

90206.00  
ISIS : 02805  
C.3

CELADE

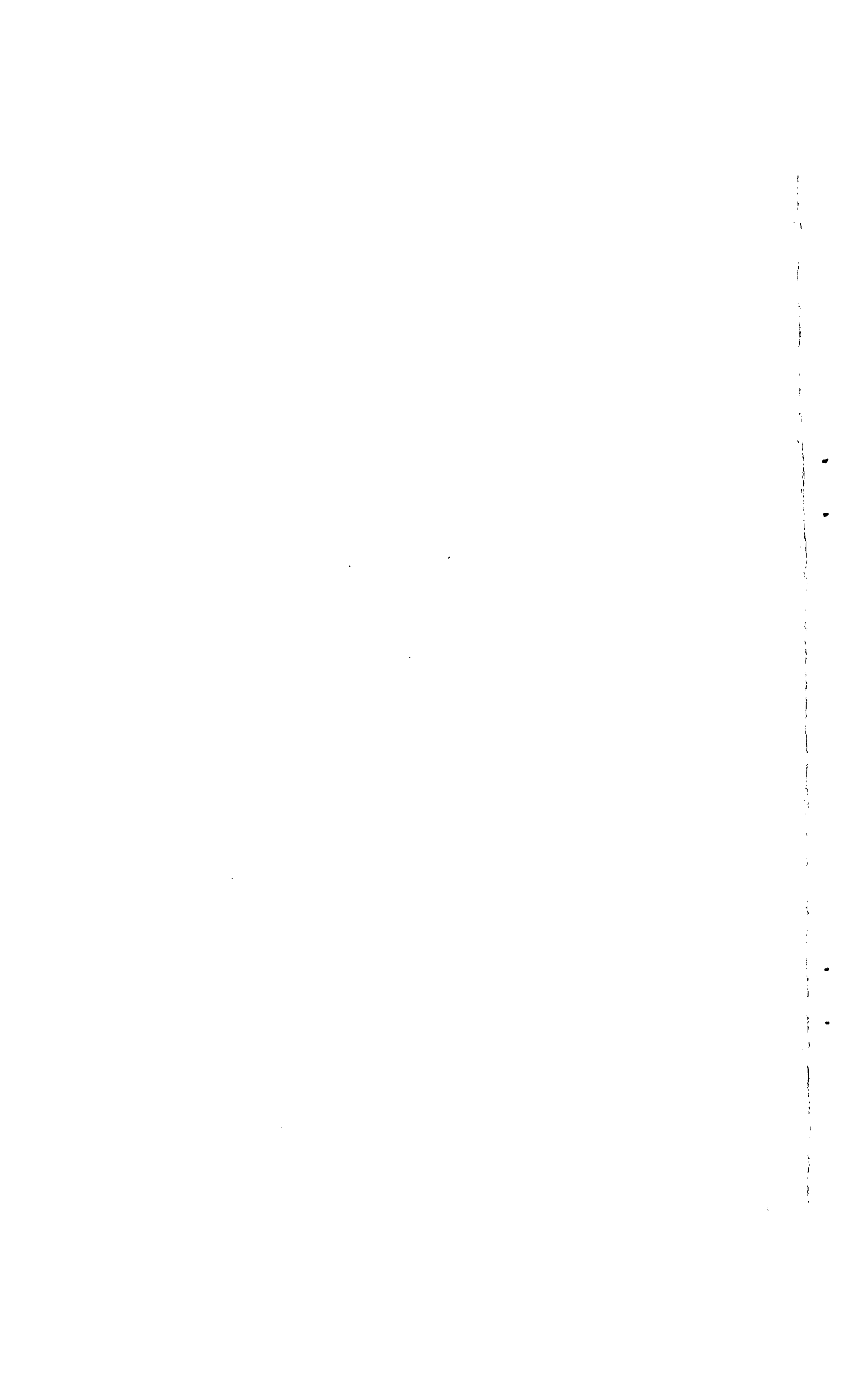
CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

Jorge Arevalo

CHILE: APLICACION DE UN METODO DE  
MEDICION DE LA FECUNDIDAD SEGUN  
EL TAMAÑO DE LA FAMILIA

Santiago de Chile  
Septiembre de 1969

Serie C, N° 17



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

## I N D I C E

	Página
1. Introducción . . . . .	1
2. Planteamiento teórico . . . . .	2
3. Descripción del material utilizado y de las correcciones efectuadas . . . . .	5
a) Estadísticas de nacimientos por orden . . . . .	5
b) Coeficientes de ponderación . . . . .	6
c) Número de mujeres en edad fértil . . . . .	6
d) Estadísticas de nacimientos por edad de las madres . . . . .	7
e) Relación entre los nacimientos de niñas y el total de nacimientos . . . . .	7
f) Matrimonios que legitiman hijos al contraer nupcias . . . . .	7
4. Supuestos sobre la distribución de los nacimientos según el intervalo intergenésico . . . . .	8
5. Resultados y comentarios . . . . .	11
a) Probabilidades de agrandamiento . . . . .	11
b) Tasas de reproducción . . . . .	15
6. Comparación de los resultados obtenidos por la utilización de los coeficientes de la Rusia Subcarpática y de los de Santiago . . . . .	16
7. Comentario sobre la calidad de los datos básicos . . . . .	17
8. Consideraciones finales . . . . .	18
APENDICE I. INFORMACION UTILIZADA Y DETALLE DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS . . . . .	21
APENDICE II. METODO PARA ANULAR EL EFECTO DE LOS MATRIMONIOS QUE LEGITIMAN HIJOS EN EL CALCULO DE LAS PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO DE LA FAMILIA LEGITIMA E ILEGITIMA . . . . .	33

### INDICE DE CUADROS Y GRAFICO

#### Del Apéndice I

Cuadro 1 Chile: Nacimientos registrados según el orden de nacimiento . . . . .	23
2 Chile: Nacimientos corregidos, según el orden de nacimiento . . . . .	25
3 Chile: Determinación de la proporción de mujeres casadas respecto del total de mujeres, por grupos de edad, 1952 . . . . .	27

	Página
4 Chile: Población femenina, por grupos de edad y estado conyugal, 1952-1959 . . . . .	28
5 Chile: Nacidos vivos, según edad de la madre y legitimidad, 1952-1959 . . . . .	29
6 Chile: Probabilidades de agrandamiento de la familia . . . . .	30
7 Chile: Probabilidades de agrandamiento de la familia . . . . .	31
8 Chile: Probabilidades de agrandamiento de la familia calculadas con los coeficientes de ponderación hallados para Santiago, a partir del total de nacimientos	32
Gráfico 1 Chile: Probabilidades de agrandamiento de la familia . . . . .	14

## 1. Introducción

El propósito de este trabajo, principalmente metodológico, es aplicar al caso de Chile un método de medición de la fecundidad relativamente nuevo propuesto por Louis Henry,<sup>1/</sup> que toma en cuenta el orden de los nacimientos y el intervalo intergenésico, o sea, el tiempo que transcurre entre la fecha del matrimonio y el nacimiento del primogénito y, luego, entre los nacimientos sucesivos.

Hemos creído útil intentar su aplicación en un país latinoamericano pues introduce ciertos refinamientos que obvian algunos inconvenientes de las tasas clásicas de reproducción<sup>2/</sup> y permiten estudiar ciertos aspectos de la fecundidad.

La combinación del orden de los nacimientos con el intervalo intergenésico tiene gran interés, sobre todo cuando comienzan a manifestarse algunos cambios en el comportamiento frente a la fecundidad, condición que parece haberse presentado en Chile, en donde, desde hace unos veinte años, se observa un período de transición, caracterizado por el paso de una fecundidad más o menos fisiológica a un régimen de limitación de los nacimientos que empieza a extenderse en algunas capas sociales.

La edad de las mujeres es el factor más importante en las poblaciones cuya fecundidad es puramente fisiológica, caso en el cual puede justificarse

---

1/ Henry, Louis, Fécondité des mariages, Cahier N° 16, Presses Universitaires de France, 1953.

2/ Entenderemos por tasa clásica bruta de reproducción la dada por la fórmula

$$R' = k \int_0^{\infty} \varphi(x) dx$$

donde

k es la proporción de nacimientos de niñas respecto del total de nacimientos y  $\varphi(x)$ , la tasa de fecundidad por edades.

el uso del método clásico. Pero cuando hace su aparición el comportamiento voluntario cobran importancia decisiva otros factores, como el número de hijos ya nacidos, pues con el crecimiento de la familia pueden cambiar las ideas de las parejas acerca del tamaño de la misma. Además, cuando se regulan los nacimientos es posible que el intervalo intergenésico tenga alguna importancia sobre la descendencia total de las parejas.

En nuestro estudio, el método se aplica a los nacimientos totales, distinguiendo entre legítimos e ilegítimos. Se espera que el análisis de cada una de estas tres categorías arroje alguna luz sobre la estructura de la fecundidad en Chile. Como dice el Profesor León Tabah: "La introducción del estado matrimonial en la medición de la fecundidad en la América Latina tiene gran importancia, ya que una proporción de las parejas no son casadas y tienen una fecundidad menor que las casadas... Es probable que en el futuro, en un país como Chile, la fecundidad de los matrimonios baje, aun cuando la tasa de natalidad siga a un nivel muy elevado en razón de un posible aumento de la nupcialidad. Esta es la razón por la cual parece siempre conveniente separar por lo menos la fecundidad legítima de la ilegítima"...<sup>3/</sup>

## 2. Planteamiento teórico

Para mejorar la medición de la fecundidad se han ideado varios métodos. Nos ocuparemos del propuesto por Louis Henry en su obra ya citada.

Es éste un método indirecto que conviene a los datos de que se dispone en Chile. Sólo exige conocer el orden de los nacimientos y ciertos coeficientes de ponderación que tienen por objeto tomar en cuenta las proporciones en que se distribuyen los nacimientos de un orden determinado según el intervalo intergenésico.

Se caracteriza por el cálculo de las probabilidades de "agrandamiento" de las familias, es decir, de las probabilidades de que nazca el primogénito de una pareja sin hijos, o de que nazca uno más de una pareja que ha tenido uno o más hijos.

---

<sup>3/</sup> Tabah, León, Apuntes de clase, CELADE, A.5/1.Rev.1, págs. 123-124.

El cálculo puede hacerse refiriéndolo a parejas o a mujeres. El primer caso es más conveniente para los nacimientos legítimos, y el segundo, para el conjunto de los nacimientos.

Henry ideó su método para los países europeos en donde la ilegitimidad es poco frecuente, pero nosotros lo aplicaremos a la fecundidad total y a la ilegitima.

Los supuestos en que descansa el método son los siguientes:

- a) La población es cerrada, y
- b) Todas las mujeres que se casaron o las que han tenido su hijo de rango  $j$  en el mismo intervalo de tiempo civil - en la práctica el año civil -, tienen la misma probabilidad de agrandamiento y la misma repartición de los nacimientos de rango  $1$  o  $j+1$  por intervalo transcurrido después del matrimonio o del nacimiento de rango  $j$  (intervalo intergenésico).

