3,625} = 0,845$$

lo que indica que si la proporción de mujeres no solteras observada en el grupo 25-29 es correcta y la cohorte se comporta según la experiencia del modelo estándar, el 84,5 por ciento de las mujeres de esa cohorte llegarán a constituir una pareja.

Contado con estos parámetros se pueden hacer todas las transformaciones lineales que permiten describir la nupcialidad de una cohorte haciendo uso del modelo estándar; aquí sólo se trabajará con el tiempo vivido, el que permite obtener las proporciones de mujeres no solteras por edades, para comparar con las proporciones observadas en el censo.

PLANILLA DE TRABAJO PARA EL CALCULO DE LAS PROPORCIONES DE MUJERES ALGUNA VEZ CASADAS POR GRUPOS DE EDADES, SEGUN EL MODELO ESTANDAR

Edad de las mujeres	Edad en la escala estándar	Tiempo vivido como no soltera en la escala estándar (por mil)	Tiempo vivido por mujeres como no solteras hasta la edad exacta a	Grupo de edad de las mujeres	Porcentaje de no solteras entre a, a+4
a	$x_{\Delta} = \frac{(a-a_0)}{k}$	$Z_{\Delta}(x_{\Delta})$	$Z(a) = c k Z_{\Delta}(x_{\Delta})$	a, a+4	$\frac{1}{5} \left[ Z(a+5) - Z(a) \right] \frac{100}{1000}$
13,81	0	0	0		
15	1,40	3,32	2,38	15-59	9,33
20	7,29	653,55	468,64	20-24	42,63
25	13,19	3625,95	2 600,05	25-29	67,55
30	19,08	8335,87	5 977,38	30-34	78,17
35	24,97	13786,73	9 886,01	35-39	82,15
40	30,86	19514,81	13 993,43	40-44	83,80
45	36,75	25357,88	10 183,30	45-49	84,49
47,75	40,00	28602,08	20 509,61		
50	42,65	-	22 407,94		

Anexo 2.

METODO DE INTERPOLACION QUE REPRODUCE LA MEDIA Y  
LA DESVIACION ESTANDAR OBSERVADA

- Descripción del procedimiento
- Ejercicio de aplicación al Perú



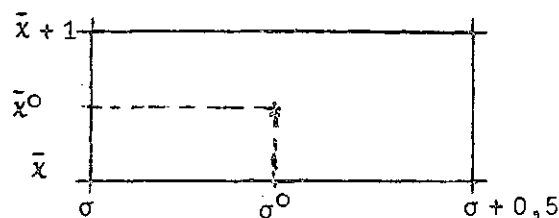
## Obtención de un modelo por interpolación de modelos tabulados

### Descripción del procedimiento

El procedimiento de interpolación que aquí se detalla, lo sugieren Coale y Trussell con el fin de que la estructura interpolada reproduzca exactamente la media y la desviación estándar observadas.

Los autores presentan tablas donde se incluyen numerosas estructuras modelos, las que están ordenadas según el valor de la media, de la desviación estándar y de  $R_1$ , de tal manera que se forman grupos donde los modelos tienen igual media y desviación estándar, pero un modelo difiere de otro en el valor de  $R_1$ . A su vez, la desviación estándar de los modelos de uno de esos grupos difiere de la de otros grupos en 0,50, y la media en un año (algunos cuadros se reproducen en el ejemplo numérico que más adelante se desarrolla).

Llamaremos  $\bar{x}^0$ ,  $\sigma^0$  y  $R_1^0$  a la media, la desviación estándar y la relación  $5615/5620$  respectivamente, de la distribución observada. Para proceder a interpolar es necesario ubicar  $\bar{x}^0$  y  $\sigma^0$  entre los modelos tabulados, ellos van a estar encerrados entre cuatro grupos de modelos tabulados, cuyas medias y desviaciones estándar valen  $\bar{x}$ ,  $\bar{x}+1$ ,  $\sigma$  y  $\sigma+0,5$  respectivamente, situación que se ilustra en la figura siguiente:



Para cada una de esas cuatro combinaciones de medias y desviaciones estándar hay por lo general varios modelos tabulados, con diferentes valores de  $R_1$ . El procedimiento para interpolar consiste en tomar tres modelos ubicados en diferentes vértices de la figura. Como puede observarse,

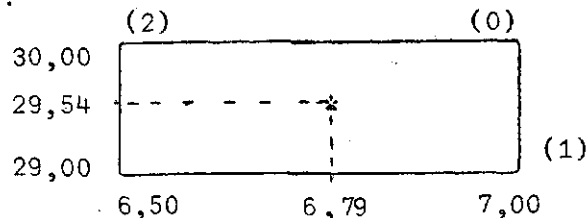
un modelo va a coincidir con otro en el valor de la media, y con el tercero en el valor de la desviación estándar; el vértice donde está ese modelo se identificará como posición "cero", la posición con igual varianza que "cero" se llamará "uno", y la que tiene igual media que "cero" será la posición "dos". Identificadas esas tres posiciones queda por establecer como se promediarán los modelos que se seleccionen en cada una de ellas, y con qué criterio se va a seleccionar un modelo dentro de cada grupo.

