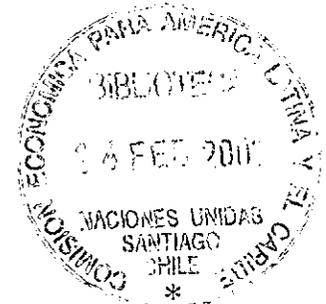


CELADE

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

Carmen Arretx, Rolando Mellafe
y Jorge L. Somoza



Serie A, N° 152
Febrero, 1977
250

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

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

RESUMEN

Se presenta en este documento una estimación de la fecundidad de la Argentina basada en información del censo nacional de 1895 sobre la población menor de 15 años y la población femenina de 15 a 65 años, clasificadas por edades simples, mediante el método de hijos propios.

Existía una estimación de la fecundidad, elaborada en 1967, que se basó en la información sobre el número de hijos tenidos por las mujeres alguna vez casadas recogida en ese mismo censo. Esta estimación se sintetiza en un valor de la Tasa Global de Fecundidad (TGF) de 6 hijos por mujer.

El método de hijos propios para estimar la fecundidad ofrecía la posibilidad de elaborar una nueva estimación, con información más sólida y que merece, por lo tanto, más confianza. Se obtuvo como resultado una estimación de la fecundidad, de la TGF, equivalente a 7 hijos por mujer al cabo de su vida fértil. La estructura de las tasas de fecundidad resultó también diferente a la estimada anteriormente. Las nuevas estimaciones modifican las existentes sobre la tasa de crecimiento natural de la población en esa época.

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 rate of natural growth.



INDICE

| | <u>Página</u> |
|--|---------------|
| I. ANTECEDENTES | 1 |
| II. ALGUNAS CONSIDERACIONES SOBRE LA POBLACION DE LA ARGENTINA EN LOS ULTIMOS DECENIOS DEL SIGLO XIX | 2 |
| III. APLICACION DEL METODO DE LOS HIJOS PROPIOS | 5 |
| - La mortalidad | 5 |
| - La fecundidad | 7 |
| - La estructura por edades de las tasas de fecundidad | 7 |
| - El nivel de la fecundidad en el período 1880-1895 | 15 |
| - Comparación de los resultados obtenidos con los exis- tentes | 20 |
| - La tasa de natalidad de la población | 21 |
| APENDICE 1. Hipótesis sobre la mortalidad | 22 |
| a) La mortalidad de ambos sexos en el tramo 0-14 años | 22 |
| b) La mortalidad femenina en el tramo 15-64 años | 23 |
| 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 | 24 |
| APENDICE 2. El índice de reemplazo de Thompson | 26 |
| REFERENCIAS | 29 |

Indice de cuadros y gráficos

Cuadro

| | |
|--|---|
| 1. Probabilidades de sobrevivencia adoptadas sobre las que se apoyan las tablas de vida que se utilizan | 5 |
| 2. Tzbla de vida de ambos sexos en el tramo 0-14 años. Función L_x | 6 |

| <u>Cuadro</u> | <u>Página</u> |
|---|---------------|
| 3. Tabla de vida femenina en el tramo 15-60 años. Función ${}_5L_x$ | 7 |
| 4. Muestra del censo de la Argentina de 1895. Población femenina por edad y niños menores de 15 años clasificados según la edad de sus presuntas madres | 11 |
| 5. Distribución de las tasas de fecundidad por edades calcula- das por trienios desde 1880 hasta 1895 | 13 |
| 6. Muestra del censo argentino de 1895. Comparación entre la serie anual de nacimientos que implican los niños censados con menos de 15 años con las que resultan de tres hipótesis sobre el nivel de la fecundidad pasada | 17 |
| 7. Comparación de las estimaciones de fecundidad existente y la obtenida en este documento | 20 |

Gráfico

| | |
|---|----|
| 1. Distribución porcentual de las tasas de fecundidad. Trienios 1880-1883 a 1892-1895 | 14 |
| 2. Distribución porcentual de las tasas de fecundidad promedio del período 1880-1895 | 16 |
| 3. Serie anual de nacimientos: a) que implican los niños censados menores de 15 años, y b) que se derivan de la población femenina según tres hipótesis de fecundidad | 18 |

I. ANTECEDENTES

Existe una estimación de la fecundidad de la población de la Argentina, elaborada en 1967 (1), 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 razones: (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, aún 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. (2)

