

1000 0025000

Fecha recibida 20/8/76

ARCHIVO de DOCUMENTOS

Original NO SALE de la oficina



DOC
Celado

CELADE

J 1258

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

Rodolfo Merquina

CUBA: ESTIMACION DE LA MORTALIDAD
POR SEXO. TABLA DE VIDA PARA LOS
PERIODOS 1919-1931 Y 1931-1943

Santiago de Chile

Marzo de 1970

Serie C, N° 121



I N D I C E

	<u>Página</u>
INTRODUCCION	1
I. INFORMACION DISPONIBLE	2
II. ESTIMACION DEL SALDO MIGRATORIO EN EL PERIODO 1919-1931	2
III. ESTIMACION DEL SALDO MIGRATORIO EN EL PERIODO 1931-1943	7
IV. ESTIMACION DEL NIVEL DE LA MORTALIDAD PARA CADA SEXO, MEDIANTE LA CONSTRUCCION DE TABLAS DE VIDA EN EL PERIODO 1919-1931 ...	7
V. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD POR SEXO, MEDIANTE LA CONSTRUCCION DE TABLAS DE VIDA EN EL PERIODO 1931-1943	11
VI. CONCLUSIONES	12
ANEXO 1: Asignación de la edad central a las relaciones de supervivencia (para grupos quinquenales de edades), convertidas mediante la extracción de la raíz $12/5$	15
ANEXO 2: Ecuaciones de regresión	17
ANEXO 3: Estimación de las ${}_5^m_x$ a partir de las ${}_5^P_x$ en los modelos de tablas de mortalidad de Naciones Unidas, Manual III ..	19
ANEXO 4:	20
ANEXO 5:	33
ANEXO 6:	35

INTRODUCCION

Las informaciones provenientes de censos de población son una fuente valiosa —a veces la única— para realizar estimaciones de la mortalidad de un país. Cuba cuenta con 14 censos o recuentos de población entre 1774 y 1953, a pesar de lo cual no existen estudios que permitan conocer retrospectivamente la evolución de la mortalidad.

Varios son los factores que han originado esta falta de estudios demográficos, pudiéndose citar entre otros:

a) Calidad deficiente en las estadísticas continuas, que por una parte no permiten la evaluación de los censos y por otra hacen imprecisas las estimaciones a través de ellas no sólo de los niveles de mortalidad, sino también de fecundidad y migraciones.

b) Movimientos importantes de migraciones internacionales, cuya magnitud y características no se puede precisar por la escasez de información disponible sobre ellos. Esto dificulta estimar la población cerrada —es decir no afectada por migraciones— en los períodos intercensales y en consecuencia las estimaciones sobre mortalidad derivadas de los resultados censales deben considerarse sólo como aproximaciones.

c) Falta de centros de estudios demográficos, con nivel suficiente para que a través de técnicas apropiadas suplieran la calidad deficiente de los censos antiguos, adecuándolos para utilizarlos en análisis demográficos.

Después del triunfo de la Revolución y dentro del amplio desarrollo cultural y técnico cubano, se comprende la necesidad de estudiar este nuevo campo que es la demografía, por las múltiples aplicaciones que tiene dentro de una economía centralizada socialista y su conexión con los planes de educación, salud, etc.

Además el nuevo censo de población que se levantará próximamente, hace necesario el estudio retrospectivo de las diferentes variables demográficas, para hacer las comparaciones necesarias y de este modo conocer la evolución que éstas han tenido en Cuba.

Algunos estudios sobre la mortalidad cubana han sido hechos en CELADE por becarios latinoamericanos, tomando como referencia el período intercensal 1943-53 ^{1/} y los años 1952-54. ^{2/} Sin embargo, no existen estudios anteriores a estos períodos que permitan seguir retrospectivamente la evolución de esta variable.

Es por eso que el objetivo de este trabajo es un intento de continuar hacia atrás los logros obtenidos hasta ahora, construyendo a ese efecto dos tablas de mortalidad por sexo: una para el período intercensal 1919-31 y otra para el período 1931-43.

1/ Alvarez, Leonel, Cuba: Estimación del nivel de la mortalidad, 1943-1953, CELADE, Serie C, N° 49.

Macció, Guillermo, La mortalidad en la República de Cuba, 1943-53 y 1961-1963, CELADE, Serie C, N° 92.

2/ González, Fernando y Debasa, Jorge, Evaluación y ajuste del Censo de 1953 y las estadísticas de nacimientos y defunciones entre 1943 y 1958. Tablas de mortalidad para 1952-54 por sexos. CELADE, inédito.

I. INFORMACION DISPONIBLE

La única información disponible para medir la mortalidad a través de tablas de vida es la que proporcionan los censos y se refiere a:

1. La población clasificada por sexo y grupos de edades quinquenales para los censos de 1919, 1931 y 1943.
2. El total de la población extranjera por sexo (no por edad) para cada uno de los censos ya citados.