Sea  $d_1$  la distancia (diferencia en valor absoluto) entre la media observada y la media de la posición cero, y  $d_2$  la proporción entre la distancia de la varianza observada a la varianza de la posición cero, y la distancia entre las dos varianzas tabuladas que encierran el valor observado. Para promediar los tres modelos seleccionados, el peso por el que se pondera la distribución de la posición "uno" es igual a  $d_1$ ,  $w_1 = d_1$ ; la ponderación para la posición dos,  $w_2$ , se obtiene aumentando  $d_2$  en la cantidad  $d_1(1-d_1)/(\sigma + 0,25)$  (siendo  $\sigma$  el valor de la desviación estándar menor) cuando la posición cero corresponda a la mayor desviación estándar, si cero es la posición de la desviación estándar menor,  $d_2$  se debe disminuir en igual cantidad a fin de establecer el valor de  $w_2$ . La ponderación de la posición cero,  $w_0$ , se obtiene haciendo  $w_0 = 1 - w_1 - w_2$ .

Respecto al criterio para seleccionar un modelo dentro de cada grupo de esas tres posiciones, puesto que el procedimiento antes señalado para calcular las ponderaciones  $w_i$  garantiza la reproducción de  $\bar{x}^0$  y  $\sigma^0$  y como esos factores sólo dependen del valor de la media y la desviación estándar (los que son comunes para todos los modelos que se encuentran en una misma posición), con respecto a la media y la desviación estándar es indiferente seleccionar cualquiera de los modelos de un grupo, queda, por tanto, libertad para seleccionar en cada grupo aquellos modelos que, una vez promediados, reproduzcan el valor  $R_1^0$ , o, al menos, proporcionen un valor lo más aproximado posible.

#### Ejercicio de aplicación al Perú

Los valores observados de los parámetros son:  $\bar{x}^0 = 29,54$ ,  $\sigma^0 = 6,79$ ,  $R_1^0 = 0,36$ . Entrando en las tablas de Coale-Trussell estos valores quedan encerrados entre cuatro grupos de modelos tabulados, como se ilustra en el siguiente gráfico:





Adoptando como posición cero la que corresponde a  $\bar{x} = 30,00$ ,  $\sigma = 7,00$ , queda determinada como posición uno la que corresponde al grupo de modelos cuya desviación estándar vale también siete, y como dos la correspondiente al grupo de modelos que tiene media igual a treinta y desviación estándar igual a 6,50.

Se calcula:

$$d_1 = |\bar{x}^0 - \bar{x}(0)| = |29,54 - 30,00| = |-0,46| = 0,46$$

y,

$$\begin{aligned} d_2 &= |(\sigma^{02} - \sigma^2(0))/(\sigma^2(0) - \sigma^2(1))| = |(6,79^2 - 7,0^2)/(7,0^2 - 6,5^2)| = |-0,4290| \\ &= 0,4290; \end{aligned}$$

este valor de  $d_2$  debe ser incrementado en  $d_1(1-d_1)/(\sigma+0,25)$  para obtener el factor de ponderación  $w_2$ , puesto que la posición cero correspondió a la mayor desviación estándar (si hubiera correspondido la menor hubiera sido necesario disminuir  $d_2$  en una cantidad análoga); recordando que con  $\sigma$  se está identificando a la menor de las desviaciones estándar, se calcula ese valor de corrección:  $0,46(0,54)/(6,5 + 0,25) = 0,0368$ .

Luego, los factores de ponderación resultan:

$$w_1 = 0,46$$

$$w_2 = 0,4290 + 0,0368 = 0,4658, \text{ y,}$$

$$w_0 = 1 - 0,46 - 0,4658 = 0,0742.$$

Tratando de aproximar el valor  $R_1$  del modelo interpolado al valor  $R_1^0 = 0,36$ , se seleccionó, de la posición "cero" el modelo que tiene un  $R_1 = 0,3319$ , de la posición "dos" un  $R_1 = 0,2457$  y de la posición "uno"  $0,3922$ . Se incluyen aquí reproducciones de las páginas del artículo de Coale-Trussell donde se encuentran tabulados estos tres modelos. Al interpolar usando estos factores de ponderación se obtuvo la distribución que se presentó en el cuadro 5, que tiene igual media y desviación estándar que las observadas, y un  $R_1 = 0,33$ . Al calcular la desviación estándar a partir de grupos quinquenales de edades, se corrige su valor según la corrección de Shepherd, o restando 2,083 a la varianza que se obtiene con los valores por grupos quinquenales.

Cuadro 1A.

