

ESTIMACION DE LA FECUNDIDAD MEDIANTE EL  
METODO DE HIJOS PROPIOS. APLICACION A  
DATOS DE LA ARGENTINA DE 1895

*Carmen Arretx*  
*Rolando Mellafe*  
*Jorge L. Somoza*  
(CELADE)

FERTILITY ESTIMATION USING THE "OWN  
CHILDREN" METHOD: AN APPLICATION TO DATA  
FROM ARGENTINA FOR THE YEAR 1895

SUMMARY

This paper presents the derivation of a fertility estimate for Argentina based on the information collected by the national population census, taken in 1895. The procedure used, the own-children method, utilizes information on the population below 15 years of age and the female population aged 15 to 64.

A fertility estimate, prepared in 1967, was available for Argentina, based on the information on children ever born by ever married women gathered in the same population census. The estimated Total Fertility Rate (TFR) was 6 children, i.e., 6 children per woman.

The own-children method offered the possibility of revising that estimate on fertility starting from independent information that could presumably be more reliable than the one used previously. The result in terms of TFR is 7 children per woman, with an age distribution of fertility rates quite different from the existing one. The revised estimate on fertility also determines an upward revision of the rates of natural growth.

## I. ANTECEDENTES

Existe una estimación de la fecundidad de la población de la Argentina, elaborada en 1967 <sup>1/</sup>, que se basó en la información recogida en el censo nacional de 1895 sobre el número de hijos tenidos por las mujeres alguna vez casadas.

El método utilizado en aquella ocasión para derivar la estimación de las tasas de fecundidad según la edad, se apoyó en el promedio de hijos tenidos calculado para mujeres en diferentes grupos de edades. Aceptando como válidos los valores observados más altos, que correspondían a la población nacida en el exterior, se trazó una curva representativa de la fecundidad acumulada. De ella, mediante procedimientos frecuentemente utilizados en demografía, se dedujeron las tasas anuales de fecundidad según la edad.

El análisis se apoyó en los puntos más altos observados del promedio de hijos tenidos según la edad, por dos motivos: (a) era razonable suponer que los datos censales subestimaban la fecundidad de la población total porque el censo limitó la pregunta sobre hijos tenidos a las mujeres alguna vez casadas, dejando fuera de la investigación a las madres solteras que contribuían con una fracción importante del total de los nacimientos, y (b) era de esperar que en el censo se hubiera producido uno de los errores más frecuentes que se presentan, aun en encuestas que se realizan en la actualidad: la omisión de algunos niños en la declaración, por diferentes razones.

La estimación anterior, que se sintetiza en un valor de la tasa global de fecundidad (TGF) de 6 niños por mujer, se apoyó en una base estadística pobre. La estructura por edades de las tasas derivada de esa información de dudosa calidad, debe también merecer reservas, como se reconoce en el documento mencionado.

El método de los "hijos propios" para estimar la fecundidad, que se describe más adelante, ofrecía la posibilidad de elaborar una nueva estimación. Esta posibilidad se concretó gracias a los programas de computación recientemente disponibles en el Banco de Datos del CELADE, facilitados por el East-West Population Institute (EWPI), y a la colaboración del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) de la Argentina, que facilitó al CELADE una copia de los datos básicos de la muestra del censo de población de 1895. <sup>2/</sup>

---

<sup>1/</sup> Somoza, Jorge L.: "Nivel y diferenciales de la fecundidad en la Argentina en el siglo XIX", *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, Número 3, Parte 2, julio de 1968.

<sup>2/</sup> Somoza, Jorge L. y Lattes, Alfredo E.: *Muestras de los dos primeros censos nacionales de población, 1869 y 1895*. Documento de trabajo, Instituto Torcuato Di Tella, Centro de Investigaciones Sociales, No 46, Buenos Aires, diciembre de 1967.

De la aplicación del citado método resulta una estimación de la fecundidad más alta que la existente, una *TGF* de 7 en lugar de 6, y una estructura por edades de las tasas también muy diferente a la obtenida antes. Los nuevos resultados merecen más confianza. Ellos modifican la imagen que se tenía de la fecundidad argentina hacia fines del siglo pasado y, consecuentemente, cambian también las estimaciones existentes sobre la tasa de crecimiento natural de la población. En el plano metodológico, tanto el procedimiento de hijos propios, como los programas de computación elaborados por Julio Ortúzar (CELADE) a fin de aplicarlos a los datos del censo de la Argentina, probaron ser muy eficientes.

## II. ALGUNAS CONSIDERACIONES SOBRE LA POBLACION DE LA ARGENTINA EN LOS ULTIMOS DECENIOS DEL SIGLO XIX

Después de las batallas de Caseros (1852) y de Pavón (1861), la solución política federalista constitucional liquidó en Argentina un período de medio siglo de caudillismo y anarquía. Se inicia entonces una rápida expansión de la agricultura, se consolida la inserción del país en los mercados agrícolas mundiales y comienza una fuerte penetración del capitalismo europeo en forma de moneda, crédito e inversiones. Síntomas y efecto de todo ello son la rápida ocupación territorial de la pampa interior con sentido de explotación agrícola, el crecimiento acelerado de Buenos Aires y, a partir aproximadamente de 1870, la creciente instalación de industrias de bienes de consumo y de servicios<sup>3/</sup>.

Un dinamismo tan acelerado no habría sido posible sin el crecimiento correlativo de la población, que no pudo efectuarse a través del crecimiento vegetativo únicamente, sino en gran medida por inmigración. La Argentina tuvo, desde mediados del siglo, un crecimiento de población anual que fluctuó entre un 1.5 y un 3.5 por ciento, según la tasa anual de aumento, la disminución o la supresión de la corriente inmigratoria. El censo de 1869 dio un total de 1 737 000 habitantes y el de 1895 uno de 3 954 911. Estas cifras indicarían un crecimiento anual del 3 por ciento para el período intercensal, porcentaje que sería más confiable si se calcularan con más exactitud, por una parte, el creci-

---

<sup>3/</sup> Información general sobre estos temas puede encontrarse en: James R. Scobie, *Revolution on the Pampas. A social history of Argentine Wheat, 1860-1910*. University of Texas Press, Austin, 1964. Ricardo M. Ortíz, *Historia Económica de la Argentina*. 2 Vols., Buenos Aires, 1955. Roberto Cortés Conde, "Patrones de asentamiento y explotación agropecuaria en los nuevos territorios argentinos (1890-1910)", *Tierras nuevas. Expansión territorial y ocupación del suelo en América (siglos XVI-XIX)*. (Alvaro Jara, Ed.), México, 1969.

miento natural (natalidad menos mortalidad) y, por la otra, la inmigración europea neta. 4/ Cabe advertir que desde el año 1857 hasta que se efectúa el censo de 1895, ingresó al país la cantidad de 2 117 741 inmigrantes. No hay certeza sobre el porcentaje anual de retorno, pero se sabe que fue importante aunque disminuyó a medida que nos acercamos a fines del siglo. 5/

Desde mediados del siglo XIX la población argentina estuvo afectada por una serie de factores negativos a su crecimiento, cuya incidencia demográfica no ha sido aún suficientemente estudiada y valorada: la Guerra del Paraguay (1865-1870), las crisis económicas de 1866, 1873, 1882, y especialmente la del período 1889-90, que fue rigurosa en el Río de La Plata. A esto hay que agregar sublevaciones provinciales y guerras civiles en 1870, 1872 y 1880, algunos años de sequía y escasez de alimentos, y la epidemia de fiebre amarilla de 1871. La crisis monetaria de 1889-90 provocó disminución de salarios, cesantía, carestía y escasez de alimentos, que golpearon los barrios populosos de Buenos Aires. Las malas condiciones laborales se reflejaron inmediatamente en una larga cadena de conflictos, a veces sangrientos, que fueron más frecuentes y numerosos hacia el fin del siglo: en 1890 estallaron en Buenos Aires cuatro huelgas de sindicatos importantes, en 1892 fueron siete, dos años después nueve, el año del censo, que sirve de base a este trabajo, hubo diecinueve y en 1896 fueron veintiséis. 6/

---

4/ Elizaga, Juan C.: "La evolución de la población de la Argentina en los últimos cien años", *Temas de población de la Argentina. Aspectos Demográficos*. CELADE, 1973.