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 el procedimiento de hijos propios, así como los programas de computación elaborados por Julio Ortúzar de 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 es 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. (3)

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 por ciento y un 3.5 por ciento, dependiendo de la tasa anual de aumento, disminución o supresión de la corriente inmigratoria. El censo de 1869 dió un total de 1 737 000 habitantes y el de 1895 de 3 954 911. Estas cifras indicarían un crecimiento anual del 3 por ciento para el período inter-censal, porcentaje que sería más confiable si se calculara con más exactitud, por una parte, el crecimiento 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 sabemos 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 populosos barrios de Buenos Aires. Las malas condiciones laborales se reflejaron inmediatamente en una larga cadena de conflictos, a veces sangrientos, que fueron siendo 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 veintiseis. (6)

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 que aquí presentamos.

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, así mismo, prematura la idea de la influencia que habría ejercido una gran masa asalariada obrera industrial, conjuntamente con un considerable sector de clase media urbana, sobre los determinantes demográficos de esos años.

No está demás recordar que en 1895 aún es rural el 73 por ciento de la población total del país, bajando ésta al 47.5 sólo por 1914. (7). Un estudio acucioso de la evolución de la población económicamente activa, reflejada en los censos de 1869, 1895 y 1914 podría, a nuestro juicio, aclarar mucho la situación. Nos 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 creció desde 4 700, que había en Buenos Aires en 1887, 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. (8)

Cualquiera que sea el alcance que se le quiera dar al indicador demográfico que aquí se presenta, creemos que 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 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 fecundidad, citado anteriormente, (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 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, en base a ella, nacimientos producidos entre 1880 y 1895.

En el Cuadro 2 aparecen los valores de la función L_x , para ambos sexos, 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 2

TABLA DE VIDA DE AMBOS SEXOS EN EL TRAMO 0-14 AÑOS

FUNCION L_x

| Edad | Sobrevivientes | Edad | Sobrevivientes | Edad | Sobrevivientes |
|------|----------------|------|----------------|------|----------------|
| x | L_x | x | L_x | x | 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 | .6613 | 14 | .6457 |

Cuadro 3

TABLA DE VIDA FEMENINA EN EL TRAMO 15-60 AÑOS

FUNCION ${}_5L_x$

| Edad | Sobrevivientes | | | | | |
|------|----------------|-----------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | x | ${}_5L_x$ | ${}_5L_{x+1}$ | ${}_5L_{x+2}$ | ${}_5L_{x+3}$ | ${}_5L_{x+4}$ |
| 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, la segunda, el nivel de la fecundidad.

La estructura por edades de las tasas de fecundidad.

El método de los 'hijos propios' (9) 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, con secuentemente, 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 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 ${}_5N_{23}$.

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

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

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

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, 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 mala declaración de edad. Tampoco tiene mucho relevancia 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, no de una familia, 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. Además, cuando 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 el porcentaje del total de niños a los que se les pudo asignar una madre oscila entre el 63 y el 83.

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: 103, 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 asignados. Si éstos se reparten según 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 relevancia para la elaboración que nos ocupa.

El Cuadro 5 presenta los resultados obtenidos relativos a la distribución de las tasas de fecundidad por edad. Se trabajó, siguiendo el mismo procedimiento descrito más arriba con el ejemplo ilustrativo, 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 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