La población de Cuba ha recibido contingentes importantes de migraciones que han afectado su estructura por sexo y edad. Con el propósito de estimar la población cerrada para cada período intercensal y de ella derivar relaciones de supervivencia semejantes a las que presentan las tablas de vida, se utilizó un procedimiento indirecto para cuantificar los efectos de las migraciones producidas en los períodos intercensales que cubre este trabajo.

II. ESTIMACION DEL SALDO MIGRATORIO EN EL PERIODO 1919-1931

Como no se disponía de la información concerniente al saldo migratorio, se hizo un cálculo aproximado de éste a través de la población censada como extranjera.

Naturalmente, las migraciones ocurridas en la población nativa no es posible medirlas con el método utilizado ni tampoco se cuenta con información sobre ellas. Por lo tanto, se supone que carecen de significación por falta de indicios que señalen lo contrario.

El procedimiento que se siguió para la estimación de las migraciones fue el mismo en ambos períodos y para cada sexo, por lo tanto, explicaremos éste para el período 1919-31 y en el capítulo siguiente detallaremos algunos pequeños cambios que se hicieron para el período 1931-43.

El método seguido fue el siguiente: los extranjeros de 1919, clasificados por sexo y grupos de edades, fueron proyectados hasta 1931 con unas relaciones de supervivencia que supuestamente reflejaban la mortalidad de los mismos en el período 1919-31. La diferencia entre esta proyección y el total de extranjeros en 1931, se consideró como efecto del saldo migratorio neto del período 1919-31.

Por ejemplo, tomando como ilustración el grupo de edad 17-21 años en 1931, para la población extranjera:

$$E_{17-21}^{1931} = E_{5-9}^{1919} - D_{5-9}^{1919-31} + S_{17-21}^{1931} \quad (1)$$

$$S_{17-21}^{1931} = E_{17-21}^{1931} - (E_{5-9}^{1919} - D_{5-9}^{1919-31})$$

donde:

E_{17-21}^{1931}	población extranjera censada en edades comprendidas entre 17 y 21 años en 1931
E_{5-9}^{1919}	población extranjera que en 1919 tenían edades comprendidas entre 5 y 9 años
$D_{5-9}^{1919-31}$	población que muere en el intervalo de tiempo comprendido entre 1919 y 1931 y que en 1919 tenían edades comprendidas entre 5 y 9 años
S_{17-21}^{1931}	saldo migratorio en 1931 de migrantes que llegaron entre 1919 y 1931 y que en 1931 tenían edades comprendidas entre 17 y 21 años.

De la ecuación (1) se desprende que el total de extranjeros en 1931 es igual a los sobrevivientes de la población extranjera en 1919 más el saldo migratorio de esta población en el período 1919-31.

Lo dicho anteriormente puede reflejarse en la siguiente ecuación:

$${}_w S_0^{19-31} = {}_w E_0^{31} - \sum_{x=0}^w \frac{E_x^{19}}{5^x} \cdot \frac{P_x^{12}}{5^x} \quad (2)$$

donde:

${}_w S_0^{19-31}$	efecto del total del saldo migratorio en el período
${}_w E_0^{31}$	total de extranjeros en 1931
$\frac{E_x^{19}}{5^x}$	extranjeros en 1919 en edades comprendidas entre "x,x+5"
$\frac{P_x^{12}}{5^x}$	relaciones de supervivencia para un período de 12 años, para edades comprendidas entre "x,x+5"

si:

${}_w S_0^{19-31} > 0$ ha habido una inmigración de extranjeros

${}_w S_0^{19-31} < 0$ ha habido una emigración de extranjeros

Como la población extranjera de 1919 y 1931 se tenía clasificada sólo por sexo, fue necesario distribuirla por grupos de edades, para lo cual se recurrió a los siguientes supuestos, que se analizan más adelante.

1. La estructura por sexo de la población extranjera en 1919, era igual a la de la Argentina, según los censos de 1947.

2. La mortalidad intercensal del período 1919-31 de la población extranjera por sexo, estaba dada por el nivel 40 de las Tablas Modelo de Mortalidad de Naciones Unidas, con $e_0^o = 39,2$ años para los hombres y $e_0^o = 40,7$ años para las mujeres.
3. La estructura de los inmigrantes en 1931 era la misma que la que aparece en el Manual III de Naciones Unidas, tabla N° 47.

Para la determinación del supuesto 1, se tomó en consideración que Argentina ha pasado por un proceso migratorio bastante intenso al igual que Cuba, siendo la población extranjera en este país de un 15,3 por ciento del total de la población en 1947, mientras que en Cuba este porcentaje es de un 11,7, en 1919.

Naturalmente, esto de por sí solo no basta para afirmar que las estructuras de la población extranjera de ambos países deben ser parecidas. Este supuesto puede subestimar o sobreestimar los sobrevivientes al final del período, según sea esta estructura más vieja o más joven, respectivamente que la real. En realidad se busca una estimación posible y razonable aunque arbitraria.