5/ Entre los distintos autores y fuentes hay diferencias importantes respecto al número anual de inmigrantes y más aún en relación al retorno de ellos. Hemos preferido los datos oficiales, en los cuales no se han tomado en cuenta los pasajeros de primera clase, que copiamos del trabajo de Luis A. Foulon y Alberto Aiub, *Correlación entre la inmigración y la importación en la República Argentina*. Buenos Aires, 1943. Es útil consultar, Gino Germani, (con la colaboración de Jorge Graciarrena y Miguel Murnis), "La asimilación de los inmigrantes en la Argentina y el fenómeno de regreso de inmigración reciente", *Revista Interamericana de Ciencias Sociales*. Vol. 1, No.1, 1961.

6/ Sobre las crisis monetarias véase, A.G. Ford: *El patrón oro: 1880-1914. Inglaterra y Argentina*. Buenos Aires, 1966. David Joslin: *A Century of banking in Latin America. Bank of London and South America Limited 1862-1962*. Oxford University Press, 1963. Lo ocurrido en Buenos Aires también sucedió en otras ciudades importantes, especialmente en Córdoba: Iacov Oved, "El trasfondo histórico de la Ley 4.144, de Residencia", *Desarrollo Económico*. Vol. 16, No. 61, abril-junio, 1976. Hilda Hiparraguirre y Ofelia Pianetto: *La organización de la clase obrera en Córdoba, 1870-1895*. Córdoba, 1968. Ofelia Pianetto: *Industria y formación de la clase obrera en la ciudad de Córdoba, 1880-1906*. Córdoba, 1972.

Las condiciones arriba descritas, en particular la vigencia de una tasa de crecimiento vegetativo del orden del 1.5 por ciento, parecen ser coherentes con las nuevas estimaciones de fecundidad aquí presentadas.

Si la tasa global de fecundidad para el período 1880-1895, es, como lo creemos, de siete hijos por mujer, ésta nos acerca más a la presencia de un tipo de familia campesina tradicional, dedicada a la agricultura o al trabajo artesanal, con costumbres rurales. Parece asimismo prematura la idea de la influencia que habría ejercido una gran masa asalariada obrera industrial, conjuntamente con un considerable sector de la clase media urbana, sobre los determinantes demográficos de esos años.

No está de más recordar que en 1895 el 73 por ciento de la población total del país es rural, proporción que baja al 47.5 sólo en 1914. <sup>7/</sup> Un estudio acucioso de la evolución de la población económicamente activa de acuerdo con los censos de 1869, 1895 y 1914, podría aclarar mucho la situación. Llama la atención, por ejemplo, que hasta 1895 sólo el 22.2 por ciento de la población activa parece dedicada a la producción industrial y que aunque el número de establecimientos industriales que había en Buenos Aires en 1887 creció desde 4 700 a 8 000 en 1895, la cantidad de artesanos y de trabajadores que producían manualmente en sus casas es altísima. Según el censo de 1895, había en el país 120 000 costureras y 40 000 tejedores. Hay otros ejemplos que pueden restar fuertes porcentajes de obreros propiamente industriales a la cantidad de obreros registrados en los censos como trabajadores industriales. <sup>8/</sup>

Cualquiera que sea el alcance que se le quiera dar al indicador demográfico que aquí se presenta, es un buen punto de partida para iniciar una revisión crítica de algunos elementos que hasta ahora se han aceptado como válidos para interpretar la evolución de la sociedad argentina de los últimos decenios del siglo XIX.

### III. APLICACION DEL METODO DE LOS HIJOS PROPIOS

#### *La mortalidad*

En la aplicación del método de los hijos propios para estimar la fecundidad a los datos del censo de 1895 se requiere una hipótesis sobre la mortalidad en los años previos al censo. No es éste un supuesto que

---

<sup>7/</sup> Germani, Gino: "El proceso de urbanización en la Argentina", *Revista Interamericana de Ciencias Sociales*, Segunda Epoca, Vol. 2, No. 3, 1963.

<sup>8/</sup> *Segundo censo de la República Argentina, mayo 10 de 1895*. 3 Vols., Buenos Aires, 1898.

tenga un papel crítico en los resultados que se obtienen. Por esta razón, y también porque no se dispone de elementos que permitan derivar una estimación de la mortalidad mejor que la existente, se adopta esta última. Ella fue la que se utilizó en el análisis de la fecundidad citado anteriormente, (véase nota 1) y se resume en los valores que aparecen en el cuadro 1.

Cuadro 1

PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA ADOPTADAS SOBRE  
LAS QUE SE APOYAN LAS TABLAS DE VIDA  
QUE SE UTILIZAN

Tramo de edades	Símbolo	Hombres	Mujeres
Entre las edades 0 y 5	p(5)	.6739	.6914
Entre las edades 0 y 28	p(28)	.4499	.4228

Se realizaron dos elaboraciones con esos datos. La primera consistió en construir la función  $L_x$ , el número de sobrevivientes en una población estacionaria en el tramo de edades  $x, x + 1$ , para ambos sexos-, necesaria para calcular los nacimientos en los años anteriores a 1895, a partir del número de niños enumerados con edades hasta los 14

Cuadro 2

TABLA DE VIDA DE AMBOS SEXOS EN EL TRAMO 0-14 AÑOS,  
FUNCION  $L_x$

Edad $x$	Sobrevi- vientes $L_x$	Edad $x$	Sobrevi- vientes $L_x$	Edad $x$	Sobrevi- vientes $L_x$
0	.8570	5	.6795	10	.6585
1	.7560	6	.6741	11	.6557
2	.7167	7	.6695	12	.6526
3	.6979	8	.6655	13	.6494
4	.6867	9	.6618	14	.6457

años inclusive. La segunda elaboración, relativa a la población femenina, tuvo como propósito determinar los valores de la misma función, para tramos quinquenales,  ${}_5L_x$ , entre las edades 15 y 60 años. Esta es necesaria para rejuvenecer la población femenina a fin de calcular, a base de ella, nacimientos producidos entre 1880 y 1895.

En el cuadro 2 aparecen los valores de la función  $L_x$ , para ambos sexos, y en el cuadro 3, los correspondientes a  ${}_5L_x$ , para la población femenina. En el apéndice 1 se informa sobre el método utilizado para construir esas tablas a partir de la información contenida en el cuadro 1 y se presenta además una comprobación indirecta sobre la estimación del valor  $p(5)$  adoptado.

Cuadro 3

TABLA DE VIDA FEMENINA EN EL TRAMO 15-60 AÑOS,  
FUNCION  ${}_5L_x$

Edad x	Sobrevivientes				
	${}_5L_x$	${}_5L_{x+1}$	${}_5L_{x+2}$	${}_5L_{x+3}$	${}_5L_{x+4}$
15	3.2149	3.1881	3.1586	3.1272	3.0947
20	3.0620	3.0294	2.9972	2.9653	2.9337
25	2.9022	2.8710	2.8401	2.8094	2.7787
30	2.7479	2.7170	2.6859	2.6546	2.6229
35	2.5908	2.5583	2.5253	2.4916	2.4574
40	2.4225	2.3866	2.3497	2.3119	2.2731
45	2.2332	2.1920	2.1494	2.1054	2.0597
50	2.0125	1.9640	1.9142	1.8630	1.8104
55	1.7563	1.7003	1.6422	1.5822	1.5202
60	1.4565				

#### *La fecundidad*

Conviene dividir en dos partes la elaboración que se hace de la información relativa a la fecundidad: la primera tiene como propósito obtener *la estructura por edades de las tasas*, y la segunda, *el nivel de la fecundidad*.