Además, se hace abstracción de la mortalidad y de la disolución de los matrimonios o de las parejas unidas consensualmente.

Se demuestra entonces que la probabilidad de agrandamiento para el rango  $j$  es

$$a_j = \frac{\bar{N}_{j+1}}{\sum_{n=0} \alpha_{j,n} N_{j,n}}$$

donde  $0$  es el año de referencia;

$N_{j,n}$ , el efectivo de las mujeres que han tenido  $j$  hijos cuyo último parto ocurrió  $n$  años antes del año de referencia  $0$ , lo que es equivalente, el número de hijos de rango  $j$ , nacidos  $n$  años antes del año  $0$ ;

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

$\bar{N}_{j+1}$ , es el número de nacimientos de orden  $j+1$ , ocurridos en el año  $0$ .



Esta fórmula indica las probabilidades de agrandamiento a partir de  $a_1$ , es decir, las probabilidades de que las parejas o simplemente las madres que han tenido el primer hijo, tengan el segundo.

Para  $a_0$ , se reemplaza  $N_{j,n}$  por el número de matrimonios celebrados entre el año  $0$  y el año  $n$ . En este caso, el coeficiente  $\alpha_{0,n}$  requiere una fuente distinta para su cálculo, pues mientras los  $\alpha_{j,n}$  son las proporciones en que se distribuyen los nacimientos según el intervalo intergenésico, los  $\alpha_{0,n}$  son esas proporciones según el intervalo que media entre la fecha del casamiento y el nacimiento del primogénito.

La combinación de estas probabilidades conduce a una tasa bruta de reproducción de los matrimonios:

$$R'_a = k(a_0 + a_0 a_1 + a_0 a_1 a_2 + \dots + a_0 \dots a_j),$$

donde  $k$  es la relación entre el total de niñas nacidas y el total de nacimientos.

El significado de esta tasa es la razón de reemplazo de una generación por la próxima, suponiendo:

- a) que todas las promociones de mujeres que tuvieron el hijo de orden  $j$  tienen las mismas probabilidades de tener otro dentro de un período que puede variar según la amplitud del intervalo intergenésico, y
- b) que la distribución de los nacimientos de un orden dado no varía durante el mismo período.

Como puede apreciarse, este coeficiente difiere bastante en su significado de la tasa clásica de reproducción.

En consecuencia, para el cálculo se utilizarán aquí estadísticas de nacimientos por orden y coeficientes de ponderación (calculados para la Rusia Subcarpática y para Santiago, Chile).

Chile es uno de los pocos países latinoamericanos que cuenta con este tipo de estadísticas y las lleva desde hace muchos años. Además, se estima que sus registros de hechos vitales son de relativa buena calidad, a juzgar

por la circunstancia de que el subregistro de los nacimientos no parece tener la importancia que se observa en la mayoría de los otros países. Estos motivos deben agregarse a los ya dados en la introducción como determinantes de la elección del país considerado.

### 3. Descripción del material utilizado y de las correcciones efectuadas

#### a) Estadísticas de nacimientos por orden

Se tomó la información de la revista "Demografía", de la Dirección de Estadística y Censos, de los años respectivos, salvo los de 1958 y 1959.<sup>4/</sup>

Los nacimientos de los órdenes 5 al 9, entre 1943 y 1951, están tabulados en un solo grupo, distinguiéndose entre legítimos e ilegítimos. Se distribuyeron en órdenes simples aplicándoles porcentajes promedios de los nacimientos de los órdenes 5 al 9 de los años 1952 a 1959, clasificados en legítimos e ilegítimos.

Este material fue corregido. Debió decidirse si se utilizaban las cifras como se habían publicado o si se corregían en alguna medida por el subregistro. Una investigación de este tipo nos hubiera apartado de los propósitos de este trabajo y no se justificaba por el hecho de existir estudios al respecto: los realizados por Octavio Cabello G.<sup>5/</sup> y los de la Dirección de Estadística y Censos.<sup>6/</sup> Se adoptaron los valores corregidos por esta última con la siguiente modificación: como la cifra corregida de los nacimientos de 1952 parecía aún muy baja, se la corrigió nuevamente como si la integridad del registro hubiera sido del 91.8 por ciento, en lugar del 95 estimado por esa Dirección, y, finalmente, se promedió el nuevo valor con los dos años anteriores y los dos posteriores.

---

<sup>4/</sup> Esa información nos fue dada por la Sección Demografía de dicha Dirección.

<sup>5/</sup> Cabello, Octavio, "Integralidad del registro de nacimientos y oportunidad de la inscripción en Chile, 1920-1953", Estadística, junio, 1956.

<sup>6/</sup> "Demografía", 1957, pág. 20.

b) Coefficientes de ponderación

Se usaron los de la Rusia Subcarpática y de Santiago. Para el caso particular de la probabilidad  $\alpha_0$  (la de tener el primogénito un matrimonio sin hijos), se utilizaron los de Australia en 1910. Se tomaron respectivamente de la tabla IX, que figura en "Fécondité des mariages", de Louis Henry (pág. 127); de los cuadros 41 y 38 del informe "Resultados preliminares de una encuesta de fecundidad y de actitudes relativas a la formación de la familia en Santiago de Chile", por León Tabah y R. Samuel (páginas 78 y 74), y de "Fertility according to size of family: application to Australia", de Louis Henry, publicado en el Population Bulletin N° 4 de las Naciones Unidas. Se transcriben a continuación.

COEFICIENTES DE PONDERACION  
(por cien)

Intervalo inter- gené- sico	$\alpha_0$	$\alpha_1$		$\alpha_2$		$\alpha_3$		$\alpha_4$		$\alpha_5$		$\alpha_6$		$\alpha_7$		
		A.	S.	R.S.	S.	R.S.	S.	R.S.	S.	R.S.	S.	R.S.	S.		R.S.	
0	30	52.0	2	6.5	2	6.2	2	6.4	2	5.3	3	7.8	3	5.9	4	4.5
1	50	31.8	25	46.9	19	43.8	18	38.6	18	37.3	18	45.4	16	49.2	19	44.8
2	11	7.9	37	19.6	38	21.9	37	26.8	37	27.2	36	23.2	38	22.0	38	22.4
3	4	2.4	19	9.2	24	10.9	27	11.0	27	14.2	27	7.7	27	10.2	24	16.4
4	2	2.1	8	6.2	8	6.6	8	7.3	8	4.9	9	8.2	9	6.8	9	4.5
5	1	3.8	4	11.6	4	10.6	4	9.9	4	3	7.7	3	5.9	3	1	7.4
6	1		2		2		2		2	2						
7	1		1		1		1		1	1						
8	-		1		1		1		1	1						
9	-		1		1		-		-	-						

c) Número de mujeres en edad fértil

Para el cálculo de las tasas clásicas de reproducción se usaron los efectivos de mujeres estimados en el estudio "Proyección de la población de Chile, por sexos y grupos de edad, 1952-1982".<sup>7/</sup> Se usó la primera proyección (cuadro 12)

<sup>7/</sup> Centreo Latinoamericano de Demografía, documento B.58/6-9, Santiago, Chile, 1961.

por considerarse que era la más aproximada a la realidad, después de haberse comparado con una estimación de la Dirección de Estadística y Censos<sup>8/</sup> y con el censo de 1960, aun cuando era inferior en un 2 por ciento a la estimación de la Dirección para el 1° de julio de 1952. Esta diferencia se tuvo en cuenta más adelante para modificar adecuadamente las tasas clásicas de reproducción obtenidas con los efectivos de la proyección adoptada. Como en ésta se dan las estimaciones con intervalos de cinco años, se hallaron los efectivos de los años intermedios por interpolación: entre 1952 y 1957 usando una parábola de 2° grado, y los de 1958 y 1959, aplicando los multiplicadores de Karup-King. Las mujeres de 13 y 14 años se estimaron por medio de los multiplicadores de Creville para datos agrupados.

Para estimar las casadas y las no-casadas se usó la distribución que indica el censo de 1952, que se supuso permaneció constante entre 1952 y 1959.

d) Estadísticas de nacimientos por edad de las madres

Se usó la información respectiva publicada en la revista "Demografía" de los años 1952 a 1959.

Como en el caso de los nacimientos según el orden, se corrigió el subregistro en las mismas proporciones.

Los nacimientos registrados de madres de edad desconocida se distribuyeron proporcionalmente entre las de edad conocida.

e) Relación entre los nacimientos de niñas y el total de nacimientos

Para el cálculo de las tasas de reproducción se usaron las relaciones entre los nacimientos de niñas y el total de nacimientos resultantes de los datos observados.

f) Matrimonios que legitiman hijos al contraer nupcias

Se usó esta información, publicada en la revista "Demografía", para realizar una corrección adicional en el cálculo de las probabilidades de agrandamiento a partir de nacimientos legítimos e ilegítimos.

En los cuadros 1 a 5 del apéndice I se reproduce el material que se comenta en los puntos 1, 3 y 4 y en el apéndice II, el correspondiente al punto 6.

---

8/ Demografía, 1957, pág. 1.

4. Supuestos sobre la distribución de los nacimientos según el intervalo intergenésico

Ya se dijo anteriormente que los coeficientes de ponderación  $\alpha_{j,n}$  expresan las proporciones en que se distribuyen los nacimientos de orden  $j$  determinado según el intervalo intergenésico. También se dijo que para calcularlos se requerían estadísticas por rango e intervalo entre dos nacimientos sucesivos, o entre matrimonio y primogénito.

Dichas estadísticas son difíciles de obtener. Sólo se han publicado (hasta donde alcanza la información para el autor) en Francia, Checoslovaquia (provincias de Bohemia, Moravia, Eslovaquia y Rusia Subcarpática), Japón y Santiago (Chile).

No obstante, Henry, al comentar una tabla de coeficientes de ponderación,<sup>9/</sup> dice: "Una inspección sumaria de esta tabla, muestra que esas series (de coeficientes) presentan una cierta semejanza a pesar de las diferencias de fecha o de lugar; esto justifica su empleo para otros países u otras épocas".

Sólo debe tenerse en cuenta al aplicarlos que han de utilizarse los calculados para países en donde se regulan los nacimientos o no, según sea el caso.

A pesar de lo dicho en el párrafo más arriba transcrito, se ha podido observar en la Encuesta de Fecundidad de Santiago<sup>10/</sup> que los coeficientes obtenidos difieren sensiblemente de los que figuran en la tabla IX de la obra de Henry, tal como puede apreciarse en el siguiente cuadro:

---

<sup>9/</sup> Henry, L., op. cit., pág. 126.

<sup>10/</sup> Tabah, L., y Samuel, R., Resultados preliminares de una encuesta de fecundidad y actitudes relativas a la formación de la familia en Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía, documento D.5/3, Santiago, 1960, cuadro 41, pág. 78.