Para determinar el nivel de la mortalidad de la población extranjera (supuesto 2.), se hizo un análisis de esta población según lugar de nacimiento. Se consideró que la población extranjera, (en 1919 y 1931), tenía niveles de mortalidad (medido a través de la esperanza de vida al nacer) semejantes a los de los países de los cuales había emigrado.

El peso de la población extranjera con respecto a la población total es moderado (11,7 por ciento 1919; 11,0 por ciento en 1931 y 5,2 por ciento en 1943); por lo tanto las desviaciones de la realidad que ocurren al estimar las relaciones de supervivencia (P_x) para esta población extranjera no deben afectar considerablemente la estimación de los niveles de mortalidad para la población total, que es el objetivo al cual se dirige este trabajo.

Un error al estimar los niveles de mortalidad de la población extranjera (en los períodos 1919-31 ó 1931-43), puede subestimar o sobreestimar los niveles de mortalidad al construir las tablas de vida para la población total.

Si sobreestimamos el nivel de la mortalidad de la población extranjera en el período 1919-31, el número de sobrevivientes estimado a 1931 de la población extranjera de 1919 será inferior a la realidad y por lo tanto el saldo migratorio (en este caso emigrantes) será mayor debido al procedimiento utilizado para su cálculo.

Al sustraer este saldo migratorio exagerado de los diferentes grupos de edades de la población total censada en 1931, (con el fin de cerrar el período 1919-31) se estará considerando como inmigrantes personas que no pertenecen a esta categoría. Esto ocasiona una subestimación de las ${}_5P_x$, calculadas a través de los dos censos y una sobreestimación de los niveles de mortalidad.

Una subestimación de los niveles de mortalidad de la población extranjera en este período (siguiendo el mismo razonamiento anterior), subestimaría el nivel de mortalidad para la población total.

En cuanto al período 1931-43, una sobreestimación de los niveles de mortalidad de la población extranjera en este período haría que los sobrevivientes de esta población en 1943 fueran inferiores a la realidad. Sin embargo, como entre 1931-43 hubo emigraciones de la población extranjera, el saldo migratorio sería también inferior al real.

Al agregar estas emigraciones a cada uno de los grupos de edades censados en 1943 para cerrar la población, se considerarán menos personas de las que en realidad emigraron. Esto originaría que las P_x calculadas de la población a través de los censos (después de haber sido cerrado el período 1931-43) y correspondientes a la población no migrante sean inferiores a las reales y se estará sobreestimando el nivel de la mortalidad de los no migrantes.

Siguiendo el mismo razonamiento se llega a la conclusión que una subestimación de la mortalidad de la población extranjera en este período subestimaría el nivel de la mortalidad para la población no migrante.

Se hicieron varios ensayos con relaciones de supervivencias de distintos niveles de las Tablas Modelo de Mortalidad de Naciones Unidas, con el propósito de comprobar cómo afectaría un error al elegir los niveles de mortalidad en la estimación del saldo migratorio de los períodos intercensales. Por ejemplo, se tomó la población femenina extranjera distribuida por grupos de edades, según la estructura para esta población en Argentina dada por el censo de 1947 y se proyectó hasta 1943 con las P_x de los niveles 40 y 55 de las tablas ya citadas, con esperanza de vida al nacer^x (femenina) de 40,7 y 48,7 años, respectivamente. Los sobrevivientes en 1943 de la población femenina extranjera en 1931 utilizando las relaciones de supervivencia del nivel 40 ascendieron a 75 690 mujeres. Utilizando el nivel 55 la estimación resultó de 81 071 mujeres, o sea, una diferencia de 8 años en la esperanza de vida al nacer originaría una diferencia de 5 381 personas en la estimación de los sobrevivientes en los 12 años calendario transcurridos entre 1931 y 1943.

Se consideró que estas diferencias no tenían mucha importancia en su magnitud absoluta, ya que puede suponerse que las estimaciones realizadas en la determinación de los niveles de mortalidad para la población extranjera no introdujeron errores tan importantes como es el suponer 8 años de diferencia.

Analizando la población extranjera por lugar de nacimiento para 1931 (para 1919 se carecía de esta información, por lo tanto, se supuso que en 1919 ésta podría ser semejante a la de 1931), obtenida en la publicación del censo de 1943, se encontró lo siguiente:

En 1931 el 59,0 por ciento de la población extranjera radicada en Cuba era española, mientras que el 27,9 por ciento era de países latinoamericanos y el 5,6 por ciento china.

Se decidió que un nivel de mortalidad representado por la e^0 correspondiente a España en el período 1919-31 y disminuido un poco debido al más alto nivel de la mortalidad en los países latinoamericanos y China pudiera tomarse como referencia para estimar el nivel de la mortalidad de esta población extranjera en el período considerado.

La e^0 de España alrededor de 1930 era de 50,3 años para ambos sexos, ^{3/} por lo que posiblemente alrededor de 1925 que es la mitad del período intercensal, este nivel estuviera dado por una e^0 de 46 años aproximadamente.

3/ Naciones Unidas, Statistical Yearbook, 1949-1950.