ESTRUCTURAS MODELO DE FECUNDIDAD

MEAN	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0	30.0	30.0	30.0	30.0
SPDEV	7.0	7.0	7.0	7.0	7.0	7.5	7.5	7.5	7.5	7.5	7.5	5.5	5.5	5.5	5.5
B1	0.3714	0.3778	0.3831	0.3882	0.3922	0.3679	0.3652	0.3611	0.3580	0.3548	0.3525	0.3283	0.3292	0.3342	0.3389
B2D	28.28	28.30	28.33	28.35	28.37	28.40	28.40	28.42	28.43	28.45	28.47	29.25	29.27	29.29	29.31
SEXW	0.342	0.331	0.321	0.311	0.301	0.277	0.269	0.261	0.253	0.245	0.236	0.330	0.316	0.303	0.291
POB1	0.1304	0.1375	0.1440	0.1502	0.1558	0.1768	0.1839	0.1904	0.1972	0.2037	0.2100	0.0087	0.0108	0.0130	0.0151
PAR2	0.4567	0.4554	0.4548	0.4545	0.4540	0.5230	0.5209	0.5189	0.5165	0.5146	0.5132	0.1988	0.2022	0.2057	0.2086
AO	14.07	13.68	13.32	12.97	12.65	14.78	14.27	13.79	13.32	12.87	12.42	17.05	17.45	17.87	17.29
K	0.450	0.500	0.550	0.600	0.650	0.200	0.250	0.300	0.350	0.400	0.450	0.650	0.700	0.750	0.800
B	0.322	0.340	0.360	0.380	0.400	0.022	0.030	0.039	0.050	0.063	0.076	1.261	1.305	1.351	1.396
12	0	0	0	0	6	0	0	0	0	1	23	0	0	0	0
13	0	7	42	113	215	0	0	5	74	263	564	0	0	0	0
14	172	389	662	972	1284	11	221	757	1517	2309	3063	0	0	0	0
10-14	34	79	141	217	301	2	44	152	318	515	730	0	0	0	0
15	1873	2547	3161	3729	4213	2370	4250	5760	6960	7856	8563	0	0	0	0
16	7307	8116	8746	9283	9694	14353	15345	15895	16140	16315	16409	4	9	16	26
17	16707	17022	17219	17390	17481	28850	27777	26867	26180	25598	25134	88	142	212	289
18	27900	27515	27148	26853	26554	38922	37389	36055	34856	34016	33230	744	996	1269	1532
19	37116	36887	35753	35141	34575	43587	42479	41392	40399	39500	38702	3805	4308	4951	5432
15-19	18220	18337	18405	18479	18503	25616	25448	25178	24928	24657	24416	920	1107	1289	1456
20	43968	43055	42239	41535	40890	45215	44632	43965	43278	42610	41977	12108	12712	13275	13695
21	48103	47327	46614	45978	45386	45606	45398	45089	44708	44300	43877	24650	24801	24973	25025
22	50366	49826	49313	48836	48383	45347	45367	45314	45179	45001	44781	39210	38750	38413	38017
23	51373	51077	50780	50485	50198	44928	45071	45177	45216	45212	45158	52617	51752	51058	50351
24	51465	51377	51272	51147	51016	44439	44638	44834	44983	45099	45167	62712	61762	60967	60178
20-24	49055	48533	48044	47596	47175	45107	45021	44876	44673	44484	44192	38261	37955	37737	37453
25	51061	51138	51192	51214	51223	43925	44145	44386	44601	44797	44951	69529	68757	68092	67428
26	50223	50422	50597	50737	50861	43304	43525	43785	44033	44277	44488	73166	72713	72312	71900
27	48915	49185	49436	49651	49852	42575	42783	43039	43294	43555	43794	73204	73111	72983	72830
28	47496	47805	48107	48363	48616	41866	42037	42278	42527	42788	43037	71516	71660	71776	71875
29	45872	46185	46491	46767	47038	41109	41276	41490	41723	41969	42208	67725	68043	68312	68570
25-29	48713	48947	49183	49346	49518	42552	42753	42996	43236	43477	43695	71036	70857	70652	70520
30	43988	44277	44565	44827	45087	40269	40409	40597	40795	41012	41226	62359	62744	63068	63393
31	41926	42178	42434	42667	42903	39290	39352	39508	39673	39856	40048	56586	56977	57305	57644
32	39913	40123	40338	40535	40738	38215	38301	38425	38555	38703	38852	50963	51320	51615	51931
33	37861	38024	38194	38350	38514	37098	37158	37251	37368	37498	37652	45518	45815	46053	46321
34	35706	35827	35957	36076	36205	35707	35765	35812	35879	35957	36039	40654	40848	41088	41315
30-34	39879	40084	40297	40491	40689	38106	38193	38249	38450	38597	38766	51216	51551	51826	52121
35	33528	33608	33698	33778	33870	34226	34243	34285	34323	34371	34421	36055	36236	36370	36545
36	31241	31282	31333	31375	31431	32559	32557	32576	32588	32606	32627	31667	31784	31860	31979
37	28940	29053	29167	29275	29396	30802	30780	30781	30770	30761	30754	27614	27671	27692	27758
38	26565	26538	26520	26496	26485	28862	28829	28807	28774	28742	28710	23820	23824	23797	23815
39	23846	23794	23748	23697	23660	26455	26410	26373	26323	26271	26219	20081	20042	19978	19956
35-39	28826	28835	28853	28864	28888	30581	30565	30564	30556	30550	30546	27848	27912	27939	28010
40	20569	20498	20433	20364	20306	23301	23280	23260	23139	23074	23007	16255	16187	16098	16048
41	16855	16776	16701	16623	16554	19497	19462	19430	19323	19253	19179	12494	12411	12313	12247
42	13295	13216	13141	13061	12991	15705	15652	15600	15535	15464	15392	9240	9156	9060	8991
43	9800	9738	9669	9598	9533	11831	11785	11737	11679	11617	11552	6389	6314	6231	6168
44	6622	6566	6511	6454	6401	8156	8120	8082	8036	7986	7934	4042	3994	3920	3871
40-44	13430	13359	13291	13220	13157	15698	15649	15602	15562	15479	15413	9680	9610	9525	9465
45	4106	4067	4028	3988	3951	5149	5120	5097	5065	5030	4993	2371	2331	2288	2254
46	2571	2544	2518	2490	2465	3273	3256	3237	3215	3191	3165	1617	1590	1562	1540
47	1528	1511	1495	1477	1461	1963	1956	1940	1911	1895	1879	803	786	766	772
48	795	786	777	768	759	1028	1022	1015	1008	1000	991	418	410	401	393
49	216	214	211	209	206	280	279	277	275	272	270	113	110	108	106
45-49	1843	1824	1806	1787	1769	2339	2326	2313	2298	2281	2263	1028	1009	989	973