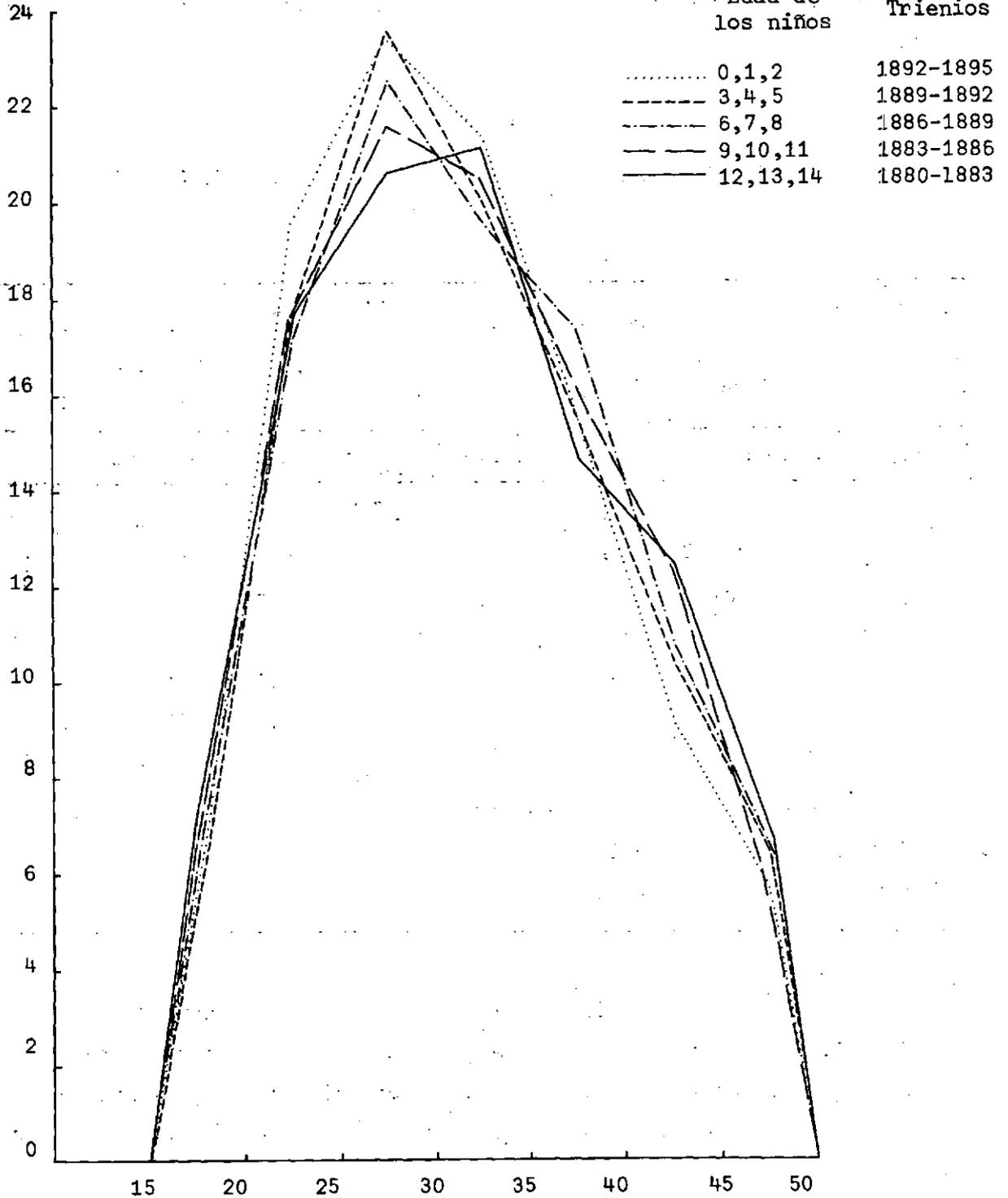
| Edad de los niños en 1895 | 0-2 | 3-5 | 6-8 | 9-11 | 12-14 | 0-14 |
|------------------------------|------------------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Años en que nacieron | 1892- 1895 | 1889- 1892 | 1886- 1889 | 1883- 1886 | 1880- 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 | 17.13 | 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 |
| Desvío standard | 7.65 | 8.00 | 8.12 | 8.10 | 8.33 | 8.07 |

Se logran así cinco distribuciones que se han representado en el Gráfico 1. Puede constatar, 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 entre 1880 y 1895.

Gráfico 1

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

Distribución
porcentual



Fuente: Cuadro 5

Edad x

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 de 31.67 a 31.16 años, con alguna vacilación, 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 (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 pretendemos en este trabajo establecer que esa tendencia al descenso de la fecundidad se estaba produciendo. Creemos que la conclusión, aunque plausible, tendría una base estadística muy floja. Estamos detrás de un objetivo más elemental que es determinar el nivel en forma sólo aproximada, para el período 1880-1895 considerado en conjunto. Para este propósito nos parece razonable el criterio que hemos 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.