COEFICIENTES DE PONDERACION  
(por cien)

Intervalo intergenésico	$\alpha_1$			$\alpha_2$			$\alpha_3$			...	...
	F.	R.S.	S.	F.	R.S.	S.	F.	R.S.	S.		
0	2	2	7	2	2	6	2	2	6	...	...
1	22	25	47	16	19	44	16	18	39	...	...
2	33	37	20	33	38	22	33	37	27	...	...
3	16	19	9	19	24	11	20	27	11	...	...
4	9	8	6	11	8	7	11	8	7	...	...
.....											

F. : Francia;  
R.S.: Rusia Subcarpática;  
S. : Santiago (redondeados a la unidad).

Puede apreciarse en este cuadro que efectivamente se parecen los coeficientes de Francia, país malthusiano, y de Rusia Subcarpática, poco malthusiano, tal como dice el autor del método, y que, en cambio, los de Santiago son muy distintos. La distribución del intervalo de tiempo entre dos nacimientos se concentra más en los primeros intervalos que en los países anteriormente considerados, cualquiera que sea el orden de los nacimientos. Esto significa que en su mayoría los nacimientos de un rango determinado ocurren, con respecto al nacimiento de orden anterior, con un intervalo de tiempo menor que en los países europeos citados. Esta observación se puede corroborar de manera más clara con el cuadro siguiente, en el cual se consideran esos coeficientes en forma acumulada:

COEFICIENTES DE PONDERACION ACUMULADOS  
(por cien)

Intervalo intergenésico	$\alpha_1$			$\alpha_2$			$\alpha_3$			...	...
	F.	R.S.	S.	F.	R.S.	S.	F.	R.S.	S.		
0	2	2	7	2	2	6	2	2	6	...	...
1	24	27	54	18	21	50	18	20	45	...	...
2	57	64	74	51	59	72	51	57	72	...	...
3	73	83	83	70	83	83	71	84	83	...	...
4	82	91	89	81	91	90	82	92	90	...	...
.....											

Es notable, por ejemplo, que el 25 por ciento de los nacimientos de segundo orden ocurren con un intervalo de tiempo inferior a dos años en Francia o en la Rusia Subcarpática, mientras que en Santiago esta proporción oscila en torno al 50 por ciento. Para intervalos inferiores a tres años, las proporciones son 57-64 y 74 por ciento, respectivamente. Respecto de los órdenes de nacimientos siguientes pueden hacerse observaciones similares.

Evidentemente, la actitud con respecto a la regulación de los nacimientos es distinta en Santiago y en los demás países considerados por Henry.

No estamos seguros del sentido de esta actitud. Observando los coeficientes dados por Henry en la tabla ya mencionada, se tiene la impresión de que a medida que aumenta la limitación de la familia, aumentan también los intervalos intergenésicos. Los coeficientes obtenidos para Santiago mostrarían, si esto fuese cierto, que estamos en presencia de una población poco o nada malthusiana. Sin embargo, la encuesta mostró que el número medio de hijos por familia es de 3.38 (nacidos vivos para el grupo de mujeres de 35 a 50 años de edad, casadas o cuyo matrimonio ha sido disuelto), cifra muy inferior a la fecundidad natural. Los datos de Santiago hacen pensar que no existe necesariamente una correlación entre el nivel de la fecundidad y el espaciamiento de los nacimientos. Parece que en Santiago sucede lo siguiente, en cuanto a la formación de la familia: la costumbre es tener los nacimientos muy seguidos los unos con respecto a los otros. Pero algunas familias deciden limitar el número de hijos y disminuyen de manera repentina su fecundidad, mientras que otras que no tomaron o no pudieron tomar la misma decisión, han seguido con una fecundidad elevada, también con intervalos cortos entre los nacimientos. Esto es solamente una interpretación personal sujeta a confirmación.

Teniendo en cuenta las grandes diferencias que existen entre los coeficientes de ponderación hallados en Santiago respecto de los de otros países y, además, el hecho de que provienen de una zona reducida y con características especiales como es una ciudad, nos hemos decidido por la aplicación de los de la Rusia Subcarpática en el análisis de fondo de la fecundidad de Chile. Y hemos preferido ese país porque era poco malthusiano en el momento considerado para el cálculo de esos coeficientes, que sería el caso de Chile, a juzgar por el nivel de sus tasas de natalidad.

En cuanto a los coeficientes para el cálculo de  $\underline{a}_0$ , sólo disponíamos de información para Australia (aparte de los datos de Santiago) en 1910, 1930 y 1950. Pensamos que los del primero de esos años se adaptaban mejor a las condiciones de Chile.

Los coeficientes obtenidos en Santiago se utilizaron con fines de comparación en la sección 6.

### 5. Resultados y comentarios

Los resultados que aquí se exponen se obtuvieron aplicando los coeficientes de ponderación de la Rusia Subcarpática y los nacimientos según el orden, corregidos por subregistro, como antes se dijo. En el cálculo de las probabilidades de agrandamiento de legítimos e ilegítimos se hizo una corrección adicional para anular el efecto de los matrimonios que legitiman hijos.<sup>11/</sup> Es evidente que quienes legitiman hijos al contraer nupcias no podrán dar origen a nacimientos legítimos de rangos iguales o inferiores a los que ya han tenido. En cuanto al cálculo de las tasas clásicas de reproducción, se utilizó el material descrito en las letras c), d) y e) de la sección 3.

Veremos primero las probabilidades de agrandamiento y luego las tasas brutas de reproducción obtenidas por combinación de esas probabilidades y por el método clásico.

#### a) Probabilidades de agrandamiento

i) Comparaciones entre fecundidad legítima e ilegítima. Siguiendo el método anteriormente expuesto, se construyeron series de probabilidades entre  $\underline{a}_1$  y  $\underline{a}_7$  para los nacimientos legítimos, ilegítimos y totales, y probabilidades  $\underline{a}_0$  para los legítimos. Dichas series abarcan el período 1952-1959 (véase el cuadro 6 del apéndice I). Estas series también se calcularon sin corregir el efecto de los matrimonios que legitiman hijos. Comparándolas con las primeras (véanse los cuadros 7 y 6 del apéndice I), podrá observarse cómo cambian los valores de las probabilidades, especialmente las correspondientes a los ilegítimos y cómo se hubiera subestimado a estas últimas. Veamos un ejemplo:

---

<sup>11/</sup> En el apéndice II se expone el método utilizado y se da su justificación teórica.



PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO, 1959  
(Nacimientos ilegítimos)  
(Por mil)

	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_6$	$a_7$
Sin corregir el efecto	394	595	666	702	725	689	701
Con el efecto corregido	541	823	925	955	967	886	884

Creemos que estos resultados justifican la corrección adicional realizada.

Entrando ahora en el análisis de las probabilidades corregidas, veamos en primer lugar un promedio de los valores de 1952 a 1959.

PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO  
(Por mil)

Promedio 1952-1959	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_6$	$a_7$
Nacimientos totales	-	772	838	828	815	841	820	802
Nacimientos legítimos	934	877	845	822	803	829	813	795
Nacimientos ilegítimos	-	495	802	907	970	(1 026)	937	953

Es posible que el promedio de las probabilidades de agrandamiento de los ilegítimos esté exagerado a partir de  $a_4$  por el efecto del peso de los valores correspondientes a los años 1955, 1956 y 1957, que en esos casos superan la unidad, pero no se cree que los reales sean muy inferiores.

Si se examinan las probabilidades  $a_1$  para legítimos e ilegítimos, se advierte una gran diferencia. Esto significa que mientras a las parejas legalmente constituidas que ya tienen el primogénito les cabe una probabilidad de 0.877 de tener el segundo hijo, a las mujeres que tienen el primogénito ilegítimo les corresponde solamente una probabilidad de 0.495 de tener el siguiente. A partir de  $a_2$ , en cambio, los valores son muy parecidos, lo que revelaría entonces un comportamiento semejante ante el aumento de la familia.

Para encontrar una interpretación a este fenómeno, es necesario discernir entre los nacimientos ilegítimos provenientes de "uniones estables", de "uniones accidentales". Se acaba de decir que a partir de  $a_2$  el comportamiento es parecido entre matrimonios y uniones consensuales. Esto hace pensar

que esas uniones consensuales son "estables" y que las podemos considerar así desde el nacimiento del segundo hijo. Siendo así, no creemos arriesgado suponer que las probabilidades  $\underline{a}_0$  y  $\underline{a}_1$  son también similares. En el caso de las "uniones estables",  $\underline{a}_0$  tendría el siguiente significado: sería la probabilidad de que una "unión estable" tuviera el primogénito. Si fuera así, se tendría que el número medio de hijos de las "uniones consensuales estables" sería ligeramente superior al número medio de hijos de los matrimonios. Pero consideremos el otro componente de la fecundidad ilegítima: las "uniones accidentales". La probabilidad  $\underline{a}_1$  significa que de 1 000 mujeres que han tenido el primogénito ilegítimo (excluidas aquellas que se casan subsiguientemente y lo legitiman), sólo 495 tendrán el segundo. Aquí está el peso que haría bajar el número medio de hijos ilegítimos a valores muy inferiores comparados con el de los legítimos. Si se piensa que el aumento de la nupcialidad en Chile haría mantener la natalidad en un nivel elevado, aun cuando la fecundidad de los matrimonios bajase, creemos que sería así si ese aumento de la nupcialidad afectara a las "uniones accidentales"; no, en cambio, si ello ocurriera entre las "uniones estables".

ii) Breve análisis de la fecundidad legítima. En el gráfico 1 se han representado las probabilidades de agrandamiento desde  $\underline{a}_0$  hasta  $\underline{a}_7$ , entre 1952 y 1959, para la fecundidad legítima. En general, puede observarse que, con excepción de  $\underline{a}_0$ , que tiene un comportamiento distinto, en 1953 las cifras alcanzan un punto máximo para descender en 1954 a un nivel parecido al de 1952. A partir de 1955 se inicia un marcado ascenso que culmina en 1957, para descender nuevamente en 1958 y, más aún, en 1959.