Del 27,9 por ciento de la población latinoamericana que había en Cuba, los haitianos tenían un peso considerable, pues venían para trabajar en los cortes de caña. El nivel de la mortalidad de Haití para esa fecha se desconoce, pero analizando la e^0 de varios países alrededor de 1925 y que se estima fuera parecida a la de Haití (Nicaragua 24,3 años en 1920; El Salvador 28,7 años para 1930; Guatemala 25,5 años en 1920), ^{4/} se consideró que esta e^0 debería haber sido aproximadamente de 25 años.

Por lo tanto, en promedio el nivel 40 de las Tablas Modelo de Mortalidad de Naciones Unidas, puede representar el nivel de la mortalidad de los extranjeros en ese período.

Como la operación de envejecer la población extranjera de 1919 hasta 1931, requería de relaciones de supervivencia por grupos quinquenales de edades para un período de 12 años y las que aparecen en las Tablas Modelo de Mortalidad de Naciones Unidas pueden ser utilizadas directamente sólo para períodos múltiples de 5, se procedió a abrir en grupos individuales de edad las ${}_5L_x$ del nivel correspondiente y a reagruparlas convenientemente a partir del grupo de edad 12-16 años, etc., hasta el grupo 92 y más años. Para realizar esta operación se utilizaron los multiplicadores de "Beers" para grupos quinquenales de edades. ^{5/}

Respecto al supuesto 3, se tomó esa estructura, pues era la única información de la cual se disponía al realizar este trabajo.

Es conveniente aclarar que los supuestos utilizados pueden ser objetables y de no cumplirse pueden ocasionar distorsiones en los resultados finales. Sin embargo, debido a la ausencia de información adicional que pudiera mejorar los mismos y siendo el peso de los extranjeros moderado en la población total -por lo tanto un error afecta poco las estimaciones- se decidió utilizarlos.

Además es de esperarse que las distorsiones de la realidad originadas por ellos sean subsanadas posteriormente con los ajustes introducidos a las relaciones de supervivencia derivadas de los resultados censales.

Las estimaciones obtenidas para cada sexo fueron las siguientes:

	<u>Hombres</u>	<u>Mujeres</u>
1) Total de extranjeros según censo de 1931	322 329	114 568
2) Total de extranjeros según censo de 1919 de ellos:	259 435	79 647
3) Sobrevivientes en 1931	<u>166 962</u>	<u>52 620</u>
Diferencia 1) - 3) = $w S_0^{19-31}$ =	155 367	61 948

Como se deduce de las cifras anteriores, el saldo migratorio en este período es mayor que "0" y por lo tanto, esto significa que existió una inmigración en el mismo.

A continuación se procedió a sustraer de los diferentes grupos de edades de la población censada en 1931, los inmigrantes estimados para cerrar de este modo la población en el período intercensal 1919-31.

En el anexo 4, tablas 1, 2 y 3 aparecen las cifras correspondientes al censo de 1919 y 1931, así como los extranjeros en estas fechas y la población sobreviviente calculada en este trabajo para los grupos de edades 12-16 años en adelante para 1931 y 1943.

^{4/} Arriaga, Eduardo, New Life Tables for Latin American Population in the Nineteenth and Twentieth Centuries. Department of Demography, College of Letters and Sciences, Berkeley Institute of International Studies, Universidad de California, 1968.

^{5/} Bocaz, Albino, Interpolación, CELADE, Serie B, N° 5.

III. ESTIMACION DEL SALDO MIGRATORIO EN EL PERIODO 1931-1943

Como ya se explicó, el método de trabajo seguido en este período es similar al utilizado para el de 1919-31. Las diferencias con el período anterior son las siguientes:

1. Se supone que la mortalidad intercensal de la población extranjera por sexos está dada por el nivel 55 de las Tablas Modelo de Mortalidad de Naciones Unidas, con $e_0^o = 46,4$ años para los hombres y $e_0^o = 48,7$ para las mujeres.
2. El saldo migratorio en este período es menor que "0", lo que refleja una emigración de extranjeros.
3. La estructura de los emigrantes en 1943, supuestamente está dada por la que aparece en el Manual III de Naciones Unidas, tabla N° 48.

A continuación aparecen los resultados de los cálculos realizados:

	<u>Hombres</u>	<u>Mujeres</u>
1) Total de extranjeros, según censo de 1943	178 348	68 203
2) Total de extranjeros, según censo de 1931 de ellos:	322 329	114 568
3) Sobrevivientes en 1943	<u>221 629</u>	<u>81 071</u>
Diferencia 1) - 3) = $\frac{S_{31-43}}{w_0} =$	- 43 281	- 12 868

Después de obtener estos resultados y determinar la estructura del saldo neto migratorio para 1931-43, se sumó a la población censada en 1943 por grupos de edades, las cifras correspondientes al efecto migratorio del período, para de este modo, cerrar la población.