Cuadro 1A. (continuación)

SECCV	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0
SECCV	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5
SECCV	0.2028	0.2098	0.2156	0.2213	0.2260	0.2309	0.2348	0.2390	0.2422	0.2457	0.2494	0.2532	0.2569	0.2605	0.2640
SECCV	29.46	29.48	29.49	29.50	29.52	29.53	29.54	29.55	29.57	29.57	29.58	29.59	29.60	29.61	29.62
SECCV	0.287	0.278	0.270	0.262	0.254	0.247	0.241	0.234	0.228	0.223	0.219	0.214	0.210	0.206	0.202
SECCV	0.0822	0.0867	0.0910	0.0951	0.0987	0.1030	0.1056	0.1089	0.1116	0.1145	0.1169	0.1193	0.1217	0.1241	0.1265
SECCV	0.3090	0.3001	0.3513	0.3525	0.3532	0.3543	0.3550	0.3559	0.3564	0.3572	0.4133	0.4123	0.4117	0.4124	0.4121
SECCV	10.21	11.99	13.77	13.55	13.36	13.18	13.00	12.80	12.60	12.53	16.90	16.00	15.03	15.58	15.17
SECCV	0.800	0.850	0.900	0.950	1.000	1.050	1.100	1.150	1.200	1.250	0.200	0.250	0.300	0.350	0.400
SECCV	0.577	0.605	0.634	0.663	0.691	0.719	0.746	0.776	0.804	0.832	0.863	0.890	0.916	0.941	0.966
SECCV	0	0	0	0	0	0	0	1	5	9	0	0	0	0	0
SECCV	0	0	3	11	25	40	60	97	125	156	0	0	0	0	0
SECCV	59	120	165	230	296	369	430	512	560	650	0	0	0	0	0
SECCV	12	21	36	68	64	83	101	122	142	163	0	0	0	0	0
SECCV	580	760	899	1056	1199	1300	1470	1612	1726	1843	113	200	316	473	640
SECCV	2331	2614	2888	3160	3350	3545	3739	3919	4061	4208	1470	2008	2690	3394	3900
SECCV	6232	6567	6868	7161	7367	7566	7727	7902	8026	8160	5887	6977	7983	8962	9750
SECCV	12752	12971	13166	13343	13466	13563	13656	13760	13865	13978	14947	15912	16707	17603	17963
SECCV	20801	20810	20804	20797	20729	20721	20650	20577	20550	20577	20570	20572	20688	20700	20381
SECCV	8500	8703	8925	9095	9214	9257	9431	9568	9639	9729	10513	10901	11309	11766	12129
SECCV	29316	29053	28826	28635	28403	28229	28055	27827	27555	27338	43055	41930	40360	38997	37866
SECCV	17035	16605	16227	15901	15553	15267	14998	14777	14527	14334	47580	46690	45356	44188	43165
SECCV	83559	83077	82647	82271	81865	81478	81211	80991	80712	80466	49251	48509	47895	47424	46976
SECCV	88600	48198	47797	47443	47080	46784	46500	46226	45962	45700	49406	49212	49037	48852	48627
SECCV	52187	51842	51523	51237	50950	50700	50525	50237	50018	49828	49688	49566	49431	49297	49166
SECCV	02187	01755	01404	01098	00775	00519	00207	00031	19795	19605	47978	47110	46297	45531	44851
SECCV	50581	50368	50166	50000	50000	50000	50000	50000	50000	50000	48576	48003	47590	47228	46909
SECCV	55873	55803	55731	55665	55599	55531	55464	55409	55354	55290	47886	48170	48460	48762	49084
SECCV	55912	55960	55996	56019	56063	56081	56107	56121	56133	56145	47886	47307	46751	46228	45745
SECCV	55319	55466	55585	55714	55834	55911	56036	56118	56212	56260	46108	46503	46883	47252	47611
SECCV	53981	54167	54333	54563	54679	54821	54972	55006	55236	55348	45307	45501	45686	45863	46031
SECCV	55125	55169	55164	55179	55195	55200	55211	55216	55225	55227	46994	47270	47560	47776	48013
SECCV	51813	52036	52202	52428	52623	52772	52905	53005	53238	53361	48300	48546	48810	49090	49385
SECCV	49254	49419	49682	49865	50062	50213	50390	50525	50680	50802	48100	48306	48536	48771	49030
SECCV	06605	06813	07000	07168	07353	07497	07650	07782	07927	08040	46108	46060	46060	46060	46060
SECCV	43819	43997	44156	44299	44461	44602	44730	44828	44950	45050	46115	46237	46307	46352	46375
SECCV	00973	01125	01262	01352	01452	01522	01586	01636	01685	01738	39035	39125	39237	39345	39475
SECCV	06493	06690	06809	07028	07205	07341	07495	07613	07752	07859	41799	41950	42106	42339	42555
SECCV	30077	30196	30304	30395	30512	30591	30696	30767	30861	30929	31360	31619	31906	32566	37652
SECCV	15063	15184	15220	15280	15367	15421	15497	15584	15645	15662	39409	39919	39562	35596	15030
SECCV	12070	12115	12155	12187	12257	12263	12311	12333	12379	12403	13521	13520	13520	13502	13500
SECCV	29023	29032	29028	29033	29057	29055	29075	29073	29092	29091	31367	31360	31330	31300	31273
SECCV	25673	25650	25625	25592	25586	25550	25553	25520	25520	25505	28709	28670	28636	28579	28510
SECCV	13981	12020	12060	12097	12152	12170	12226	12249	12290	12310	33290	33297	33310	33317	33323
SECCV	21807	21759	21710	21656	21628	21579	21551	21500	21485	21489	35200	25197	25963	25071	21500
SECCV	17509	17525	17462	17395	17310	17290	17280	17295	17158	17112	21095	13033	20975	26095	20602
SECCV	13052	13061	13013	13001	13080	13025	13027	13027	13176	13126	16958	16909	16005	16750	16670
SECCV	9906	9839	9775	9708	9656	9597	9550	9506	9453	9407	12760	12710	12651	12570	12500
SECCV	6570	6521	6468	6419	6370	6322	6282	6230	6202	6160	0706	0706	0695	6437	6500
SECCV	13906	13845	13786	13723	13678	13624	13502	13531	13695	13652	16973	16570	16852	16709	16705
SECCV	0020	1980	1942	1904	1872	1830	1800	1770	1753	1726	5900	5500	5075	5636	5306
SECCV	2907	2860	2834	2807	2785	2762	2732	2721	2703	2680	3910	3697	3473	2806	2613
SECCV	1467	1450	1434	1418	1400	1390	1377	1364	1353	1342	2100	2095	2080	2062	2041
SECCV	760	751	742	734	726	719	712	705	699	694	1103	1096	1080	1070	1067
SECCV	206	204	201	199	197	195	193	191	190	188	301	299	297	294	292
SECCV	1786	1769	1759	1732	1717	1701	1672	1672	1660	1647	3519	3499	2602	2662	2439