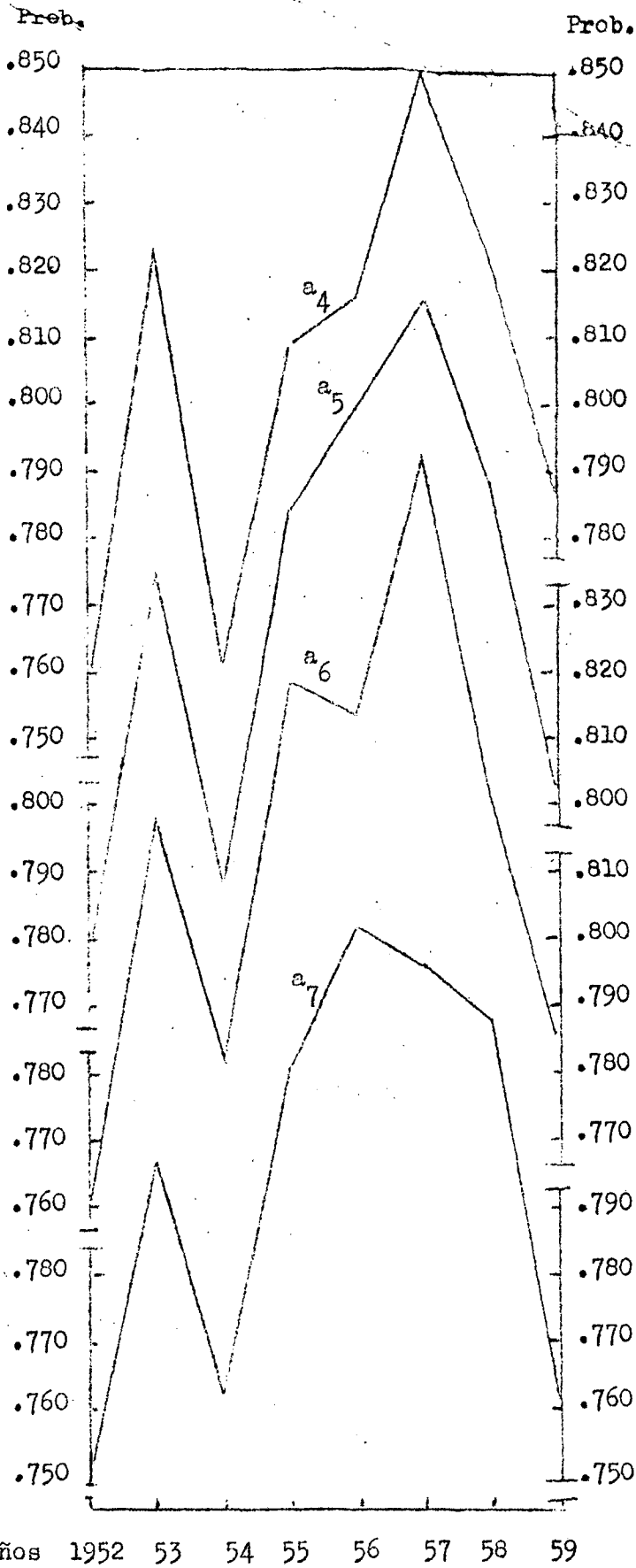
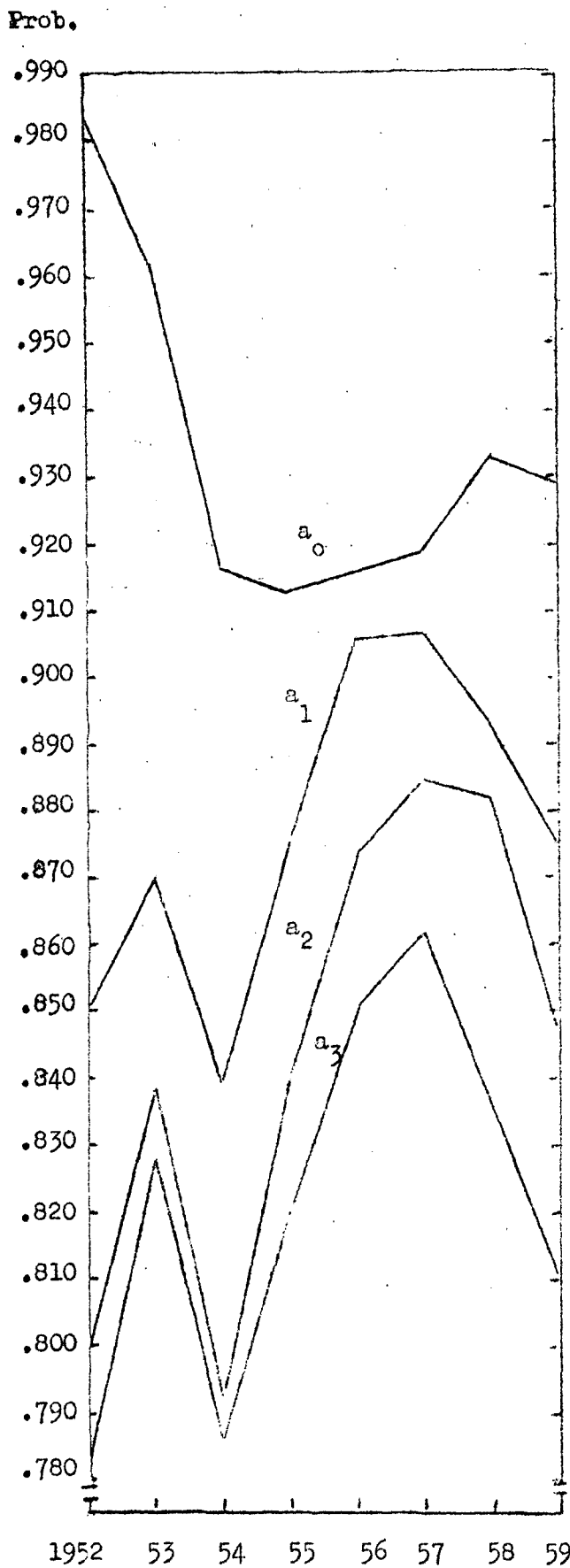
Entre 1952 y 1957, el aumento absoluto de las probabilidades de agrandamiento (multiplicado por mil) fue:

$\underline{a}_1$	$\underline{a}_2$	$\underline{a}_3$	$\underline{a}_4$	$\underline{a}_5$	$\underline{a}_6$	$\underline{a}_7$
58	86	80	94	100	113	81 <sup>a/</sup>

a/ Corresponde al período 1952-56.

Entre 1957 y 1959, la disminución de las probabilidades de agrandamiento (multiplicado por mil) fue:

CHILE: PROBABILIDADES DE AGRAVAMIENTO DE LA FAMILIA  
(A PARTIR DE NACIMIENTOS LEGÍTIMOS).



$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_6$	$a_7$
32	30	52	63	73	87	72 <sup>a/</sup>

a/ Corresponde al período 1956-59.

Se observa, tanto en el período de ascenso como en el de descenso, que las variaciones (ganancias o pérdidas) son aún más grandes a medida que aumenta el número de orden, con excepción de  $a_7$ . Esto parece revelar una mayor sensibilidad al aumento o al decrecimiento en las probabilidades de tener el hijo de rango  $j+1$  cuanto más grande es el número de hijos ya tenidos ( $j$  hijos), teniendo como límite  $j = 6$ . Para  $j = 7$  parece decaer esa sensibilidad o elasticidad.

b) Tasas de reproducción

De la combinación de las probabilidades de agrandamiento, según la fórmula ya dada (en la sección 2), se obtuvieron los resultados que figuran en el cuadro transcrito más abajo<sup>12/</sup> y al que se han agregado, con fines de comparación, las tasas clásicas de reproducción.

TASAS DE REPRODUCCION CALCULADAS A PARTIR DE LOS NACIMIENTOS LEGITIMOS

Año	$R'$	$R'_a$
1952	4.50	2.15
1953	4.66	2.43
1954	4.57	2.00
1955	4.83	2.32
1956	5.05	2.53
1957	5.00	2.65
1958	5.15	2.51
1959	5.07	2.24

$R'$  = Tasa clásica bruta de reproducción.  
 $R'_a$  = Tasa bruta de reproducción según el método de Henry.

<sup>12/</sup> Se incluyeron  $a_8$  y  $a_9$ , cuyos valores se supusieron iguales al de  $a_7$ .

Hacemos notar que las tasas clásicas de reproducción legítima se calcularon para mujeres de 15 años y más, por no haberse podido estimar las proporciones de casadas y no casadas de 13 y 14 años. Si éstas se hubieran tomado en cuenta, habrían aumentado las tasas de reproducción legítima.

Como puede verse en el cuadro anterior, las tasas brutas de reproducción legítima clásicas están muy por encima de las tasas obtenidas por el método de Henry. No es extraño que las dos series no sean similares ya que el significado de cada una es muy distinto. La tasa clásica mide la fecundidad de mujeres que se casan desde los quince años y no toma en consideración el hecho de que la mayoría de las mujeres se casan a edades más elevadas. Es precisamente por esta limitación, sobre todo para las mujeres casadas, que se ha optado por un método que toma en cuenta otros factores. Creemos que para la fecundidad legítima, un coeficiente como el Henry tiene un significado más preciso que la tasa clásica.

Finalmente, conviene destacar que dentro de cada secuencia los valores de esos índices suben hasta 1957-58 y luego decaen. Se ve que las diferencias entre esas cifras son más marcadas siguiendo el método aplicado en este trabajo que desarrollando el método clásico.

6. Comparación de los resultados obtenidos por la utilización de los coeficientes de la Rusia Subcarpática y de los de Santiago

Hemos visto anteriormente que los coeficientes  $j_n$  que indican la proporción en que se distribuyen los intervalos intergenésicos según el orden de los nacimientos, difieren bastante entre la Rusia Subcarpática y Santiago. Estos últimos parecen estar mucho más concentrados en los primeros intervalos que los de la Rusia Subcarpática. A pesar de esta divergencia, las probabilidades de agrandamiento calculadas con los coeficientes de Santiago y las tasas brutas de reproducción llegan a valores no muy diferentes, como puede apreciarse en el cuadro siguiente:

PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO, 1959<sup>a/</sup>  
(Por mil)

	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>	Tasa bruta de reproducción
Coefficientes de Rusia Subcarpática	793	844	820	800	814	791	767	1.77
Coefficientes de Santiago	797	846	810	792	794	773	759	1.73

a/ A partir del total de nacimientos.

Pensamos con esto que se justifica la afirmación de Henry en el sentido de que es posible usar en una población los coeficientes hallados para otra.

7. Comentario sobre la calidad de los datos básicos

Hicimos otro tipo de comprobación con los coeficientes de Santiago, pero esta vez de carácter general y que pudo haberse hecho con cualquier otra serie de coeficientes. Se trata de ver qué efecto tiene la calidad de los datos en el cálculo de las probabilidades.

Copiaremos del cuadro 8 del apéndice I los valores que se observan en 1953:

PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO, 1953<sup>a/</sup>  
(Por mil)

	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>	Tasa bruta de reproducción
Sin corregir el subregistro	755	838	838	847	858	835	824	1.82
Corregido el subregistro	725	805	805	812	825	803	792	1.57

a/ A partir del total de nacimientos.

Pueden apreciarse también diferencias bastante grandes en los años 1954, 1955 y 1956. Recuérdese que desde 1953 se corrigió el subregistro como si la integridad del registro fuera de 95 por ciento, mientras que el de los años anteriores se corrigió con distintas estimaciones del mismo. El efecto de todo esto se ha visto reflejado en los resultados. Se deduce de ello la gran importancia que tiene la calidad de los datos básicos.

#### 8. Consideraciones finales

Se ha examinado en el presente trabajo la aplicación de una técnica relativamente nueva en la medición de la fecundidad en Chile. Ella fue ideada por Louis Henry con el propósito de medir los cambios que pueden ocurrir en una población que esté sujeta a perturbaciones, como una guerra o transformaciones bruscas de tipo económico-social. La hemos utilizado por primera vez en la América Latina en un país que no presenta cambios bruscos en la fecundidad sino modificaciones paulatinas que caracterizan la entrada en el período de transición demográfica.