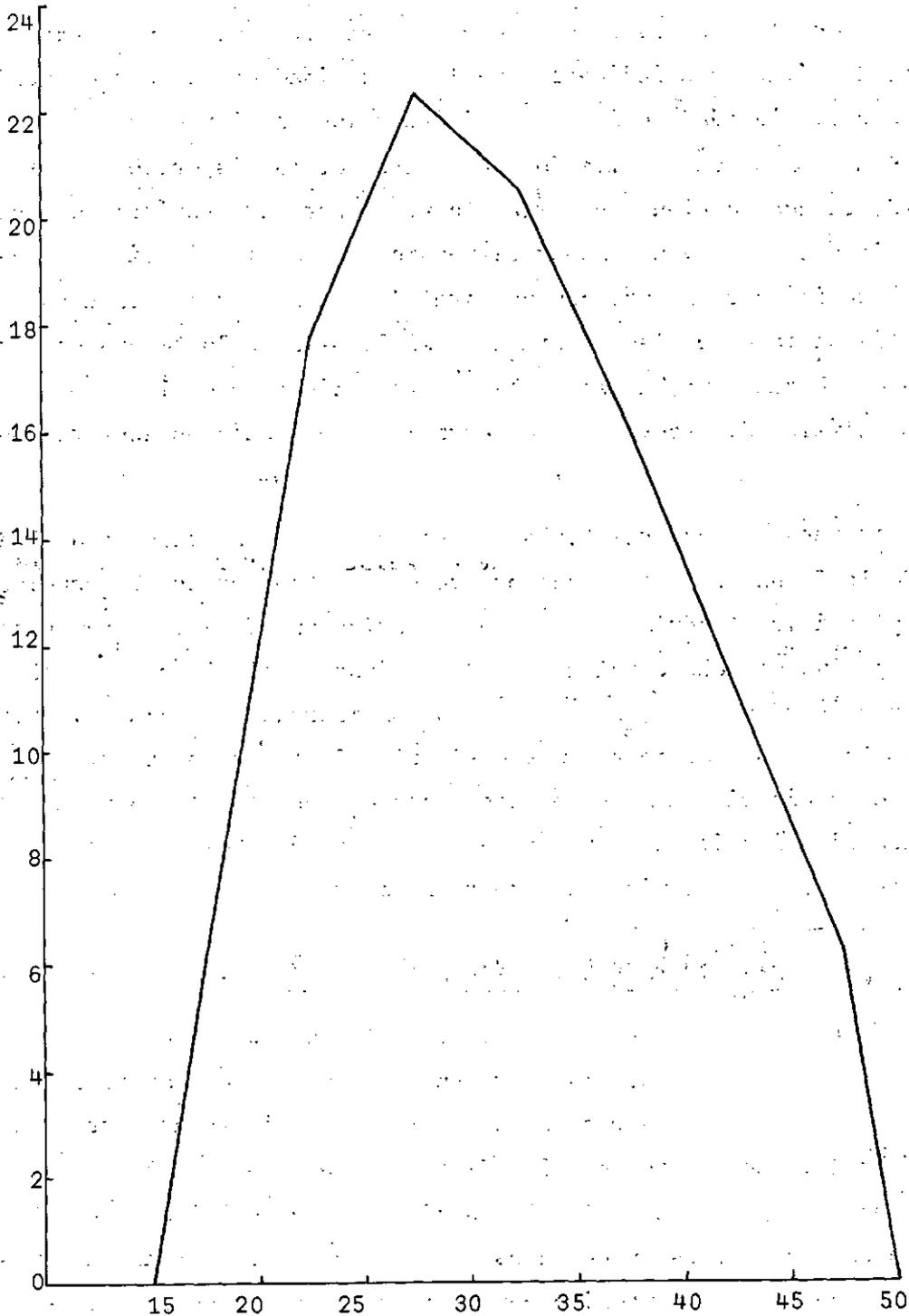
El nivel de la fecundidad en el período 1880-1895.

Se trata ahora de estimar el nivel de la fecundidad en el pasado utilizando, con ese propósito, la estructura por edades de las tasas que hemos establecido 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.

Gráfico 2

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

Distribución porcentual



Fuente: Cuadro 5

Edad x

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 ferrenina, clasificada por edad, y se aplican a la población así retroproyectada las tasas hipotéticas de fecundidad. El resultado es el número esperado de nacimientos en un año.

La serie anual resultante entre 1880 y 1895, las tres series, una para 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.