### *La estructura por edades de las tasas de fecundidad*

El método de los “hijos propios” <sup>9/</sup> se utiliza para calcular la estructura por edades de las tasas.

Consiste, en primer lugar, en asignar, cuando ello es posible, los niños censados en una familia a sus presuntas madres, elegidas entre las mujeres integrantes de la familia. Hecha esa asignación y conocida consecuentemente la edad de la presunta madre, en el momento del censo es tarea sencilla, con el auxilio de la hipótesis de mortalidad, rejuvenecer la población femenina manteniendo su clasificación por edades, y calcular con los niños, agrupados según las edades de sus presuntas madres, el número de nacimientos del año que provienen. El cociente entre el número de nacimientos y el de mujeres, en un año en particular, define la tasa de fecundidad para el grupo de edades que se considere.

Para facilitar la explicación de esta última parte, analicemos un ejemplo ilustrativo. Consideremos los niños de 3 años en 1895, es decir, con edades exactas entre 3 y 4 años. Ellos nacieron durante un año comprendido entre 1891 (cuatro años antes del censo) y 1892 (tres años antes del censo).

Parte de ese conjunto de niños es asignado a mujeres, sus presuntas madres, cuyas edades son conocidas. Sigamos examinando un caso particular. Sea el grupo de niños asignado a mujeres con edades 23-27 años cumplidos en 1895, que designamos  $N_3(23-27)$ .

El número de nacimientos ocurridos entre 1891 y 1892, provenientes de madres que hoy tienen 23-27 años y que durante el año mencionado tenían 20-24 años, está dado por la relación:

$${}_5B_{20}(1891-1892) = N_3(23-27)/L_3$$

Prestemos ahora atención a las mujeres que vivieron, entre 1891 y 1892, con edades entre 20 y 24 años. Calcularemos primero las que vivían cuatro años antes del censo (en 1891) y después, las que vivían tres años antes del censo (en 1892).

Las primeras tienen en 1895 edades entre 24 y 28 años. Las representamos con el símbolo  ${}_5N_{24}$ . Las segundas, que en 1895 tienen edades entre 23 y 27 años, se designan  ${}_5N_{23}$ .

---

<sup>9/</sup> Cho, Lee-Jay: “The Own-children approach to fertility estimation: an elaboration”, *International Population Conference, Liege, 1973*, International Union for the Scientific Study of Population, Vol. 2, 1974.

Ellas son las sobrevivientes de las que vivían en 1891 y 1892, respectivamente, con edades 20-24 años. Para estimar ese número:

$${}_5N_{20}(1891) = {}_5N_{24} \cdot {}_5L_{20} / {}_5L_{24}$$

$${}_5N_{20}(1892) = {}_5N_{23} \cdot {}_5L_{20} / {}_5L_{23}$$

El número medio de mujeres con edades 20-24 años a lo largo del año 1891-1892 resulta de hacer un promedio de los dos valores obtenidos antes:

$${}_5N_{20}(1891-1892) = 1/2 ({}_5N_{20}(1891) + {}_5N_{20}(1892))$$

Por último, la tasa de fecundidad para el año 1891-1892 y el grupo de edades 20-24, resulta:

$${}_5f_{20}(1891-1892) = {}_5B_{20}(1891-1892) / {}_5N_{20}(1891-1892)$$

Como el objetivo en esta parte es determinar la estructura de las tasas y no su nivel, tiene una importancia secundaria si en el censo ha habido omisión en la enumeración de los niños de determinadas edades o si hay errores importantes de declaración de edad. Tampoco tiene mucha influencia que una fracción del total de niños de cada edad no haya podido ser asignada a una presunta madre.

Como se dijo anteriormente, la asignación de hijos a sus presuntas madres se realizó utilizando un programa de computación elaborado en el CELADE siguiendo pautas establecidas por el EWPI. La información del censo argentino de 1895 no se presta, ciertamente, para la aplicación de un programa como los preparados por el EWPI, que supone que existe en la boleta censal un agrupamiento de las personas en familias y una clasificación de los individuos según su relación de parentesco con el jefe. La elaboración, por lo tanto, tuvo que hacerse suponiendo que los miembros de una vivienda constituían una familia y prescindiendo de la pregunta sobre relación con el jefe.

La asignación tomó en cuenta la información existente que se limitaba a: la edad de los niños y las mujeres, el número de hijos tenidos declarados por las mujeres alguna vez casadas (y ocasionalmente también por mujeres solteras) y la condición de orfandad materna investigada en la población menor de 14 años. La asignación, por otra parte, impuso la condición de que la edad de la presunta madre al momento del nacimiento estuviera comprendida entre los 15 y los 49 años. Y, cuan-

Cuadro 4

MUESTRA DEL CENSO DE LA ARGENTINA DE 1895. POBLACION FEMENINA  
 POR EDADES Y NIÑOS MENORES DE 15 AÑOS CLASIFICADOS SEGUN LA  
 EDAD DE SUS PRESUNTAS MADRES

Edad mujer	Nº de mujeres	Edad de los niños														
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
15-63	28769	2401	3476	3609	3727	3438	3507	3248	3461	3143	2652	3065	2298	2901	2124	2409
15	1314	3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
16	1107	10	10	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
17	1027	24	18	4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
18	1326	47	47	35	14	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
19	882	45	51	23	16	10	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
20	1375	98	125	87	75	33	19	-	-	-	-	-	-	-	-	-
21	695	50	96	63	59	32	16	14	-	-	-	-	-	-	-	-
22	1107	116	150	134	98	56	52	27	20	-	-	-	-	-	-	-
23	788	99	106	109	108	76	54	42	26	19	-	-	-	-	-	-
24	856	83	172	132	123	92	81	59	42	25	16	-	-	-	-	-
25	1310	172	216	247	206	177	183	120	95	57	50	32	-	-	-	-
26	854	117	164	137	157	134	104	99	79	48	37	24	22	-	-	-
27	684	74	133	147	125	118	99	91	92	74	36	35	19	24	-	-
28	1020	121	170	201	183	190	153	147	127	104	90	78	40	37	29	-
29	520	79	101	91	124	97	101	93	82	68	55	52	28	22	17	13
30	1602	161	227	280	278	285	289	247	250	206	169	175	107	99	72	70
31	292	27	56	55	66	76	48	69	44	49	42	34	32	26	15	16
32	697	76	123	140	139	151	144	149	136	109	109	94	87	70	55	57
33	504	48	79	112	90	100	124	92	130	96	84	94	67	74	53	46
34	460	58	72	79	82	87	81	86	95	84	69	72	61	56	38	37
35	1158	110	164	200	195	201	213	192	229	183	158	183	143	184	113	113
36	546	39	81	65	107	92	105	111	118	109	111	129	86	107	78	68
37	449	42	64	86	77	64	99	67	88	91	71	97	62	75	45	70
38	697	63	90	96	114	100	114	110	125	116	109	134	104	135	93	104
39	350	21	52	48	37	54	62	58	60	59	58	65	60	65	57	48
40	1384	67	100	133	172	154	195	177	209	242	161	229	135	201	160	174
41	202	11	22	24	23	43	28	42	32	26	28	39	25	34	28	31
42	401	17	26	33	54	45	51	72	65	49	67	57	65	75	63	65
43	249	9	29	26	30	38	42	43	57	35	47	40	39	51	40	40
44	258	9	19	25	32	36	31	32	51	38	35	37	41	41	37	53
45	750	21	43	33	65	60	83	75	96	116	74	112	88	120	81	89
46	278	12	9	17	17	29	30	31	41	45	36	43	44	48	50	56
47	206	4	5	11	15	13	18	13	20	26	29	20	31	23	29	30
48	354	12	20	17	22	25	32	43	36	65	46	53	44	64	43	60
49	178	4	5	12	12	11	14	15	21	13	16	28	21	23	24	29
50	863	-	40	37	41	46	61	59	70	66	65	93	58	91	62	88
51	83	-	-	3	-	1	9	6	12	7	9	6	15	9	10	8
52	166	-	-	-	5	9	2	9	15	9	18	21	20	17	23	17
53	127	-	-	-	-	5	5	6	8	9	6	12	7	21	12	14
54	162	-	-	-	-	-	7	5	9	12	12	22	12	22	16	11
55	313	-	-	-	-	-	-	16	20	19	17	19	15	24	27	32
56	147	-	-	-	-	-	-	-	8	9	7	5	9	15	19	18
57	91	-	-	-	-	-	-	-	-	5	1	8	2	11	5	7
58	148	-	-	-	-	-	-	-	-	-	9	12	4	14	10	15
59	70	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	4	4	5	3	7
60	544	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	10	33	28	27
61	40	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2	-	2
62	82	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3	5
63	53	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3
Total asignado	1949	2885	2942	2961	2740	2749	2517	2608	2288	1947	2158	1607	1918	1438	1523	
No asignado	452	591	667	766	698	758	731	853	855	705	907	691	983	686	886	
Asignado/ total (o/o)	81	83	82	79	80	78	77	75	73	73	70	70	66	68	63	