Este intento nos ha parecido provechoso y nos ha llevado a algunas conclusiones bien claras, aun cuando el material estadístico en que se basa no está exento de crítica.

Resumiendo estas conclusiones, podemos decir:

1. Cuando en una población se empieza a limitar los nacimientos es interesante saber si este fenómeno afecta igualmente a todas las parejas cualquiera que sea el número de hijos ya tenidos. En el caso de Chile, en el corto período examinado aquí, parece vislumbrarse el hecho de que la modificación en la fecundidad no afecta mucho a las mujeres que han tenido pocos hijos. En realidad, esta observación es común en un período de transición. Convendría analizarla en forma más detenida durante un período suficientemente largo para confirmar esta primera impresión. En la medida en que se confirme el fenómeno, podrá hablarse de un cambio en el comportamiento de las parejas.

2. La distinción de los nacimientos entre legítimos e ilegítimos y la aplicación a estos dos grupos del método de Henry, permiten llegar a la conclusión de que las mujeres no casadas parecen distribuirse en dos grupos:

las que han tenido un niño y que no parecen vivir en una "unión estable", y las que parecen vivir en "unión estable", cuya fecundidad es similar a las de las casadas y aun, ligeramente mayor por el hecho presunto de que pertenecen a un grupo socio-económico distinto.

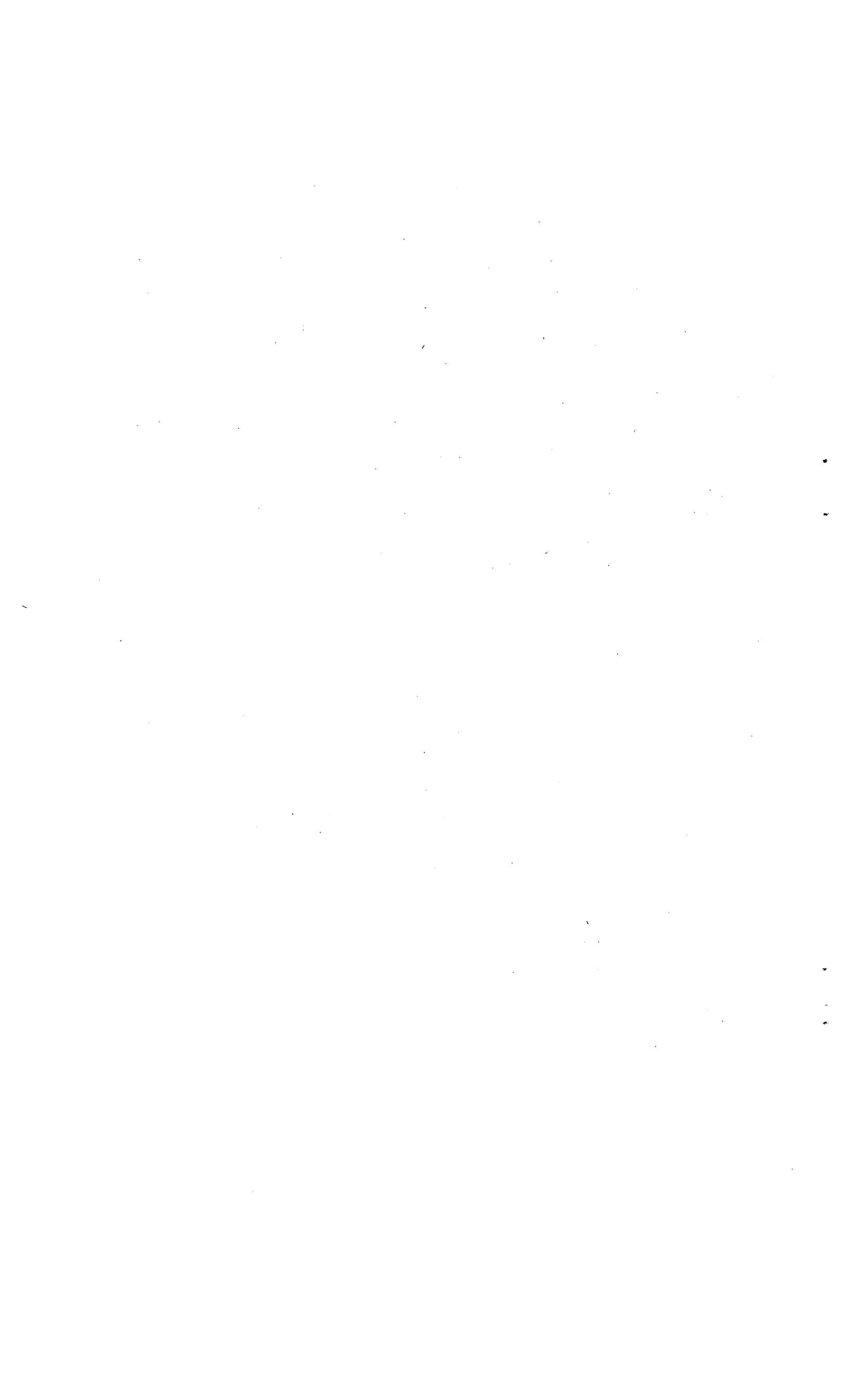
3. La tasa clásica bruta de reproducción para la fecundidad legítima conduce a resultados de significación limitada por el hecho de que no toma en consideración la edad al casarse.

Es absurdo suponer que cada mujer tuviese en término medio las tasas de fecundidad observadas para el conjunto de las mujeres casadas, desde los quince años, ya que una parte importante de ellas se casan a edad bastante mayor y su descendencia es menor de lo que indica la tasa clásica bruta de reproducción. El índice de Henry, que se basa en un punto de vista completamente distinto, no presenta tal inconveniente.

En vista del interés que presenta un análisis de este tipo, creemos conveniente que se mejoren los datos básicos que sirven para su aplicación, en particular las cifras de los nacimientos según el orden, que hasta ahora se han publicado sin que se les utilizara concretamente y cuya calidad, por lo tanto, no ha podido ser apreciada.

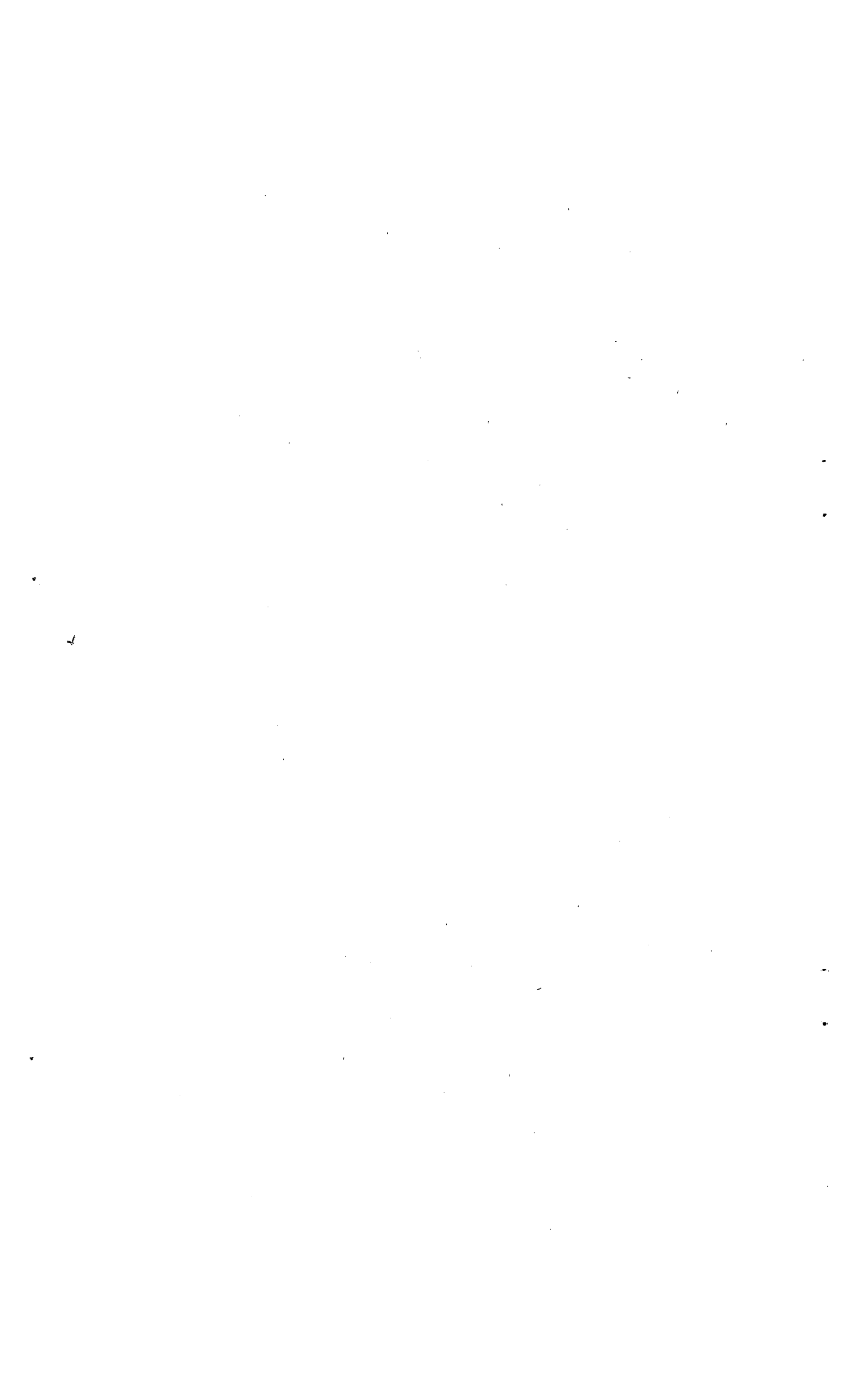
Es necesario también contar con tabulaciones de nacimientos de primogénitos según la duración del matrimonio, para poder hacer con precisión el cálculo de la probabilidad  $\underline{a}_0$ , tan sensible a las variaciones de esa duración y que tanto peso tiene en el cálculo de la tasa bruta de reproducción; y con tabulaciones de nacimientos según el orden y el intervalo intergenésico, para conocer en particular la verdadera distribución de los nacimientos según el intervalo, que es tan sugerente en cuanto a las costumbres en materia de fecundidad.