Cuadro 6

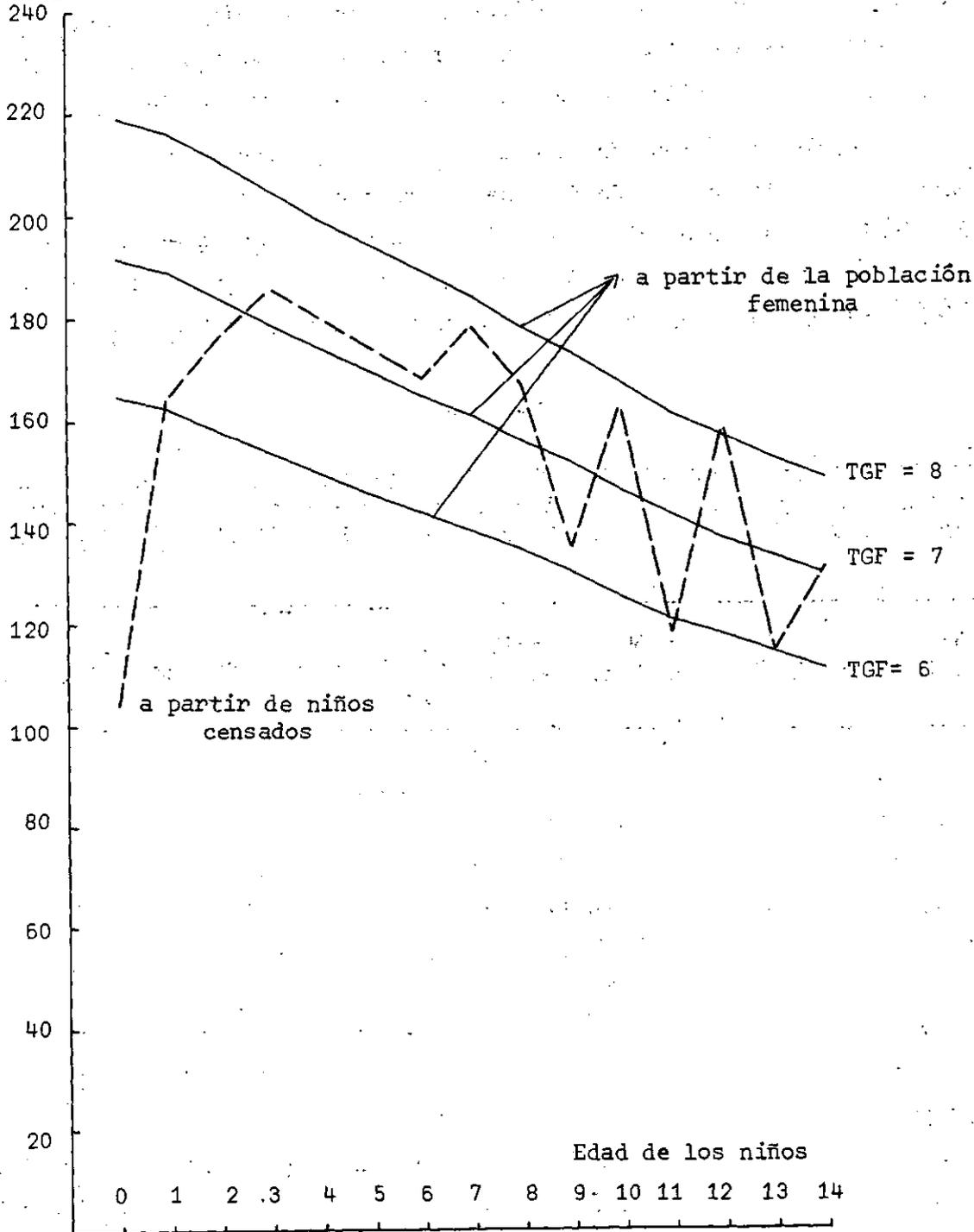
MUESTRA DEL CENSO ARGENTINO DE 1895. COMPARACION ENTRE LA SERIE ANUAL DE NACIMIENTOS QUE IMPLICAN LOS NIÑOS CENSADOS CON MENOS DE 15 AÑOS CON LAS QUE RESULTAN DE TRES HIPOTESIS SOBRE EL NIVEL DE LA FECUNDIDAD PASADA.

| 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 | 165 230 | 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 | 147 312 |

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

Miles de nacimientos



| | | | | | | | | | | | | | | | |
|-------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Año de nacimiento | 1894 | 1893 | 1892 | 1891 | 1890 | 1889 | 1888 | 1887 | 1886 | 1885 | 1884 | 1883 | 1882 | 1881 | 1880 |
| | 1895 | 1894 | 1893 | 1892 | 1891 | 1890 | 1889 | 1888 | 1887 | 1886 | 1885 | 1884 | 1883 | 1882 | 1881 |

Fuente: Cuadro 6

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, contrariamente, 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 consideramos que constituye 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 pretendemos que la estimación constituya una medición precisa de la fecundidad. Sólo aspiramos a que refleje un orden de magnitud. Sería ilusorio, dada la calidad de la información que se maneja, ponernos en 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 no creemos 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.