do más de una mujer dentro de la misma vivienda podía ser seleccionada como presunta madre de un niño, se decidió arbitrariamente asignar como tal a la más joven.

Este ejercicio produjo resultados muy satisfactorios en el sentido de que una alta proporción de los niños menores de 15 años pudo ser asignada a una presunta madre. En el cuadro 4 se presenta la población censada menor de 15 años de la muestra del censo de la Argentina clasificada según la edad de las madres asignadas. Se muestra también el total de niños no asignados y la población femenina según la edad. Puede verse, examinando la información de este cuadro, que la proporción del total de niños a los que se les pudo asignar una madre oscila entre el 63 y el 83 por ciento.

En el ejemplo que hemos tomado para ilustrar el método encontramos que los niños de 3 años con madre asignada con edades entre 23 y 27 años suman 719 (los grupos anuales, que pueden verse en el cuadro 4, son: 108, 123, 206, 157 y 125 ordenados según edad de la madre entre 23 y 27 años). A ese número de niños de 3 años corresponde un número de nacimientos, entre 1891-1892, de  $719/L_3 = 719/.6979 = 1030$  (véase el valor de  $L_3$  en el cuadro 2).

Las mujeres con edades 24-28 y 23-27 en 1895 se obtienen por suma de los valores que aparecen también en el cuadro 4. Resultan 4724 y 4492, respectivamente. Para pasar de éstos a los números de mujeres con edades 20-24 en 1891 y 1892, cuatro y tres años antes de 1895, respectivamente, debemos hacer:

$${}_5N_{20}(1891) = 4724 \cdot {}_5L_{20}/{}_5L_{24} = 4724 \times 3.0620/2.9337 = 4930$$

$${}_5N_{20}(1892) = 4492 \cdot {}_5L_{20}/{}_5L_{23} = 4492 \times 3.0620/2.9653 = 4638$$

El promedio de los dos valores, que representa el número de mujeres con edades 20-24 años cuando ocurrieron los nacimientos considerados, resulta:

$${}_5N_{20}(1891-1892) = 1/2 (4930 + 4638) = 4784$$

Finalmente, la tasa anual de fecundidad para el grupo de edades 20-24, en el año 1891-1892, se define:

$${}_5f_{20}(1891-1892) = {}_5B_{20}(1891-1892)/{}_5N_{20}(1891-1892) = 1030/4784 = .215$$

Esta tasa no refleja el nivel de la fecundidad ya que no se han tomado en cuenta los niños (los nacimientos que ellos implican) no asigna-

dos. Si éstos se reparten según la edad de la madre, con la misma distribución que muestran los casos asignados, la tasa debe multiplicarse por la fracción  $3727/2961$ , cuyos términos son, respectivamente, el total de niños de edad 3 y el total de niños, de esa misma edad, asignados a madres presuntas. La tasa así ajustada resulta:  $.215 \times 3727 / 2961 = .271$ .

Como se dijo anteriormente, no interesa en esta parte establecer el nivel de las tasas sino sólo su distribución según la edad. Esta última corrección no tiene importancia para la elaboración que nos ocupa.

El cuadro 5 presenta los resultados obtenidos relativos a la distribución de las tasas de fecundidad por edad. Siguiendo el mismo procedimiento descrito más arriba con el ejemplo ilustrativo, se trabajó agrupando la información de tres en tres años a fin de simplificar la elaboración y disminuir los efectos de fluctuaciones bruscas derivadas de la mala declaración de la edad -de los niños y de la población femenina-, y de reducir las oscilaciones debidas sólo al azar, derivadas del pequeño número de casos en los grupos de edades extremas dentro del período reproductivo.

Cuadro 5

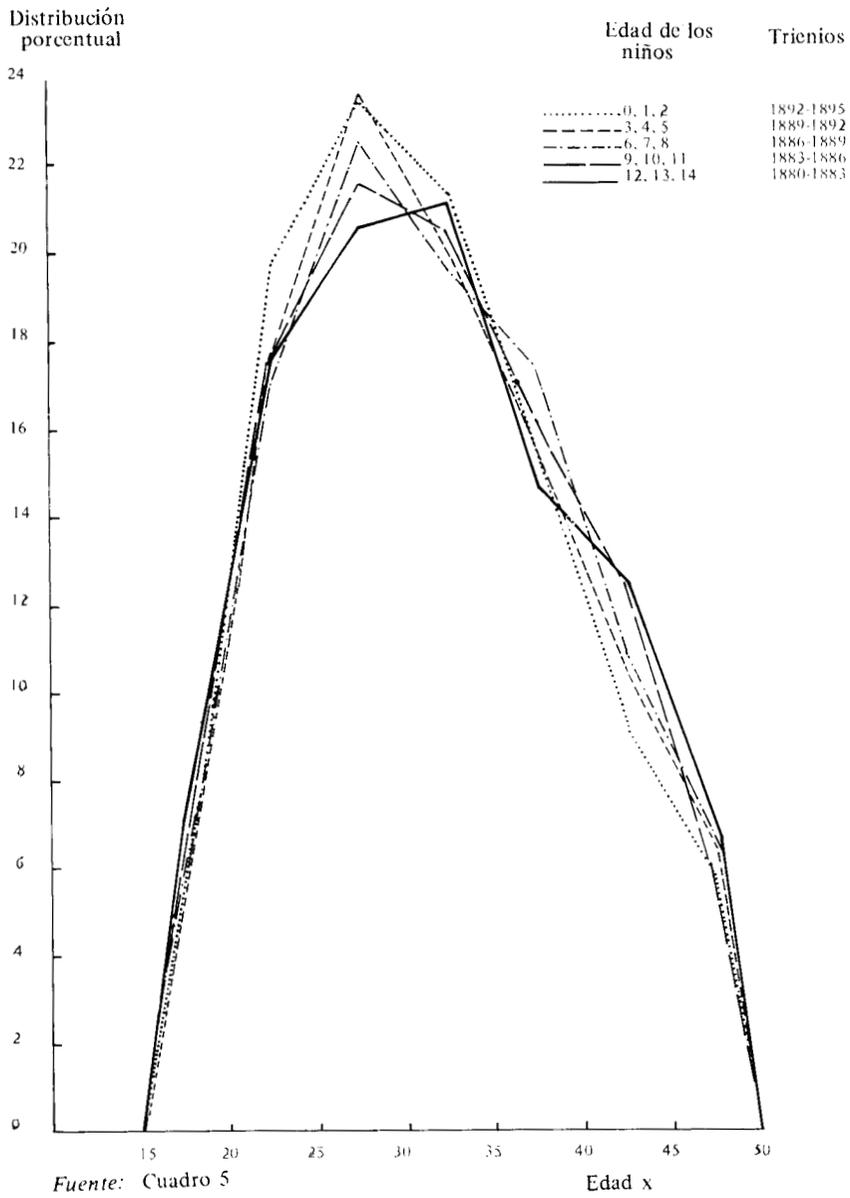
DISTRIBUCION DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES  
CALCULADAS POR TRIENIOS DESDE 1880 HASTA 1895