APENDICE I

INFORMACION UTILIZADA Y DETALLE DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS



CUADRO 1

CHILE: NACIMIENTOS REGISTRADOS SEGUN EL ORDEN DE NACIMIENTO<sup>A/</sup>

AÑO	ORDEN							
	1	2	3	4	5	6	7	8
<u>NACIMIENTOS TOTALES</u>								
1943	51 605	32 581	24 155	17 898	12 910	9 767	7 210	
1944	50 940	33 202	24 438	18 206	13 470	10 197	7 534	
1945	53 754	32 611	25 074	18 427	13 706	10 378	7 671	
1946	50 943	33 533	24 703	18 704	13 567	10 286	7 614	
1947	58 404	36 268	25 504	19 120	14 089	10 664	7 877	
1948	53 489	35 958	26 991	20 120	14 979	11 353	8 401	
1949	53 640	36 626	26 963	20 263	14 894	11 285	8 349	
1950	53 059	36 348	27 144	20 035	14 751	11 183	8 278	
1951	53 628	37 644	27 406	20 311	15 040	11 401	8 438	
1952	54 522	38 111	28 541	20 869	15 125	11 533	8 479	6 190
1953	55 890	40 876	31 417	23 332	17 325	12 992	9 590	6 951
1954	55 345	40 355	30 816	23 204	16 858	12 769	9 544	6 916
1955	56 335	43 231	33 803	25 317	18 663	14 362	10 676	7 713
1956	58 655	45 538	35 804	27 156	19 585	15 130	11 029	8 219
1957	59 559	47 386	37 934	28 966	21 505	16 220	12 203	8 672
1958	57 916	46 589	38 925	29 547	21 974	16 520	12 218	9 038
1959	58 690	46 274	38 627	30 030	22 248	16 678	12 319	8 914
<u>LEGÍTIMOS</u>								
1943	29 780	25 045	19 790	15 489	11 529	8 040	6 635	
1944	29 412	25 684	20 288	15 737	12 097	8 276	6 962	
1945	29 978	25 145	20 311	15 935	12 349	9 468	7 106	
1946	28 732	26 440	21 034	16 544	12 350	9 470	7 107	
1947	36 493	28 621	21 599	16 769	12 636	9 689	7 272	
1948	31 877	28 629	23 013	17 896	13 599	10 427	7 826	
1949	31 699	29 089	22 954	17 959	13 496	10 348	7 767	
1950	32 370	29 016	23 079	17 694	13 421	10 291	7 724	
1951	33 223	30 263	23 684	18 020	13 670	10 482	7 867	
1952	34 120	31 129	24 627	18 655	13 791	10 646	7 945	5 879
1953	36 402	33 786	27 587	21 063	15 905	12 086	9 053	6 608
1954	36 406	33 373	26 968	20 819	15 270	11 760	8 903	6 501
1955	37 750	35 634	29 492	22 672	16 990	13 139	9 970	7 223
1956	39 379	37 921	31 477	24 397	17 859	13 919	10 303	7 737
1957	39 051	39 204	33 228	25 999	19 596	14 909	11 390	8 151
1958	38 613	39 243	34 537	26 694	20 170	15 337	11 394	8 547
1959	38 194	38 477	34 017	27 066	20 270	15 378	11 471	8 368
<u>ILEGÍTIMOS</u>								
1943	21 825	7 536	4 365	2 409	1 381	927	575	
1944	21 528	7 518	4 150	2 469	1 373	921	572	
1945	23 776	7 466	4 163	2 492	1 357	910	565	
1946	22 211	7 093	3 669	2 160	1 217	816	507	
1947	21 911	7 647	3 905	2 351	1 453	975	605	
1948	21 612	7 329	3 978	2 224	1 380	926	575	
1949	21 941	7 537	4 009	2 304	1 398	937	582	
1950	20 689	7 332	4 065	2 341	1 330	892	554	
1951	20 405	7 381	3 722	2 291	1 370	919	571	
1952	20 402	6 982	3 914	2 214	1 334	887	534	311
1953	19 488	7 090	3 830	2 263	1 420	906	537	343
1954	18 939	6 982	3 848	2 385	1 588	1 009	643	415
1955	18 585	7 597	4 311	2 645	1 673	1 223	706	490
1956	19 276	7 617	4 327	2 759	1 726	1 211	726	482
1957	20 508	8 182	4 706	2 967	1 909	1 311	813	521
1958	19 303	7 346	4 388	2 853	1 804	1 183	824	491
1959	20 496	7 797	4 610	2 964	1 978	1 300	848	546

CUADRO 1 (CONTINUACIÓN)

A/ TODOS LOS DATOS SE HAN EXTRAÍDO DE LA REVISTA DEMOGRAFÍA, DE LA DIRECCIÓN DE ESTADÍSTICA Y CENSOS DE CHILE, DE LOS AÑOS RESPECTIVOS, CON EXCEPCIÓN DE LOS CORRESPONDIENTES A 1958 Y 1959, QUE FUERON DADOS AL AUTOR POR EL JEFE DE LA SECCIÓN DEMOGRAFÍA, DE DICHA DIRECCIÓN. NO SE DAN LOS NACIMIENTOS DE ORDEN SUPERIOR AL SÉPTIMO HASTA 1951 NI LOS DE ORDEN SUPERIOR AL OCTAVO DESDE 1952 EN ADELANTE, POR NO SER NECESARIOS PARA ESTE MÉTODO.

LOS NACIMIENTOS DE ORDEN DESCONOCIDO SE DISTRIBUYERON PROPORCIONALMENTE ENTRE LOS DE ORDEN CONOCIDO.

LOS NACIMIENTOS DE ORDEN 5 AL 9, ENTRE LOS AÑOS 1943 Y 1951, ESTÁN TABULADOS EN UN SÓLO GRUPO, DISTINGUIÉNDOSE ENTRE LEGÍTIMOS E ILEGÍTIMOS. SE DAN A CONTINUACIÓN:

<u>AÑO</u>	<u>LEGÍTIMOS</u>	<u>ILEGÍTIMOS</u>	<u>AÑO</u>	<u>LEGÍTIMOS</u>	<u>ILEGÍTIMOS</u>
1943	35 356	3 492	1948	41 703	3 489
1944	37 098	3 472	1949	41 387	3 533
1945	37 867	3 430	1950	41 158	3 362
1946	37 819	3 077	1951	41 922	3 463
1947	38 750	3 674			

SE DISTRIBUYERON EN ÓRDENES SIMPLES APLICANDO PORCENTAJES MEDIOS DE LOS NACIMIENTOS DEL ORDEN 5 AL 9 DE LOS AÑOS 1952 A 1959, SEGÚN LEGÍTIMOS E ILEGÍTIMOS. POR SUMA DE ÉSTOS SE OBTUVIERON LOS TOTALES POR ORDEN. LOS PORCENTAJES FUERON:

<u>ORDEN</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	<u>5-9</u>
LEGÍTIMOS	32 609	25 004	18 766	13 770	9 851	100 000
ILEGÍTIMOS	39 553	26 530	16 479	10 495	6 943	100 000

CUADRO 2

CHILE: NACIMIENTOS CORREGIDOS, SEGUN EL ORDEN DE NACIMIENTO<sup>A</sup>

	ORDEN							
	1	2	3	4	5	6	7	8
<b>NACIMIENTOS TOTALES</b>								
1943	58 544	36 962	27 409	20 305	14 546	11 081	8 179	
1944	57 759	37 646	27 710	20 644	15 273	11 562	8 543	
1945	60 498	36 702	28 219	20 739	15 425	11 680	8 633	
1946	59 228	38 987	28 721	21 746	15 774	11 959	8 852	
1947	64 767	40 219	28 282	21 203	15 624	11 826	8 735	
1948	58 375	39 242	29 456	21 958	16 347	12 390	9 169	
1949	58 410	39 803	29 361	22 065	16 218	12 288	9 092	
1950	58 203	39 872	29 776	21 978	16 181	12 267	9 081	
1951	58 803	41 276	30 050	22 271	16 491	12 501	9 252	
1952	59 871	41 650	31 341	22 916	16 609	12 664	9 310	6 792
1953	58 841	43 036	33 077	24 564	18 240	13 679	10 096	7 319
1954	58 261	42 403	32 441	24 427	17 746	13 441	10 050	7 279
1955	59 316	45 521	35 593	26 659	19 652	15 124	11 242	8 115
1956	61 747	47 938	37 690	28 586	20 617	15 926	11 610	8 651
1957	62 693	49 801	39 932	30 491	22 636	17 075	12 846	9 128
1958	61 004	49 059	40 988	31 111	23 137	17 393	12 864	9 514
1959	61 779	48 709	40 661	31 512	23 418	17 556	12 968	9 379
<b>LEGÍTIMOS</b>								
1943	33 784	28 413	22 451	17 572	13 079	10 029	7 527	
1944	33 349	29 122	23 004	17 844	13 716	10 518	7 894	
1945	33 739	28 299	23 534	17 934	13 898	10 656	7 997	
1946	33 405	30 740	24 455	19 235	14 359	11 010	8 263	
1947	40 469	31 739	23 952	18 596	14 013	10 745	8 064	
1948	34 789	31 244	25 115	19 531	14 841	11 379	8 541	
1949	34 518	31 676	25 995	19 556	14 696	11 268	8 458	
1950	35 508	31 829	25 317	19 410	14 722	11 289	8 473	
1951	36 429	33 183	25 969	19 759	14 989	11 493	8 626	
1952	37 467	34 183	27 043	20 485	15 144	11 690	8 724	6 456
1953	30 325	35 572	29 045	22 182	16 745	12 725	9 531	6 958
1954	38 325	35 133	28 390	21 916	16 075	12 379	9 373	6 843
1955	39 752	37 524	31 055	23 875	17 890	13 836	10 499	7 603
1956	41 453	39 919	33 134	25 681	18 800	14 651	10 846	8 144
1957	41 106	41 268	34 978	27 368	20 626	15 695	11 990	8 580
1958	40 651	41 314	36 361	28 103	21 235	16 146	11 995	8 997
1959	40 204	40 501	35 808	28 492	21 336	16 187	12 075	8 808
<b>ILEGÍTIMOS</b>								
1943	24 760	8 549	4 952	2 733	1 567	1 052	652	
1944	24 410	8 524	4 706	2 800	1 557	1 044	649	
1945	26 759	8 403	4 685	2 805	1 527	1 024	636	
1946	25 823	8 247	4 266	2 511	1 415	949	589	
1947	24 298	8 480	4 330	2 607	1 611	1 081	671	
1948	23 586	7 998	4 341	2 427	1 506	1 011	628	
1949	23 892	8 207	4 366	2 509	1 522	1 020	634	
1950	22 695	8 043	4 459	2 568	1 459	978	608	
1951	22 374	8 093	4 081	2 512	1 502	1 008	626	
1952	22 404	7 667	4 298	2 431	1 465	974	586	342
1953	20 516	7 464	4 092	2 382	1 493	954	565	361
1954	19 936	7 350	4 051	2 511	1 671	1 062	677	436
1955	19 564	7 997	4 538	2 784	1 762	1 288	743	512
1956	20 294	8 019	4 556	2 905	1 817	1 273	764	507
1957	21 587	8 613	4 954	3 123	2 010	1 380	856	548
1958	20 353	7 745	4 627	3 008	1 902	1 247	869	517
1959	21 575	8 208	4 853	3 120	2 082	1 369	893	571

CUADRO 2 (CONTINUACIÓN)