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.

Cuadro 7

COMPARACIÓN 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 |

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 el apéndice 3 se analiza con cuidado este punto.

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 ($B(1895) = 192\ 405$) 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 (1), sino también la de Collver 43-45 por mil. (10)

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, 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 I

TABLA DE VIDA PARA AMBOS SEXOS ENTRE 0 Y 15 AÑOS

| Concepto | Edad x=5 | Edad x=28 |
|---|------------------------|--------------------------|
| Probabilidad de sobrevivencia masculina | .6739 | .5501 |
| Probabilidad de sobrevivencia femenina | .6914 | .5772 |
| Probabilidad de sobrevivencia 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: | $A = .2073$ | |
| | $B = .9804$ | |

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

A partir de la información contenida en la Tabla I, 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:

- $\bar{Y}S(x) = 1/2 (YS(x) + YS(x+1))$ siendo $\bar{Y}S(x)$ el logito de $1-L_x^S$
- $\bar{Y}(x) = A + B \cdot \bar{Y}S(x)$ siendo $\bar{Y}(x)$ 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 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 .1973. 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

Quando 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 en este análisis nos limitamos a los grupos de edades de los niños de 5-9 y 10-14, definimos sólo dos índices:

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

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 todos los nativos y sólo $2/3$ 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 censados en 1895, debemos ahora computar J_3 con todos los niños no nativos, no con sólo $2/3$ de ellos. Esta forma de proceder significa elevar 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 . Antes 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 estudio anterior la relación que surge de un análisis de Lotka referente a información de los Estados Unidos alrededor de 1930. En él esta relación, R_0/J vale, aproximadamente .932. La información examinada por Lotka, sin embargo no parece ser muy representativa de las condiciones de mortalidad y de fecundidad de la Argentina en torno a 1895. Utilizando relaciones existentes en poblaciones estables modelo, calculadas por Coale-Demeny (15), pudo establecerse que para los niveles de fecundidad y de mortalidad estimados para la Argentina, la relación comentada, R_0/J , debe valer algo más que 1, 1.026, por ejemplo, antes que menos que 1. Es este un segundo cambio que introducimos a los cálculos anteriores.

Finalmente, para pasar de la tasa neta de reproducción, R_0 , a la tasa bruta de reproducción, R' , se dividió, en los cálculos anteriores por $p(20)$, que valía .5775. Vemos ahora que, dadas la fecundidad y mortalidad estimadas, el valor debe ser .5546. No es legítimo, claro está, utilizar

información sobre fecundidad para derivar una estimación independiente. Más apropiado es comparar la tasa neta de reproducción, estimada 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 elaboración 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.

Tabla 2

COMPARACIÓN 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 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 sobrevivencia | .5775 | .5546 |
| Valor estimado de R' | 2.82 | 3.30 |
| Valor estimado de TGF | 5.8 | 6.8 |

REFERENCIAS

1. 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.
2. 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, N° 46, Buenos Aires, diciembre de 1967.
3. 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. Ortiz, 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.
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 Graciarena 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, N°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, N°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.

7. Germani, Gino: "El proceso de urbanización en la Argentina", Revista Interamericana de Ciencias Sociales, Segunda Epoca, Vol. 2, N°3, 1963.
8. Segundo censo de la República Argentina, mayo 10 de 1895. 3 Vols. Buenos Aires, 1898.
9. 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.
10. Collver, O. Andrew: Birth rates in Latin America: new estimates of historical trends and fluctuations. Research Series N°7, Institute of International Studies, University of California, Berkeley, 1965.
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.
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), CELADE, Serie E, N°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.
14. Lotka, Alfred J.: Teoría analítica de las asociaciones biológicas, CELADE, Santiago de Chile, 1969, Serie E, N°5.
15. Coale, Ansley J. y Demeny, Paul: Regional model life tables and stable populations. Princeton Press, Princeton, New Jersey, 1966.