Cuadro 1A. (Conclusión)

82

MEAN	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	31.0	31.0	31.0	31.0	31.0	31.0	31.0	31.0
STDEV	7.0	7.0	7.0	7.0	7.0	7.0	7.0	5.5	5.5	5.5	5.5	5.5	5.5	5.5	5.5
R1	0.2858	0.2964	0.3045	0.3124	0.3199	0.3261	0.3319	0.0211	0.0244	0.0278	0.0308	0.0340	0.0368	0.0398	0.0423
MEAN	29.49	29.50	29.53	29.55	29.56	29.58	29.60	30.40	30.41	30.43	30.45	30.46	30.47	30.48	30.49
STDEV	0.250	0.240	0.230	0.220	0.211	0.202	0.194	0.404	0.384	0.374	0.366	0.358	0.350	0.343	0.336
PAB1	0.0988	0.1061	0.1133	0.1199	0.1263	0.1321	0.1376	0.0083	0.0097	0.0112	0.0126	0.0141	0.0155	0.0169	0.0181
PAB2	0.4140	0.4146	0.4145	0.4148	0.4153	0.4156	0.4161	0.1653	0.1683	0.1712	0.1736	0.1762	0.1783	0.1807	0.1824
AO	14.74	14.37	14.01	13.67	13.34	13.04	12.74	17.91	17.78	17.65	17.54	17.43	17.34	17.24	17.17
K	0.450	0.500	0.550	0.600	0.650	0.700	0.750	0.850	0.900	0.950	1.000	1.050	1.100	1.150	1.200
H	0.108	0.127	0.146	0.166	0.187	0.208	0.230	1.212	1.258	1.303	1.350	1.395	1.440	1.486	1.531
12	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0
13	0	0	0	6	29	72	134	0	0	0	0	0	0	0	0
14	6	46	132	264	430	611	803	0	0	0	0	0	0	0	0
10-14	1	9	26	54	92	137	188	0	0	0	0	0	0	0	0
15	458	825	1211	1612	2009	2368	2706	0	0	0	0	0	0	1	1
16	3198	4002	4649	5225	5735	6150	6516	3	5	9	12	18	23	30	36
17	9984	10698	11172	11573	11918	12166	12383	61	88	119	152	190	227	269	307
18	19907	20000	19951	19921	19905	19884	19797	482	604	731	849	978	1093	1218	1322
19	29500	28974	28437	27999	27638	27289	26993	2329	2622	2903	3142	3395	3601	3826	3986
15-19	12609	12900	13084	13266	13441	13563	13679	575	664	752	831	916	989	1068	1132
20	36964	36149	35382	34735	34187	33679	33240	7271	7647	7991	8256	8508	8763	9011	9180
21	42185	41366	40597	39927	39341	38800	38323	15403	15646	15866	15999	16180	16291	16495	16525
22	45876	44821	44197	43633	43124	42651	42224	26242	26197	26159	26056	26043	25957	25964	25878
23	47461	47025	46549	46196	45820	45468	45134	38108	37558	37446	37104	36873	36592	36427	36181
24	48503	48279	48051	47818	47586	47363	47148	49107	48560	48065	47563	47181	46770	46474	46117
20-24	44118	43520	42965	42462	42012	41591	41214	27226	27162	27105	26997	26966	26874	26866	26776
25	48933	48893	48842	48768	48679	48589	48482	58482	57907	57375	56861	56432	55994	55663	55284
26	48841	48846	48841	48801	48711	48612	48513	49188	48553	48098	47666	47259	46890	46550	46260
27	48311	48312	48308	48268	48199	48121	48023	69340	69069	68801	68557	68324	68106	67923	67725
28	47590	47861	48126	48356	48556	48748	48916	70873	70916	70842	70792	70719	70665	70614	70561
29	46718	47005	47302	47567	47803	48032	48237	70001	70110	70192	70294	70351	70429	70483	70507
25-29	48080	48243	48403	48533	48636	48733	48811	66870	66620	66375	66153	65945	65750	65590	65415
30	45607	45888	46184	46453	46694	46931	47145	66761	66963	67134	67324	67450	67608	67717	67848
31	44241	44498	44776	45030	45260	45489	45696	62427	62678	62898	63136	63308	63505	63645	63816
32	42856	43080	43328	43555	43761	43969	44158	57690	57949	58183	58432	58617	58826	58972	59157
33	41364	41544	41753	41944	42117	42295	42457	52680	52917	53134	53365	53537	53733	53864	54039
34	39603	39743	39914	40070	40212	40362	40497	47937	48153	48356	48573	48736	48924	49048	49219
30-34	42735	42950	43191	43410	43609	43809	43991	57499	57732	57941	58166	58330	58519	58649	58816
35	37751	37849	37979	38097	38203	38318	38423	43205	43384	43554	43739	43876	44039	44142	44293
36	35708	35764	35852	35930	35998	36077	36148	38483	38613	38740	38882	38984	39111	39181	39302
37	33587	33602	33649	33687	33717	33760	33796	33972	34050	34130	34225	34286	34372	34408	34492
38	31286	31265	31273	31273	31268	31274	31277	28622	28650	28684	28731	28753	28797	28797	28845
39	28508	28455	28429	28395	28357	28331	28303	25213	25196	25187	25192	25177	25183	25152	25164
35-39	33368	33367	33336	33346	33308	33352	33389	34099	34179	34259	34354	34415	34500	34536	34619
40	24960	24883	24830	24770	24706	24655	24601	20584	20533	20491	20461	20418	20393	20338	20322
41	20761	20671	20601	20525	20447	20378	20310	15943	15871	15810	15750	15697	15654	15584	15549
42	16623	16531	16454	16372	16288	16212	16137	11874	11795	11725	11663	11596	11542	11471	11426
43	12447	12363	12289	12212	12133	12061	11989	8263	8188	8122	8062	7999	7946	7882	7837
44	8530	8461	8400	8336	8270	8210	8150	5258	5198	5144	5094	5044	4999	4949	4911
40-44	16664	16582	16515	16443	16369	16303	16237	12385	12317	12254	12207	12151	12106	12045	12009
45	5358	5308	5264	5218	5171	5127	5084	3099	3057	3019	2984	2949	2918	2884	2857
46	3391	3357	3326	3293	3260	3230	3199	1860	1832	1806	1782	1759	1738	1715	1697
47	2028	2005	1987	1966	1945	1926	1907	1078	1061	1045	1030	1016	1003	989	979
48	1060	1048	1038	1027	1015	1005	994	552	543	535	527	519	513	506	500
49	289	286	283	280	276	273	271	149	146	144	141	140	138	136	135
45-49	2425	2401	2379	2357	2334	2312	2291	1348	1328	1310	1293	1277	1262	1246	1233

Fuente: Coale, A.J. y Trussell, J., "Model Fertility Estimations: Variation in the Age Structure of Childbearing in Human Populations", Population Index, April, 1974, Vol. 40, No.2., págs. 245, 246 y 247.