Edad de los niños en 1895	0-2	3-5	6-8	9-11	12-14	0-14
Años en que nacieron	1892- 1895	1889- 1892	1886- 1889	1883- 1886	1880- 1883	1880- 1895
Grupo de edades	Distribución por edad de las tasas					
15-19	5.20	5.45	6.23	6.68	7.16	6.14
20-24	19.52	17.55	17.16	17.54	17.18	17.79
25-29	23.36	23.54	22.49	21.52	20.59	22.30
30-34	21.35	20.01	19.54	20.45	21.13	20.50
35-39	15.60	16.56	17.29	16.12	14.72	16.06
40-44	9.22	10.44	10.80	12.29	12.47	11.04
45-49	5.75	6.45	6.49	5.40	6.75	6.17
Suma	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Edad media ( $\bar{m}$ )	31.16	31.59	31.64	31.51	31.67	31.52
Desviación standard	7.85	8.00	8.12	8.10	8.33	8.07

Se logran así cinco distribuciones que se han representado en el gráfico 1. Puede comprobarse, observando ese gráfico y los valores que se muestran en el cuadro 5, que hay bastante estabilidad en la distribución de las tasas de fecundidad durante el período considerado, que abarca de 1880 a 1895.

Gráfico 1

DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD  
TRIENIOS 1880-1883 A 1892-1895



Si no fuera porque la información analizada está afectada por errores evidentes de mala declaración de edad, omisiones selectivas, errores que deben haberse cometido en la asignación de hijos a presuntas madres, etc., podría sacarse la conclusión de que hay cierta tendencia en el variar de las distribuciones que indicaría que la fecundidad estaba descendiendo. Efectivamente, la edad media de la distribución en el tiempo baja de 31.67 a 31.16 años, en tanto que la dispersión (el error standard) tiende también a hacerse menor. Ambas características, una edad media más joven y una menor dispersión en la distribución de las tasas, se asocian normalmente con un nivel de fecundidad en descenso. Ya Somoza (véase nota 1), había especulado sobre la posible baja de la fecundidad argentina en esa época, apoyándose en la comprobación de que el censo de 1895 mostraba niveles diferentes en la fecundidad de distintos sectores de la población.

No se pretende en este trabajo establecer que esa tendencia al descenso de la fecundidad se estaba produciendo. Tal conclusión, aunque plausible, tendría una base estadística muy floja. Estamos detrás de un objetivo más elemental, como es determinar el nivel aproximado para el período 1880-1895 considerado en conjunto. Para este propósito parece razonable el criterio adoptado de aceptar como distribución de las tasas por edades el valor promedio de las cinco distribuciones mostradas en el cuadro 5. Los valores resultantes se presentan en el mismo cuadro y en el gráfico 2.

#### *El nivel de la fecundidad en el período 1880-1895*

Se trata ahora de estimar el nivel de la fecundidad en el pasado utilizando para ello la estructura por edades de las tasas establecidas en el punto anterior. El procedimiento consistió en adoptar arbitrariamente tres niveles de tasas globales de fecundidad (*TGF*), que fueron 6, 7 y 8, y calcular los nacimientos hipotéticos que hubieran ocurrido en los últimos quince años, dada la supuesta mortalidad y si la fecundidad se hubiera mantenido constante en cada uno de esos tres niveles.

El procedimiento es similar, desde el punto de vista metodológico al empleado anteriormente cuando se calculó la estructura de las tasas por edad: se rejuvenece a la población femenina, clasificada por edad, y se aplican a la población así retroproyectadas las tasas hipotéticas de fecundidad. El resultado es el número esperado de nacimientos en un año.

La serie anual resultante entre 1880 y 1895, y las tres series correspondientes a cada nivel adoptado de *TGF*, se comparan con la que resulta de proyectar hacia el pasado el número de niños hasta llegar a la estimación del número anual de nacimientos del que provienen. Los resultados de este ejercicio se dan en el cuadro 6 y se representan en el gráfico 3.

Gráfico 2

DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD. PRO-  
MEDIO DEL PERIODO 1880-1895