IV. ESTIMACION DEL NIVEL DE LA MORTALIDAD PARA CADA SEXO, MEDIANTE LA CONSTRUCCION DE TABLAS DE VIDA EN EL PERIODO 1919-1931

Después de realizados los cálculos explicados en el capítulo III, se tenía la población presumiblemente cerrada por sexo, con un intervalo de 12 años de separación.

Una de ellas, la del censo de 1919, se tomó tal como aparecía la información, sin introducir ninguna variación en sus cifras. La otra, de 1931, que llamaremos "teórica" (anexo 4, tabla 1) se suponía libre de la influencia de las migraciones internacionales en su estructura por edad, debido al método utilizado en su cálculo.

Para obtener a través de estas dos poblaciones las relaciones de supervivencia del período intercensal, hubo necesidad de reagrupar la población de 1931 en grupos convenientes de edad, empezando en el grupo 12-16 años en adelante. Para lograr esto se utilizaron al igual que en el caso de los extranjeros (capítulo II) los multiplicadores de "Beers" para grupos quinquenales.

A continuación se obtuvieron las relaciones de supervivencia para el período de forma que:

$${}_5P_x^{12} = \frac{{}_5N_{x+12}^{1931}}{{}_5N_x^{1919}}$$

donde:

${}_5P_x^{12}$ relación de supervivencia para el grupo de edad "x,x+5" por un período de 12 años

${}_5N_x^{1919}$ población censada en 1919 en el grupo de edad "x,x+5"

${}_5N_{x+12}^{1931}$ población censada en 1931, sobreviviente de la población que en 1919 tenía edades comprendidas entre "x,x+5".

Las relaciones de supervivencia obtenidas de esta forma, para un período de 12 años fueron convertidas en otras para un período de 5 años, extrayéndole la raíz 12/5 a cada una de ellas.

Como es natural, la edad correspondiente a estas relaciones de un período de 5 años no es la misma que las obtenidas para un período de 12 años. El procedimiento que se siguió para asignarle la edad apropiada aparece explicado en el anexo 1.

Después de obtenida esta nueva serie de relaciones de supervivencia para cada uno de los sexos, se observó que presentaban irregularidades debido, tanto a las deficiencias propias de los censos, como al no cumplimiento exacto de los supuestos establecidos al calcular los saldos migratorios.

Con el fin de superar esta inconveniencia, se suavizaron mediante la utilización de un método analítico que consiste en ajustar las P_x mediante una parábola por mínimos cuadrados para las edades del grupo 35-39 años en adelante hasta 80 y más años, y la aplicación de ecuaciones de regresión lineal que permiten obtener las P_x de un grupo quinquenal a partir de la correspondiente al grupo inmediatamente superior. Esto se hizo para los grupos de edades 30-34 años hasta el grupo 0-4 años (ambos inclusive).

No fue necesario verificar la aplicabilidad de este método, ya que en estudios anteriores realizados por becarios del CELADE, el mismo había sido probado.^{6/}

Las ecuaciones de regresión utilizadas, aparecen en el anexo 2, tabla 1 y son las mismas que las obtenidas en el trabajo a que se hace referencia en la llamada 6/.

Las series ajustadas para cada sexo -que de ahora en adelante llamaremos ${}_5P_x(a)$ - se compararon a través de un índice de masculinidad, con las de las Tablas Modelo de Mortalidad de Naciones Unidas, observándose que el mismo seguía un comportamiento similar en ambos casos (con excepción de los grupos 65-69 años en adelante). Este índice está definido por la siguiente expresión:

^{6/} Merlo, Pedro, Ecuador: Evaluación y ajuste de los censos de población de 1950 y 1962 y proyecciones de la población total del año 1960 al año 2000. CELADE, Serie C, N° 113.

$$I.M. = \frac{{}_5P_x^h}{{}_5P_x^m}$$

donde:

- I.M. índice de masculinidad de las ${}_5P_x$
 ${}_5P_x^h$ relación de supervivencia masculina por grupos quinquenales
 ${}_5P_x^m$ relación de supervivencia femenina por grupos quinquenales.

El valor de las ${}_5P_{65-69}$ en adelante se obtuvo de la siguiente forma:

Se calculó la relación entre $\frac{{}_5P_{x+5}}{{}_5P_x}$ de las tablas construidas para el período 1943-53,^{7/} para $x = 60$ años en adelante hasta 80 y más años.

Aplicando estas relaciones a los grupos correspondientes de las ${}_5P_{x(a)}$ del período 1919-31, para cada sexo y desde el grupo de edad 60-64 años en adelante, se estimaron las nuevas relaciones de supervivencia ajustadas de estos grupos para el período.

En el anexo 4, tabla 4, aparecen las relaciones de supervivencia observadas y ajustadas, así como en los gráficos 1 y 2 del mismo anexo aparecen dibujadas estas relaciones.

Comparando las relaciones de supervivencia obtenidas para 1919-31 con las estimadas para otros períodos (1931-43 y 1943-53), se observó que eran coherentes en su evolución, por lo que se consideró que reflejaban aproximadamente la mortalidad cubana para cada uno de los sexos.