A/ LOS NACIMIENTOS REGISTRADOS SE CORRIGIERON SEGÚN LAS PROPORCIONES ESTABLECIDAS EN LA REVISTA DEMOGRAFÍA DE 1957 (PÁGINA 20) PARA LA ESTIMACIÓN DE LOS NACIDOS VIVOS A PARTIR DE LAS INSCRIPCIONES DE MENORES DE DOS AÑOS, EXCEPTO LOS DE 1952, QUE SE CORRIGIERON SEGÚN LA PROPORCIÓN DE 1951. DICHAS PROPORCIONES RESULTAN DE RELACIONAR LOS SIGUIENTES DATOS, TOMADOS DE LA FUENTE MENCIONADA:

<u>AÑO</u>	<u>NACIDOS VIVOS (ESTIMACIÓN)</u>	<u>INSCRIPCIONES DE MENORES DE 2 AÑOS</u>
1943	195 136	172 095
1944	198 273	174 864
1945	200 659	178 292
1946	204 259	175 685
1947	207 139	186 784
1948	206 520	189 236
1949	206 591	189 719
1950	206 582	188 323
1951	209 794	191 332
1952	205 758	195 470
1953	222 956	211 808
1954	220 968	209 920
1955	237 213	225 352
1956	249 756	237 268
1957	262 746	249 609

Cuadro 3

CHILE: DETERMINACION DE LA PROPORCION DE MUJERES CASADAS  
RESPECTO DEL TOTAL DE MUJERES, POR GRUPOS DE EDAD,  
1952

Grupos de edad	Total de mujeres	Mujeres casadas	Porcentajes
15 - 19	290 913	22 689	7.80
20 - 24	298 744	111 612	37.36
25 - 29	234 270	136 177	58.13
30 - 34	195 026	130 327	66.83
35 - 39	197 132	135 462	68.71
40 - 44	158 806	105 891	66.68
45 - 49	133 116	84 065	63.15
50 - 54	116 250	65 776	56.58

Fuente: Censo del 24 de abril de 1952. No hay datos sobre el estado conyugal de los menores de 15 años.



Cuadro 4

CHILE: POBLACION FEMENINA, POR GRUPOS DE EDAD Y ESTADO CONYUGAL,  
1952-1959  
(En miles)

Grupos de edad	Año							
	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959
<u>Total de mujeres</u>								
13 - 14	132.0	135.1	138.3	141.8	145.2	148.8	152.4	156.3
15 - 19	315.7	317.7	320.8	325.0	330.2	336.5	344.3	353.7
20 - 24	290.8	294.4	298.0	301.8	305.7	309.7	313.4	316.7
25 - 29	243.2	253.1	262.2	270.5	277.8	284.3	289.5	293.3
30 - 34	210.0	214.4	219.4	224.9	230.9	237.5	245.2	254.3
35 - 39	194.6	195.2	196.5	198.5	201.2	204.6	208.8	213.8
40 - 44	161.8	168.5	174.5	179.8	184.5	188.6	191.5	192.9
45 - 49	136.0	139.3	142.9	146.8	151.0	155.4	160.5	166.4
50 - 54	109.1	113.0	116.9	120.8	124.6	128.5	132.2	135.7
<u>Mujeres casadas</u>								
15 - 19	24.6	24.8	25.0	25.4	25.8	26.2	26.9	27.6
20 - 24	108.7	110.0	111.3	112.8	114.2	115.7	117.1	118.3
25 - 29	141.3	147.1	152.4	157.2	161.5	165.3	168.3	170.5
30 - 34	140.3	143.3	146.6	150.3	154.3	158.7	163.9	169.9
35 - 39	133.7	134.1	135.0	136.4	138.2	140.6	143.5	146.9
40 - 44	107.9	112.4	116.4	120.0	123.0	125.8	127.7	128.6
45 - 49	85.9	88.0	90.2	92.7	95.4	98.1	101.4	105.1
50 - 54	61.7	63.9	66.1	68.3	70.5	72.7	74.8	76.8
<u>Mujeres no casadas</u>								
15 - 19	291.1	292.9	295.8	299.6	304.4	310.3	317.4	326.1
20 - 24	182.2	184.4	186.7	189.0	191.5	194.0	196.3	198.4
25 - 29	101.8	106.0	109.8	113.3	116.3	119.0	121.2	122.8
30 - 34	69.7	71.1	72.8	74.6	76.6	78.8	81.3	84.3
35 - 39	60.9	61.1	61.5	62.1	63.0	64.0	65.3	66.9
40 - 44	53.9	56.1	58.1	59.8	61.5	62.8	63.8	64.3
45 - 49	50.1	51.3	52.7	54.1	55.6	57.3	59.1	61.3
50 - 54	47.4	49.1	50.8	52.5	54.1	55.8	57.4	58.9

Fuente: Para el total de mujeres, el cuadro 12, primera proyección, del trabajo de los ex-becarios del Centro Latinoamericano de Demografía, Héctor Gutiérrez R. y Julio Morales V., titulado Proyección de la población de Chile, por sexos y grupos de edad, 1952-1982. Los valores entre 1952 y 1957 fueron interpolados según una parábola de 2° grado. Para los años 1958 y 1959 se hallaron los valores por interpolación usando los multiplicadores de Karup-King. Las edades de 13 y 14 años se hallaron a partir del grupo de 10 a 14 usando multiplicadores de Greville.

Al total de mujeres por grupos de edad se le aplicó la serie de porcentajes de mujeres casadas del cuadro 3, calculado por nosotros para obtener el número de mujeres casadas por grupos de edad, y por diferencia entre el número total y el de casadas se obtuvo el de no casadas.

Cuadro 5

CHILE: NACIDOS VIVOS, SEGUN EDAD DE LA MADRE Y LEGITIMIDAD, 1952-1959

Grupo de edades	Año							
	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959
<u>Total de nacimientos</u>								
13 - 14	526	586	547	611	563	509	508	637
15 - 19	22 293	22 274	22 562	24 326	26 272	27 683	27 821	28 436
20 - 24	61 485	61 477	60 986	62 257	64 105	66 877	66 440	67 497
25 - 29	52 966	57 024	57 649	64 452	69 782	72 722	71 366	70 299
30 - 34	37 757	39 669	39 703	43 038	45 507	49 217	51 024	54 399
35 - 39	26 449	27 531	25 820	27 773	28 641	30 418	30 963	31 405
40 - 44	10 732	11 868	11 379	12 215	12 333	12 678	12 694	12 567
45 - 49	1 915	2 019	1 875	2 083	2 106	2 163	2 133	1 960
50 - 54	523	508	442	458	447	479	469	365
<u>Legítimos</u>								
13 - 14	350	369	317	394	352	292	284	389
15 - 19	14 583	15 025	15 301	16 776	18 428	19 240	19 628	19 621
20 - 24	48 164	49 539	49 190	50 641	52 434	54 478	55 042	55 376
25 - 29	44 259	48 718	49 216	55 342	60 052	62 507	62 084	60 858
30 - 34	32 393	34 312	34 320	37 193	39 758	42 788	44 678	47 232
35 - 39	22 649	23 891	22 168	23 993	24 681	26 141	26 906	27 058
40 - 44	9 366	10 541	10 010	10 660	10 814	11 078	11 312	11 010
45 - 49	1 667	1 789	1 621	1 816	1 857	1 874	1 879	1 742
50 - 54	428	453	385	387	393	404	399	318
<u>Illegítimos</u>								
13 - 14	176	217	230	217	211	217	224	248
15 - 19	7 710	7 249	7 261	7 550	7 844	8 443	8 193	8 815
20 - 24	13 321	11 938	11 796	11 616	11 671	12 399	11 398	12 121
25 - 29	8 707	8 306	8 433	9 110	9 730	10 215	9 282	9 441
30 - 34	5 364	5 357	5 388	5 345	5 749	6 429	6 346	7 167
35 - 39	3 800	3 640	3 652	3 780	3 960	4 277	4 057	4 347
40 - 44	1 366	1 327	1 359	1 555	1 519	1 600	1 382	1 557
45 - 49	248	230	254	267	249	289	254	218
50 - 54	95	55	57	71	54	75	70	47

Fuente: Revista Demografía de la Dirección de Estadística y Censos de Chile. Las cifras están corregidas en las mismas proporciones que los nacimientos según el orden.

Cuadro 6

CHILE: PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO DE LA FAMILIA <sup>a/</sup>

(Por mil.)

Año	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>
<u>A partir del total de nacimientos</u>								
1952	-	712	783	774	755	780	757	745
1953	-	729	811	815	819	833	811	794
1954	-	718	780	787	775	799	789	771
1955	-	773	842	833	828	867	851	828
1956	-	814	875	867	837	880	847	846
1957	-	835	893	881	871	896	883	840
1958	-	805	876	848	835	857	829	824
1959	-	793	844	820	800	814	791	767
<u>A partir de los nacimientos legítimos</u>								
1952	984	849	799	782	756	776	759	751
1953	961	870	838	828	823	835	818	797
1954	917	839	792	786	761	788	781	762
1955	913	875	840	820	809	844	838	811
1956	916	906	873	850	816	859	833	832
1957	919	907	885	862	850	876	872	826
1958	933	893	882	836	823	848	821	818
1959	929	875	847	810	787	803	785	760
<u>A partir de los nacimientos ilegítimos</u>								
1952	-	414	692	715	745	832	727	671
1953	-	412	661	717	774	816	711	728
1954	-	425	707	800	934	951	914	946
1955	-	499	859	962	(1 084)	(1 227)	(1 109)	(1 180)
1956	-	539	889	(1 040)	(1 129)	(1 205)	(1 109)	(1 134)
1957	-	602	950	(1 118)	(1 157)	(1 218)	(1 079)	(1 139)
1958	-	526	836	978	983	994	964	940
1959	-	541	823	925	955	967	886	884

a/ Se ha corregido la influencia de las parejas que legitiman hijos al contraer nupcias.

Cuadro 7

CHILE: PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO DE LA FAMILIA <sup>a/</sup>  
(Por mil)

Año	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>
<u>A partir del total de nacimientos</u>								
1952	-	712	783	774	755	780	757	745
1953	-	729	811	815	819	833	811	794
1954	-	718	780	787	775	799	789	771
1955	-	773	842	833	828	867	851	828
1956	-	814	875	867	837	830	847	846
1957	-	835	893	881	871	896	883	840
1958	-	805	876	848	835	857	829	824
1959	-	793	844	820	800	814	791	767
<u>A partir de los nacimientos legítimos</u>								
1952	802	959	847	811	778	793	772	760
1953	772	979	887	858	847	852	832	808
1954	723	946	841	817	786	807	798	774
1955	716	993	896	857	840	869	860	827
1956	714	(1 037)	934	891	850	868	858	850
1957	726	(1 043)	947	905	884	905	897	845
1958	751	(1 027)	939	874	853	873	841	834
1959	-	997	894	841	810	822	800	772
<u>A partir de los nacimientos ilegítimos</u>								
1952	-	332	530	559	578	652	585	551
1953	-	329	503	558	595	642	568	589
1954	-	333	519	597	679	713	687	727
1955	-	378	596	671	719	843	747	842
1956	-	393	599	695	719	790	719	774
1957	-	426	635	717	749	807	727	771
1958	-	376	575	661	669	692	693	678
1959	-	394	595	666	702	725	689	701

a/ No se ha corregido la influencia de las parejas que legitiman hijos al contraer nupcias.