Gráfico 1A

LUGAR GEOMETRICO DE LAS COMBINACIONES DE PAR 1 (paridez media 15-19/  
paridez media 20-24) Y PAR 2 (paridez media 20-24/paridez media 25-29)  
PARA VALORES DADOS DE  $\alpha_0$  Y  $\alpha_0 + 10k$ , CON  $m = 0.0, 0.2$  Y  $0.4$ .

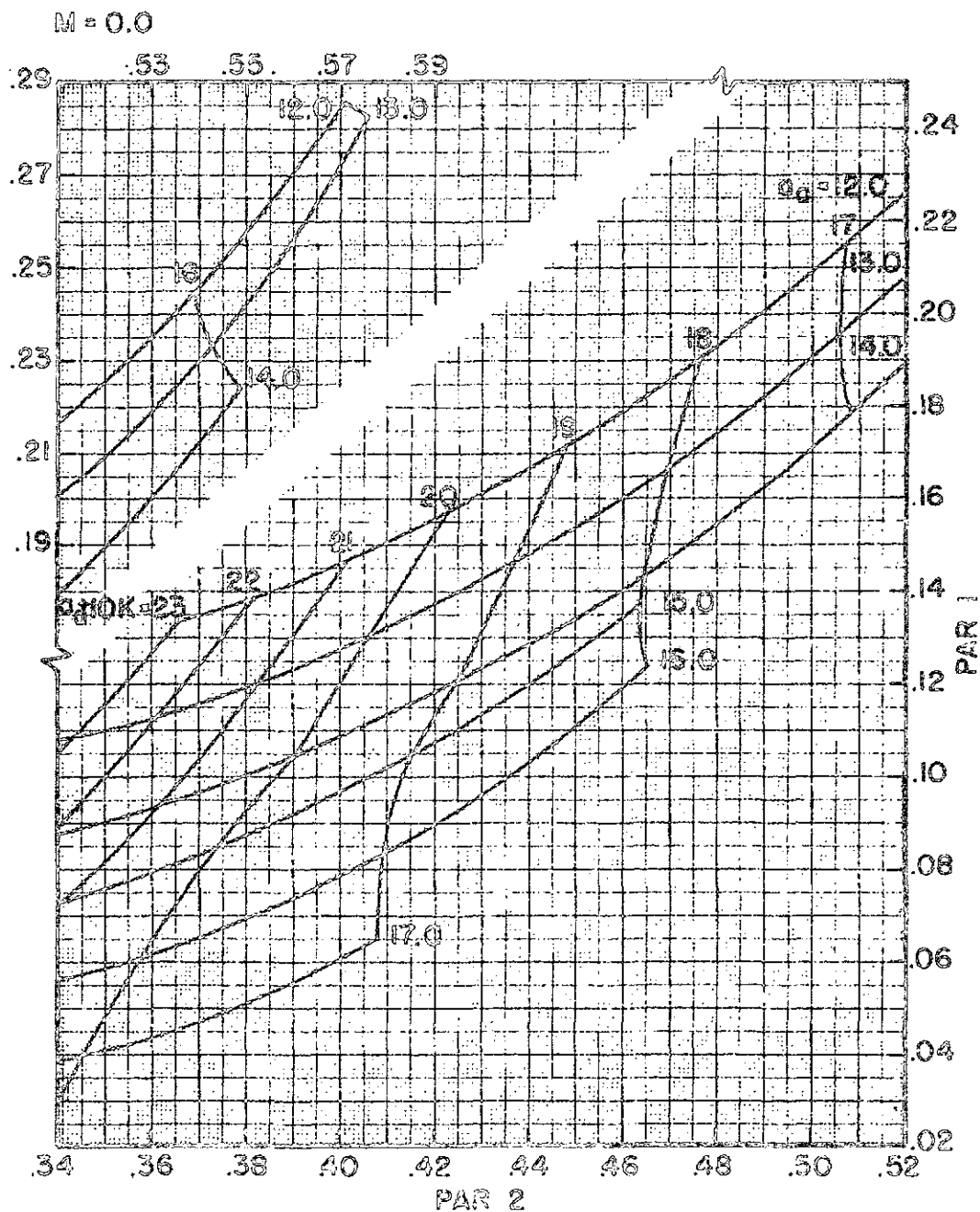
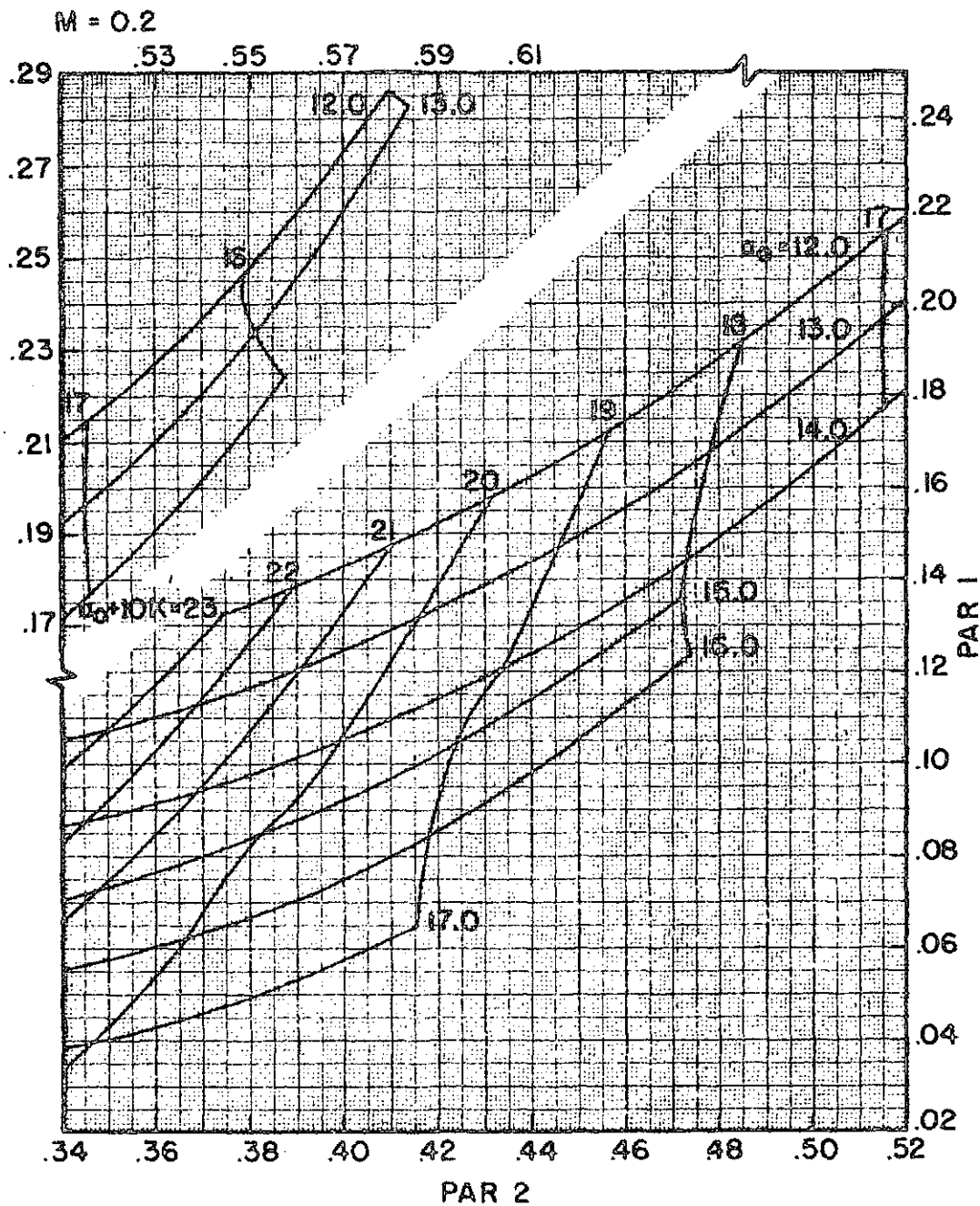