Antes de seguir adelante se quiso conocer el nivel de la mortalidad medido a través de la esperanza de vida al nacer que correspondía a las ${}_5P_{x(a)}$, encontradas para cada sexo. Este cálculo es posible realizarlo a través de la siguiente fórmula:

$$e_0^o = 5 \cdot {}_5P_b \left[\left(1 + \frac{{}_5P_{0-4}}{5} \left(1 + \dots \dots \left(1 + \frac{{}_5P_{75-79}}{5} \left(1 + \frac{{}_5P_{80y \text{ más}}}{1 - \frac{{}_5P_{80y \text{ más}}}{5}} \right) \right) \right) \right) \right] \quad (3)$$

$$e_0^o = 5 \cdot {}_5P_b = K \quad (4)$$

Como puede observarse en la fórmula (4), se necesita conocer el valor de la relación de supervivencia al nacer (${}_5P_b$) o en su defecto el de la e_0^o .

En las ecuaciones de regresión que figuran en la tabla 1 del anexo 2, aparecen las relaciones que unen linealmente la esperanza de vida al nacer con la suma de los productos indicados en la fórmula (3) y señalados en la fórmula (4) como K.

^{7/} Macció, Guillermo, op. cit.

De esta forma se obtuvo una primera estimación del nivel de la mortalidad a través de la e_0^o de 38,44 años para el sexo masculino y de 39,96 años para el sexo femenino.

En general se carecía de información que permitiera comparar los datos de e_0^o obtenidos en esta primera estimación con otras realizadas en trabajos anteriores.

La única información que se encontró, viene dada en un trabajo preparado en CEPAL 8/ y que sitúa la e_0^o de Cuba en un nivel de 37,5 años para ambos sexos, hacia 1919.

Esta comparación de la esperanza de vida al nacer realizada con la estimación de CEPAL, así como la evolución que presentaban las ${}_5P_x(a)$ al comparar los períodos de los cuales se tenía información (1919-31; 1931-43; y 1943-53) permitió suponer que las ${}_5P_x(a)$ encontradas reflejaban aproximadamente la mortalidad cubana para cada uno de los sexos, por lo que se decidió seguir trabajando a partir de ellas.

Con estas ${}_5P_x(a)$ y para cada sexo por separado, se procedió a estimar las m_x correspondientes, utilizando para este fin las Tablas Modelo de Mortalidad de Naciones Unidas.

El método seguido fue el siguiente:

- 1) Se situó cada ${}_5P_x(a)$ dentro de dos niveles de las Tablas Modelo
- 2) Se interpoló el nivel que correspondería a las ${}_5P_x(a)$
- 3) Estos niveles encontrados en 2) se aceptaron como niveles correspondientes a las m_x
- 4) Finalmente, se interpoló el nivel encontrado para cada m_x , estimándose de esta forma el valor que le correspondía a cada una de ellas.

A partir de las m_x encontradas de esta forma, se construyó las tablas de vida del período 1919-31.

En el anexo 3 se detalla el procedimiento de cálculo utilizado para estimar las m_x a partir del grupo 5-9 años en adelante, así como el cálculo de la q_{0-5} . Con esta información y con ayuda de un computador, se calculó el resto de las funciones de las tablas.

En las tablas de vida correspondientes a cada período y sexo (anexo 5, tablas 1 y 2) aparecen las m_x encontradas. En los gráficos 3 y 4 del anexo 4 aparecen dibujadas estas funciones desde el grupo 5-9 años en adelante junto con las obtenidas para la tabla de vida del período 1952-54, 9/ con fines comparativos.

En los últimos grupos de edades aparecen diferencias notables entre las m_x calculadas en este trabajo y las obtenidas en el período 1952-54.

Debido al método utilizado para su construcción y por la información que se tenía para elaborar las tablas de vida del período 1952-54, sus m_x posiblemente sean más regulares que las obtenidas para los períodos 1919-31 y 1931-43. De ser esto así, las m_x encontradas en este trabajo podrían subestimar el nivel de la mortalidad en estos grupos de edades (60-64 en adelante) en los períodos estudiados.

8/ CEPAL, Proyección de la población urbana-rural de Cuba, 1960, pág. 27.

9/ González, Fernando y Debasa, Jorge, op. cit.

Estas diferencias están ocasionadas seguramente por el método de estimación del nivel de la mortalidad diferente en cada caso, pudiendo además influenciar en más o menos grado los supuestos a que se tuvo que recurrir en este trabajo para su construcción.

Sin embargo, debido al poco peso que tiene la mortalidad en los últimos grupos de edades con relación a la determinación de la e_0^o , estas diferencias no deben causar variaciones importantes en su estimación.

V. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD POR SEXO, MEDIANTE LA CONSTRUCCION DE TABLAS DE VIDA EN EL PERIODO 1931-1943

El método de construcción utilizado en este caso, es el mismo que el usado en el período 1919-31. La única diferencia reside en la obtención de las ${}_5P_x(a)$ del sexo masculino.