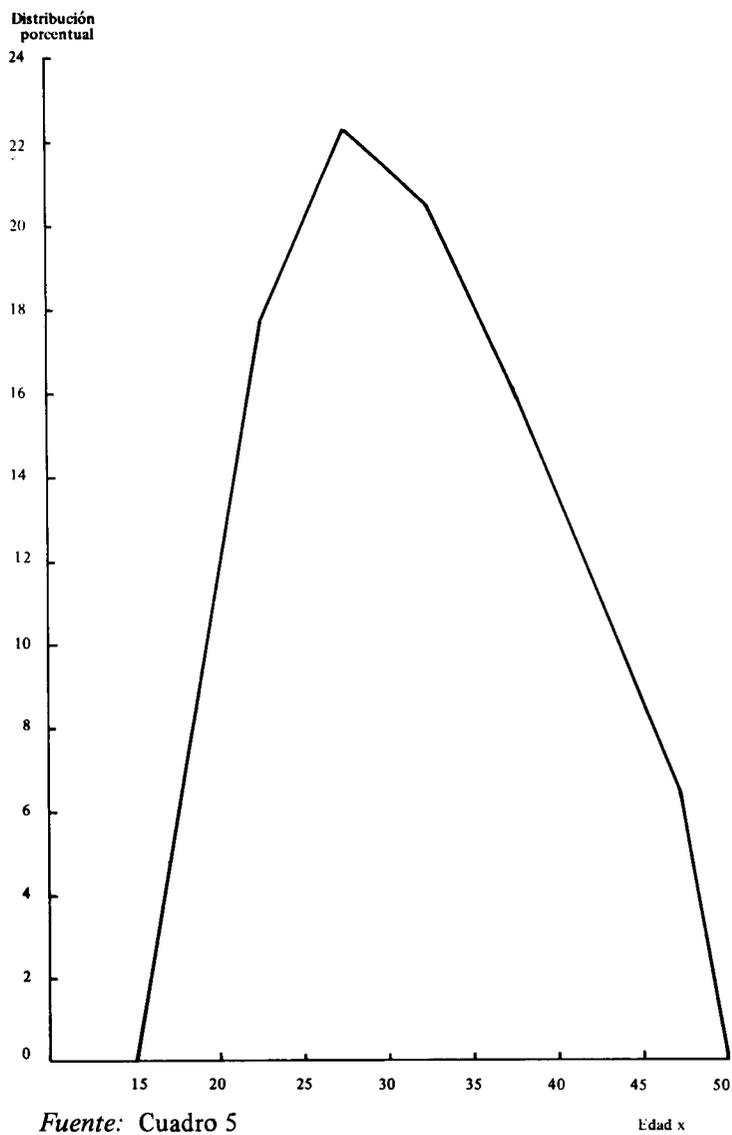
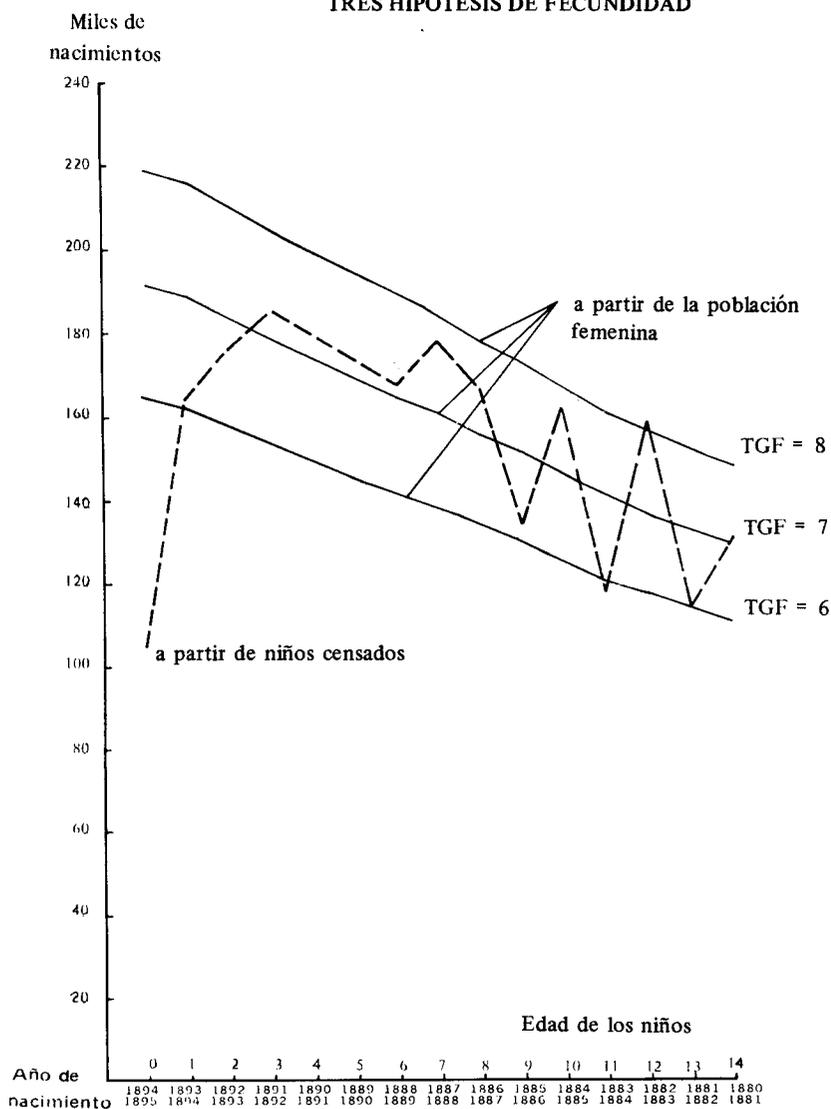


Gráfico 3

SERIE ANUAL DE NACIMIENTOS: A) QUE IMPLICAN LOS NIÑOS CENSADOS MENORES DE 15 AÑOS, Y B) QUE SE DERIVAN DE LA POBLACION FEMENINA SEGUN TRES HIPOTESIS DE FECUNDIDAD



Fuente: Cuadro 6

Cuadro 6

MUESTRA DEL CENSO ARGENTINO DE 1895. COMPARACION  
ENTRE LA SERIE ANUAL DE NACIMIENTOS QUE IMPLICAN  
LOS NIÑOS CENSADOS CON MENOS DE 15 AÑOS, CON LAS  
QUE RESULTAN DE TRES HIPOTESIS SOBRE EL NIVEL  
DE LA FECUNDIDAD PASADA

Año de nacimiento	Edad de los niños	Retroproyección de niños censados	Nivel supuesto de fecundidad pasada		
			TGF = 6	TGF = 7	TGF = 8
1894-1895	0	102 993	164 560	191 932	219 282
1893-1894	1	163 761	162 400	189 406	216 397
1892-1893	2	175 760	158 322	184 654	210 966
1891-1892	3	185 173	153 636	179 199	204 727
1890-1891	4	179 717	149 495	174 380	199 216
1889-1890	5	174 163	145 398	169 616	193 760
1888-1889	6	168 073	141 677	165 280	188 798
1887-1888	7	178 118	138 117	161 120	184 052
1886-1887	8	167 450	133 708	155 966	178 080
1885-1886	9	134 692	129 952	151 573	173 068
1884-1885	10	162 377	125 163	145 963	166 758
1883-1884	11	117 744	120 636	140 668	160 713
1882-1883	12	157 200	117 798	137 366	156 938
1881-1882	13	114 387	114 082	133 044	151 996
1880-1881	14	129 600	110 935	129 386	147 812

Varias conclusiones pueden extraerse del examen de estos resultados:

- La variación de los valores de la serie anual de nacimientos que se apoya en la información de niños censados con edades por debajo de los 15 años, muestra niveles muy bajos en los dos primeros años, derivados del número de niños con edades 0 y 1 en 1895. Puede esto atribuirse a omisión diferencial en la enumeración de personas con esas edades;
- La misma serie refleja los errores en la declaración de edad que producen números de nacimientos anuales claramente exagerados, frente a los valores medios, cuando se derivan de la información de ciertas edades (7, 8, 10, 12 años) o, contrariamente, niveles muy bajos (9, 11, 13 años);
- Las series que provienen del número de mujeres estimadas por edad en el pasado y las tres hipótesis sobre la fecundidad muestran una variación muy regular, seguramente más próxima a los valores reales;

- La serie correspondiente a un nivel de  $TGF = 8$  puede tomarse como acotación máxima del nivel de fecundidad que deseamos estimar: sólo con el número de niños censados con 12 años en 1895 podría justificarse ese nivel, que se habría producido en 1882-1883;
- La serie correspondiente a un nivel de  $TGF = 6$ , por el contrario puede tomarse como acotación mínima del nivel de la fecundidad: sólo los niños censados con edades 11 y 13 podrían respaldar ese valor, si es que dejamos de lado, por lo dicho anteriormente, los individuos censados con edades 0 y 1;
- Finalmente, la serie que corresponde a una  $TGF = 7$  puede considerarse una buena representación del nivel general de la serie observada, descartados nuevamente los dos primeros puntos. En otras palabras, las tasas hipotéticas de fecundidad, cuando se toman a un nivel equivalente a una  $TGF = 7$ , se concilian con el número de niños censados en 1895. Se adopta, por lo tanto, ese nivel como representativo de la fecundidad entre 1880 y 1895.

No se pretende que la estimación constituya una medición precisa de la fecundidad, sino sólo que refleje un orden de magnitud. Sería ilusorio, dada la calidad de la información que se maneja, darse la tarea de tratar de afinar el resultado probando, por ejemplo, que 7.2 es acaso una estimación mejor que 7. Quizás lo sea, pero es posible que la crudeza del procedimiento utilizado para derivar la estimación, la incertidumbre sobre la validez de la hipótesis de mortalidad y las deficiencias de los datos que se elaboran, permitan precisar la estimación más allá de un número redondeado, como 7.