Cuadro 8

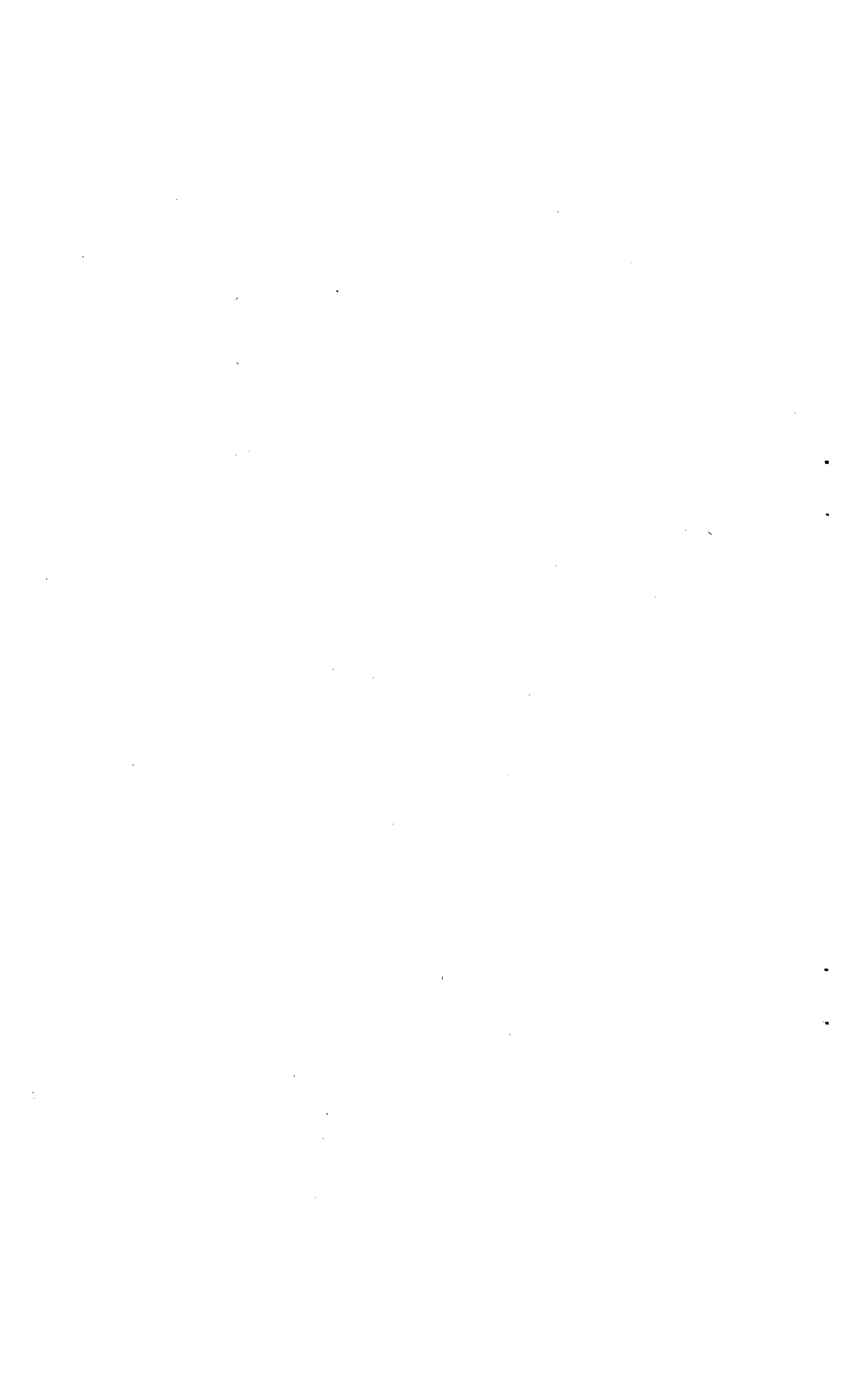
CHILE: PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO DE LA FAMILIA  
CALCULADAS CON LOS COEFICIENTES DE PONDERACION HALLADOS  
PARA SANTIAGO, A PARTIR DEL TOTAL DE NACIMIENTOS

(Por mil)

Año	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>
(Sin corregir el sub-registro)							
1952	712	777	771	755	777	752	744
1953	755	838	838	847	858	835	824
1954	734	791	792	780	790	780	771
1955	784	851	838	830	863	848	832
1956	816	864	852	824	859	814	823
1957	828	875	859	851	864	846	826
1958	802	865	832	819	825	798	800
1959	800	848	813	795	796	774	761
(Corregido el sub-registro)							
1952	711	776	770	754	777	752	743
1953	725	805	805	812	825	803	792
1954	719	774	774	761	775	766	755
1955	774	841	828	816	855	841	822
1956	808	858	849	820	854	811	819
1957	825	872	856	848	862	845	824
1958	799	863	830	816	823	797	798
1959	797	846	810	792	794	773	759

APENDICE II

METODO PARA ANULAR EL EFECTO DE LOS MATRIMONIOS QUE LEGITIMAN  
HIJOS EN EL CALCULO DE LAS PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO  
DE LA FAMILIA LEGITIMA E ILEGITIMA



Expondremos aquí las razones que llevaron a modificar las cifras de matrimonios y de nacimientos legítimos e ilegítimos para el cálculo de las probabilidades de agrandamiento, y el método adoptado, el cual conduce sólo a una primera aproximación.

Veamos primero el cálculo de la probabilidad  $a_0$ .

Según se dijo en la sección 2 de este trabajo se usó la fórmula

$$a_j = \frac{N_{j+1}}{\sum \alpha_{j,n} N_{j,n}}$$

reemplazando en la sumatoria los  $N_{j,n}$  por los matrimonios ocurridos en los  $n$  años y usando los coeficientes de Australia de 1910.

Tomando las cifras totales de matrimonios, tenemos la siguiente serie de probabilidades entre 1952 y 1958:

802    772    723    716    714    726    751 (por mil)

Pero observemos que del total de matrimonios anuales, una parte se compone de parejas que legitimaron hijos al contraer nupcias. Estos matrimonios no darán lugar, en consecuencia, a nacimientos de primogénitos legítimos por tener ya por lo menos un hijo. Es lógico pensar entonces que debemos deducir del total la cantidad de estos matrimonios. Resulta así la siguiente serie para los mismos años:

984    961    917    913    916    919    933 (por mil)

que, como se ve, es muy distinta de la anterior y presenta valores más acordes con la realidad.

Pasemos ahora al cálculo de las probabilidades  $a_1$ ,  $a_2$ , etc.

Veamos nuevamente las parejas que legitiman hijos al contraer nupcias. Las estadísticas de que disponemos solamente vinculan esta característica con el número de hijos legitimados, de modo tal que no los



tenemos por orden de nacimiento. Para obviar este inconveniente haremos varios supuestos cómodos, que en nuestro concepto no intrducen mayor error.

Supondremos:

1. que el último nacimiento del total que legitiman las parejas ocurrió en el mismo año del casamiento, y
2. que el número de hijos legitimados es el total de hijos tenidos por las parejas.

Examinemos brevemente estos supuestos:

El primero no se considera muy aventurado, porque parece probable que sea un nacimiento lo que decida a una pareja a casarse.

El segundo es el más débil por cuanto la mortalidad en los primeros años de vida es alta y esto haría faltar efectivos en los rangos intermedios. Este supuesto tiende por consecuencia a disminuir las probabilidades de agrandamiento para los legítimos y a aumentarlas para los ilegítimos.

Al formular los supuestos estamos diciendo que quien legitima, por ejemplo, tres hijos, legitima el tercero y éste ha nacido en el año del matrimonio.

Ahora bien, es obvio que los nacimientos legítimos de orden  $j+1$  provienen de madres que tuvieron el hijo de rango  $j$  legítimo, más las que legitimaron  $j$  hijos al casarse.

Entonces, en la fórmula antes expuesta deberíamos incrementar la sumatoria del denominador en la cantidad de esas madres que legitimaron uno. Para determinar esa cantidad se calculó una media ponderada de las legitimaciones de cada rango entre el año de referencia y los años anteriores, utilizando los mismos coeficientes que sirvieron para el cálculo original, o sea, los de la Rusia Subcarpática.

La misma corrección se hizo para los órdenes sucesivos.

En el cuadro que se da a continuación figuran los datos básicos utilizados.

Con respecto a los hijos ilegítimos, en cambio, los nacimientos de orden  $j+1$  provienen de madres que tuvieron el hijo de rango  $j$ , menos aquellas que después de tenerlo, se casaron. En este caso, al denominador de la relación se le resta esa cantidad.

CHILE: TOTAL DE MATRIMONIOS, MATRIMONIOS QUE NO LEGITIMARON HIJOS  
Y MATRIMONIOS QUE LEGITIMARON HIJOS AL CONTRAER NUPCIAS,  
SEGUN EL NUMERO DE LOS HIJOS LEGITIMADOS, 1943-1958

Año	Total de matrimonios	Matrimonios que no legitimaron hijos	Matrimonios que legitimaron hijos	Número de matrimonios que legitimaron <u>n</u> hijos						
				n = 1	n = 2	n = 3	n = 4	n = 5	n = 6	n = 7
1943	43 004	30 769	12 235	7 137	2 177	1 244	666	449	251	146
1944	43 358	35 039	8 319	4 869	2 034	1 071	568	299	224	124
1945	42 488	33 572	8 916	4 719	1 895	1 003	572	285	198	117
1946	42 594	34 294	8 270	4 433	1 747	937	487	270	189	90
1947	45 284	36 027	9 257	4 753	1 980	1 133	572	346	212	127
1948	46 414	37 062	9 352	4 730	2 020	1 088	647	381	229	130
1949	46 260	37 484	8 776	4 515	1 872	951	591	357	212	122
1950	46 001	37 245	8 756	4 654	1 949	927	531	310	177	94
1951	46 195	37 706	8 489	4 462	1 806	880	575	281	177	114
1952	48 327	39 465	8 862	4 607	1 954	981	595	331	233	135
1953	54 354	42 340	12 014	5 290	2 711	1 567	1 052	597	410	193
1954	54 563	43 062	11 501	5 498	2 390	1 285	905	588	397	212
1955	59 929	46 335	13 594	6 444	2 877	1 688	1 030	627	418	277
1956	58 470	45 744	12 726	6 144	2 620	1 581	967	582	372	228
1957	53 783	43 503	10 280	5 462	2 014	1 181	692	419	228	139
1958	52 803	42 924	9 879	5 437	2 040	1 049	585	342	204	107