Al compararse la serie ajustada de cada sexo, se observó que el índice de masculinidad entre las relaciones de supervivencia masculina y femenina difería de lo que puede observarse en distintas tablas de mortalidad.

Al calcular el saldo migratorio de este período, se observa que éste ha sido más intenso en los hombres que en las mujeres, afectando por lo tanto menos la estructura de la población femenina (por los posibles errores de los supuestos utilizados). Por otra parte las series de ${}_5P_x(a)$ femeninas varían menos entre los niveles de las Tablas Modelo de Mortalidad de Naciones Unidas, correspondientes a una e_0^o similar a la encontrada a través de la fórmula (4). Por estos motivos se tomó la serie de relaciones de supervivencia femenina como la correcta y con los índices de masculinidad encontrados en las Tablas Modelo para una e_0^o semejante a la estimada, se calculó la serie de relaciones de supervivencia masculina ajustada.

Los resultados obtenidos en una primera estimación de la e_0^o (para el período 1931-43), a través de la fórmula (4) fueron los siguientes:

$$e_0^o \text{ (hombres)} = 44,96 \text{ años}$$

$$e_0^o \text{ (mujeres)} = 47,88 \text{ años}$$

Estos valores encontrados se compararon como se hizo para el período 1919-31 con la estimación de CEPAL, que es de 47,5 años de esperanza de vida al nacer para ambos sexos alrededor de 1943. Se consideró que la similitud existente entre ambas estimaciones permitía suponer que las ${}_5P_x(a)$ para cada uno de los sexos medían aproximadamente los niveles de mortalidad en este período.

Como ya se dijo anteriormente, el resto del método fue el mismo, por lo que no redundaremos haciendo una nueva explicación de éste.

Las series ${}_5P_x(a)$ aparecen detalladas por grupos de edades en el anexo 4, tabla 1 y en los gráficos 5 y 6 del mismo anexo.

En los gráficos 7 y 8 del anexo 4 aparece una comparación de las ${}_5P_x$ de las tablas de vida en los períodos 1919-31; 1931-43 y 1943-53.

VI. CONCLUSIONES

Las tablas de vida elaboradas en el presente trabajo, han sido un intento de medir la mortalidad cubana en los períodos 1919-31 y 1931-43.

El procedimiento seguido ha sido lo más riguroso posible dentro de las limitaciones ocasionadas por la falta de información de estadísticas de migraciones; sin embargo, los niveles de e_0^o encontrados (al ser comparados con otros países) aparentemente brindan una estimación aceptable de los niveles de mortalidad cubana medidos por este indicador.

En el anexo 6, tabla 1, aparecen las comparaciones realizadas con otros países latinoamericanos alrededor de los períodos estudiados.

Es muy posible que en la medición de la mortalidad por grupos de edades, existan desviaciones de la realidad, sobre todo en los últimos grupos de edades. Sin embargo, el peso de la mortalidad de estos últimos grupos, con respecto al nivel general, no es de gran importancia, por lo que el efecto que pudiera ocasionar esto en la estimación de la e_0^o no alteraría su magnitud en forma significativa.

La evolución de la mortalidad ha sido similar a la de otros países latinoamericanos en los períodos estudiados o cercanos a ellos. A continuación se presentan cifras que permiten analizar esta evolución entre 1919 y 1953.

Períodos intercensales	Año central	e_0^o	
		Hombres	Mujeres
1919-1931	1925	38,36	39,95
1931-1943	1937	44,76	48,07
1943-1953	1948	54,59	59,96

Períodos entre tablas de vida	Años transcurridos	Ganancia en e_0^o		Ganancia en e_0^o por año calendario	
		Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
1925-37	12	6,40	8,12	0,53	0,68
1937-48	11	9,83	11,89	0,89	1,08

ANEXO 1

Asignación de la edad central a las relaciones de supervivencia
(para grupos quinquenales de edades), convertidas mediante
la extracción de la raíz $12/5$

Como se indicó en el capítulo que trata del método de construcción de la tabla de vida para los distintos períodos intercensales, las relaciones de supervivencia obtenidas basándose en los censos de 1919-31 y 1931-43, se convirtieron en otras de períodos de cinco años mediante la extracción de la raíz $12/5$. El problema que se presenta es el de asignar el grupo que corresponde a cada relación convertida.

Esto puede hacerse asignándole una edad inicial o central a cada grupo. En nuestro caso trabajaremos con edades centrales.

Como es lógico suponer, la edad central de la relación convertida tiene que ser diferente de la relación original.

Para resolver este problema se siguió el procedimiento empleado en el ajuste del censo de Colombia, 10/ estudio en el que se indica que la asignación de la edad central a las relaciones de supervivencia convertidas, no presenta tendencias asociadas con la variación de la esperanza de vida al nacer.

Esto condujo a pensar, que si se disponía de una tabla de mortalidad completa, cualquiera que fuera el nivel de la mortalidad, sería posible determinar la edad central del grupo a cada relación de supervivencia convertida.