Cuadro 7

COMPARACION DE LAS ESTIMACIONES DE FECUNDIDAD  
EXISTENTE Y LA OBTENIDA EN ESTE DOCUMENTO

Grupo de edades	Tasas de fecundidad por edad		Distribución porcentual	
	Existente	Actual	Existente	Actual
15-19	.140	.086	11.67	6.14
20-24	.270	.249	22.50	17.79
25-29	.290	.312	24.17	22.30
30-34	.260	.287	21.67	20.50
35-39	.140	.225	11.67	16.06
40-44	.090	.155	7.50	11.04
45-49	.010	.086	0.83	6.17
TGF	6	7	100.00	100.00
Edad media ( $\bar{m}$ )	28.75	31.52	28.75	31.52

### *Comparación de los resultados obtenidos con los existentes*

Es interesante terminar esta parte comparando las estimaciones de fecundidad obtenidas, tanto la estructura por edades como el nivel, con las que se habían derivado antes. Se hace esto en el cuadro 7.

La estimación anterior, con una  $TGF = 6$ , resulta claramente inferior a la actual,  $TGF = 7$ . Creemos que la nueva estimación se apoya en una base más sólida y debe preferirse a la que existía. Como se indicó en el capítulo de antecedentes, la estimación anterior se basó en información sobre hijos tenidos que suele ser deficiente, aún en censos más modernos, y excluyó el componente de fecundidad ilegítima, que tiene importancia. Ella resultó sin embargo coherente con la estructura por edades de la población, según se indica en el trabajo citado.

En cuanto a la estructura por edades de las tasas, la nueva estimación modifica radicalmente la existente. El método de los hijos propios, que ha permitido la derivación de la nueva estructura de las tasas, es superior al empleado en el trabajo anterior. No nos cabe duda de que los nuevos resultados son más fehacientes. La fecundidad resulta ahora más tardía, con una edad media claramente superior: 31.52 en lugar de 28.75 años.

#### *La tasa de natalidad de la población*

Si aplicamos la serie de tasas estimadas a la población censada en 1895 obtenemos el número esperado de nacimientos en un año. Ese número ( $B(1895) = 192\ 485$ ), dividido por la población total más una corrección por la presunta omisión de niños con edades menores de 3 años ( $3\ 954\ 911 + 101\ 983 = 4\ 056\ 894$ ), proporciona una estimación de la tasa cruda anual de natalidad, válida en general para el período 1880-1895, de 47.45 por mil. Este valor, otra vez supera holgadamente las estimaciones anteriores, no sólo la de Somoza, 45 por mil, sino también la de Collver, 43-45 por mil. <sup>10/</sup>

### Apéndice 1

#### HIPOTESIS SOBRE LA MORTALIDAD

##### *a) La mortalidad de ambos sexos en el tramo 0-14 años*

A partir de la información presentada en el cuadro 1 del texto, que se reproduce en la tabla 1, se elaboró una tabla de vida para ambos sexos,

---

<sup>10/</sup> Collver, O. Andrew: *Birth rates in Latin America: new estimates of historical trends and fluctuations*. Research Series N<sup>o</sup>. 7, Institute of International Studies, University of California, Berkeley, 1965.

entre las edades 0 y 15 años, definiendo una tabla modelo dentro del sistema de Brass 11/ que respeta los valores conocidos de  $p(5)$  y  $p(28)$ .

En la tabla 1 puede verse lo esencial de esa elaboración:

- los valores de  $p(5)$  y  $p(28)$  para ambos sexos, derivados de las probabilidades conocidas para hombres y mujeres adoptando una relación de masculinidad al nacimiento de 105 hombres por cada 100 mujeres;
- los logitos de los valores  $1-p(5)$  y  $1-p(28)$ , que designamos  $Y(x)$ , y los logitos de la tabla standard general de Brass, que simbolizamos  $YS(x)$ ;
- los valores resultantes de los parámetros  $A$  y  $B$  que definen la relación general  $Y(x) = A + B.YS(x)$ ;
- mediante esa relación se computan los valores de  $p(x)$ , para  $x$  variando entre 0 y 15. De esta función se deriva la función  $L_x$  que aparece tabulada en el cuadro 2 del texto.

Tabla 1

TABLA DE VIDA PARA AMBOS SEXOS ENTRE 0 Y 15 AÑOS

Concepto	Edad $x = 5$	Edad $x = 28$
Probabilidad de supervivencia masculina	.6739	.5501
Probabilidad de supervivencia femenina	.6914	.5772
Probabilidad de supervivencia de ambos sexos $p(x)$	.6824	.5633
Logito de $1-p(x) = Y(x)$	-.3824	-.1273
Logito de la tabla standard $YS(x)$	-.6015	-.3413
Ecuación de condición:	$Y(5) = A + B.YS(5)$	$-.3824 = A + B(-.6015)$
	$Y(28) = A + B.YS(28)$	$-.1273 = A + B(-.3413)$
De donde resulta:	$A = .2073$	
	$B = .9804$	

11/ Brass, W.: "Sobre la escala de mortalidad", en *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados (Selección de trabajos de William Brass)*, CELADE, Serie E, N° 14, Santiago de Chile, 1974.

b) *La mortalidad femenina en el tramo 15-64 años*

A partir de la información contenida en la tabla 1, relativa a la población femenina, esto es, los valores de  $p(5)$  y de  $p(28)$ , se estableció una relación similar a la vista anteriormente entre los logitos de esos valores y los logitos de la tabla standard general de Brass, que permitió la definición de los parámetros  $A$  y  $B$ . El resultado fue:  $A = .1693$ ,  $B = .952$ .

Como los valores conocidos de  $YS(x)$  se refieren a la función  $p(x)$  y lo que se requiere para las elaboraciones descritas en el texto, es la función  $L_x$ , se supuso, por razones de simplicidad:

- $\overline{YS}(x) = 1/2 (YS(x) + YS(x+1))$  siendo  $\overline{YS}(x)$  el logito de  $1-L_x^S$
- $\overline{Y}(x) = A + B.YS(x)$  siendo  $\overline{Y}(x)$  el logito de la función  $1-L_x$  que se busca.

Los resultados de esta elaboración aparecen en el cuadro 3 del texto.

c) *Ensayo de cálculo de  $q(2)$  a partir de información censal sobre hijos tenidos y sobrevivientes en el grupo de mujeres con edades 20-24.*

El número de hijos tenidos declarados por las mujeres en el grupo de edades 20-24 en el censo fue de 3 822. Fueron asignados a ese grupo de madres, 2 884 niños empadronados. Si aceptamos que todos los niños sobrevivientes de esas madres jóvenes residían con ellas (lo que puede ser una hipótesis razonable para este grupo de edad, pero seguramente no muy confiable para madres de edades superiores), podemos interpretar que la diferencia  $3\ 822 - 2\ 884 = 938$  representa el número de hijos muertos. Su proporción, en relación al total, que designamos  $D_2$ , vale .2454.

Existe una relación, derivada originalmente por Brass 12/ y más recientemente elaborada por Sullivan 13/, que permite calcular el valor

---

12/ Brass, W. y Coale, A.J.: "Métodos de análisis y estimación", en *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados (Selección de trabajos de William Brass)*, CELA-DE, Serie E, N.º. 14, Santiago de Chile, 1974.

13/ Sullivan, Jeremiah: "Models for the estimation of the probability of dying between birth and exact ages of early childhood", *Population Studies*, Vol. 26 Number 1, March, 1972.

de la probabilidad de morir entre las edades 0 y 2,  $q(2)$ , a partir de  $D_2$  y del conocimiento de la relación  $P_2/P_3$ , esto es, el cociente entre el número medio de hijos tenidos por mujeres en los grupos de edades 20-24 y 25-29.

La hipótesis que se ha desarrollado sobre la fecundidad permite calcular  $P_2$  y  $P_3$ . Sus valores resultan:  $P_2 = 1.0525$ ,  $P_3 = 2.455$ . El cociente  $P_2/P_3$  vale .429.