Gráfico 1A. (Conclusión)



Fuente: Coale, A.J. y Trussell, J., "Model Fertility ...", *op.cit.*, págs. 196 y 197.

## BIBLIOGRAFIA

---

- Behm, Hugo y otros, "Evaluación del método de hijos propios para el estudio de la fecundidad en Costa Rica y la Argentina". (Informe preliminar), San José, Costa Rica, julio, 1978. Inédito.
- Brass, W., "Methods of Analysis and Estimation", The Demography of Tropical Africa, 1968. Publicado en español en: Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados. Sección de trabajos de W. Brass, CELADE, Serie E. No. 14, 1974.
- Camisa, Z., Fecundidad y nupcialidad, Fascículo III EDENH, CELADE y Dirección General de Estadística y Censos de Honduras, 1975.
- Camisa, Z., La nupcialidad de las mujeres solteras en la América Latina, Serie A. No. 1034, CELADE, 1977.
- Coale, A.J., "Age Patterns of Marriage", Population Studies 25(2): 193-214, 1971.
- Coale, A.J. y McNeill D., "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort", Journal of the American Statistical Association, 1972.
- Coale, A.J. y Trussell, J., "Model Fertility Schedules: Variation in the Age Structure of Childbearing in Human Populations", Population Index, April, 1974.
- Coale, A.J., "The Development of New Models of Nuptiality and Fertility", Population, número especial, Septiembre, 1977, Paris.
- Cho, L.J., The Own-Children Approach to Fertility Estimation: An Elaboration. IUSSP, International Population Conference, Liege, Vol. 2, 1973.
- Fernández, R. y Somoza, J.L., Situación demográfica de la Provincia de Misiones, Dirección General de Estadística y Censos de Misiones (Argentina) y CELADE, Posadas, julio, 1978.
- Henry, L., "Some Data on Natural Fertility" "Eugenics Quarterly" 8 (2): 81-91, 1961.
- Rodríguez, L., "Fecundidad y nupcialidad en Perú", trabajo final de investigación del Curso Avanzado de Demografía, CELADE, 1978.







**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA**

**CELADE**

**Edificio Naciones Unidas  
Avenida Dag. Hammarskjöld  
Casilla 91, Santiago, CHILE**

**Apartado Postal 5249  
San José, COSTA RICA**