Aplicando la relación establecida por Sullivan:

$$q(2) = D_2 (1.30 - .54 P_2/P_3)$$

se obtiene  $q(2) = .2454 (1.30 - .54 \times .429) = .2622$

Es interesante comparar esta estimación de la mortalidad, hasta la edad 2, con la que se ha utilizado, hasta la edad 5.

Para hacerlas comparables se calcula qué valor corresponde, de  $q(5)$ , al valor hallado de  $q(2)$ , en una tabla modelo del sistema de Brass, con  $B = 1$ . Se determina primero el valor de  $A$ , que resulta .1978. Con él puede establecerse el de  $p(5)$  y, por ende, el valor buscado de  $q(5)$ .

Los resultados son:

- estimación anterior del valor de  $q(5)$  para ambos sexos: .3176
- estimación de  $q(5)$  a partir del valor obtenido de  $q(2)$ : .3084

dos valores muy próximos entre sí. Esta comprobación, pese a las reservas que merecen los datos en razón de las hipótesis que han debido formularse en la elaboración, constituye un indicio importante de que la hipótesis de la mortalidad en la niñez que se ha utilizado es razonable.

## Apéndice 2

### EL INDICE DE REEMPLAZO DE THOMPSON

Cuando se elaboró la estimación de fecundidad existente, que hemos examinado, el resultado fue respaldado por un estudio del índice de reemplazo de Thompson. De éste se pasó a una estimación de la tasa neta de reproducción y de ella a la de la tasa global de fecundidad (*TGF*). El resultado fue 5.8, un valor del mismo orden de magnitud que el estimado, esto es, 6.

Es interesante volver a examinar el punto teniendo presente la nueva estimación de la *TGF*, ahora de 7, a fin de investigar si pueden conciliarse las cifras que se manejan.

El índice de reemplazo de Thompson puede calcularse para cualquier agrupamiento de la información sobre niños que se desee. Como este análisis se limita a los grupos de edades de los niños de 5-9 y 10-14, cabe definir sólo dos índices:

$$J_2 = \frac{5^N_5}{25^N_{20}} / \frac{5^L_5}{25^L_{20}} \qquad J_3 = \frac{5^N_{10}}{25^N_{25}} / \frac{5^L_{10}}{25^L_{25}}$$

donde:

- $5^N_5$  y  $5^N_{10}$  son los números de niños en la población con edades entre 5-9 y 10-14 años, respectivamente,
- $5^L_5$  y  $5^L_{10}$  son los números análogos en una población estacionaria, con mortalidad similar a la que rige en la población estudiada,
- $25^N_{20}$  y  $25^N_{25}$  son las mujeres con edades 20-44 y 25-49 años, respectivamente, grupos que concentran a las madres de los niños considerados antes,
- $25^L_{20}$  y  $25^L_{25}$  son las mujeres, en iguales grupos de edades, en la población estacionaria.

El índice *J* constituye, según puede examinarse en el libro de Lotka 14/, una buena aproximación a la tasa neta de reproducción.

En el cálculo del índice  $J_2$  en el estudio realizado en 1967, se consideró en el grupo de niños de edades 10-14 a todos los nativos y sólo a dos tercios de los no nativos. Se procedió así bajo el supuesto de que acaso algunas madres de niños no nativos no figuraban en la población femenina. Este argumento, que tiene indudablemente valor cuando se examinan grupos de edades superiores, no parece ser muy sólido en el caso de edades por debajo de los 15 años. De cualquier modo, para ser consecuentes con las estimaciones recientes, en las que se calculó el número de nacimientos en el pasado considerando todos los niños censa-

---

14/ Lotka, Alfred J.: *Teoría analítica de las asociaciones biológicas*, CELADE, Santiago de Chile, 1969, Serie E, N.º. 5.

dos en 1895, debemos ahora computar  $J_3$  con todos los niños no nati-  
vos, no con sólo dos tercios de ellos. Esta forma de proceder significa e-  
levar el valor estimado de  $J_3$  de 1.64 a 1.73.

En la elaboración que sigue se toma un promedio de  $J_2$  y  $J_3$ . An-  
tes, ese promedio daba 1.75, ahora 1.785, como consecuencia del cambio  
introducido en  $J_3$ .

En el paso del índice de reemplazo promedio, que designamos  $J$ ,  
a la tasa neta de reproducción, que simbolizamos  $R_0$ , se utilizó en el es-  
tudio anterior la relación que surge de un análisis de Lotka referente a  
información de los Estados Unidos alrededor de 1930. En él esta rela-  
ción  $R_0/J$  vale aproximadamente .932. La información examinada por  
Lotka, sin embargo, no parece ser muy representativa de las condicio-  
nes de mortalidad y de fecundidad de la Argentina en torno a 1895. U-  
tilizando relaciones existentes en poblaciones estables modelo, calcula-  
das por Coale Demeny 15/, pudo establecerse que para los niveles de fe-  
cundidad y de mortalidad estimados para la Argentina, la relación  $R_0/J$   
debe valer algo más que 1, por ejemplo 1.026, antes que menos que 1.  
Es éste un segundo cambio introducido a los cálculos anteriores.

Finalmente, para pasar de la tasa neta de reproducción,  $R_0$ , a la ta-  
sa bruta de reproducción,  $R'$ , se dividió en los cálculos anteriores por  
 $p(28)$ , que valía .5775. Vemos ahora que, dadas la fecundidad y mortali-  
dad estimadas, el valor debe ser .5546. No es legítimo, claro está, utili-  
zar información sobre fecundidad para derivar una estimación independi-  
ente. Más apropiado es comparar la tasa neta de reproducción, estima-  
da a partir del índice de Thompson, que resulta 1.83, con la estimada  
según la ley de fecundidad ( $TGF=7$ ) y la de mortalidad, que resulta 1.89.  
Son valores del mismo orden de magnitud. Si se continúa con la elabo-  
ración es porque se quiere aclarar, hasta el término de la elaboración,  
cada una de las diferencias con los cálculos anteriores.

De la tasa bruta de reproducción obtenida a partir de la tasa neta,  
antes con una probabilidad de sobrevivencia de .5775, ahora con una  
de .5546, se pasa a la tasa global de fecundidad multiplicando por 2.05,  
para tomar en cuenta los nacimientos masculinos. Los resultados son:  
5.8 antes, 6.8 ahora. El valor 6.8 es del mismo orden de magnitud que  
7 (como se vio antes al comparar las tasas netas de reproducción).

En la tabla 2 se resumen todos los pasos que se han examinado en  
los párrafos anteriores.

---

15/ Coale, Ansley J. y Demeny, Paul: *Regional model life tables and  
stable population*. Princeton Press, Princeton, New Jersey, 1966.

Tabla 2

COMPARACION DE LA DERIVACION DE LA TASA GLOBAL DE  
FECUNDIDAD A PARTIR DEL INDICE DE THOMPSON (J) ENTRE  
CALCULOS EXISTENTES Y LOS QUE SE APOYAN EN LA  
NUEVA ESTIMACION DE LA FECUNDIDAD

Concepto	Cálculo anterior	Cálculo actual
Niños en el grupo 10-14	200 970	211 230
$J_2$	1.84	1.84
$J_3$	1.64	1.73
Promedio (J)	1.75	1.785
Base relación $R_0/J$	Lotka, E.E.U.U.	Modelo Coale-Demeny
Valor relación $R_0/J$	.932	1.026
Valor estimado de $R_0$	1.63	1.83
Probabilidad de supervivencia	.5775	.5546
Valor estimado de $R'$	2.82	3.30
Valor estimado de TGF	5.8	6.8