Para ello, se utilizó las "Tablas completas de mortalidad para la República Argentina 1959-1961", 11/ Se calcularon las relaciones de supervivencia por grupos quinquenales de edades y para un período de 12 años. A estos valores se les extrajo la raíz $12/5$ y se buscó en la tabla las edades a las que correspondían las relaciones convertidas. Esas edades se asignaron a las relaciones convertidas en Cuba.

La edad central de cada grupo, así como las relaciones de supervivencia convertidas se detallan en la tabla 1 de este anexo.

Después de haber obtenido estas relaciones de supervivencia quinquenales para el período intercensal, las mismas se usaron para interpolar la edad asignada, obteniéndose los valores de ${}_5P_x$ en los grupos de edades 0-4; 5-9, etc. ajustándose posteriormente siguiendo el ${}_5^x$ procedimiento descrito en el capítulo IV, y llegando de este modo a las ${}_5^P_x(a)$ que se relacionan en las tablas 4 y 5 del anexo 4.

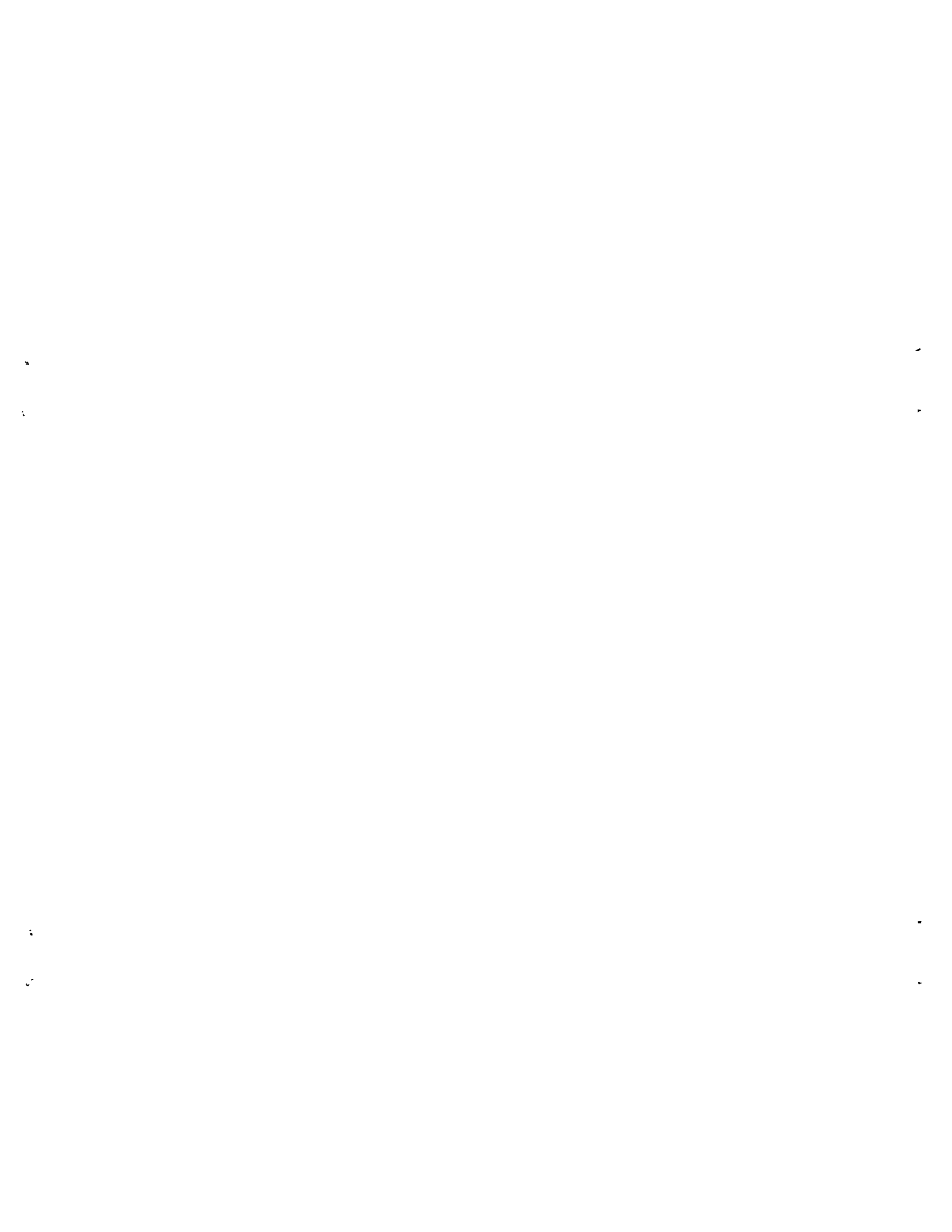
10/ Arévalo, Jorge. Colombia: ajuste del Censo de Población de 1964, CELADE, Serie A, N° 89.

11/ Ortega, Antonio. Tablas completas de mortalidad para la República Argentina, 1959-1961. CELADE, Serie C, N° 103.

Tabla 1

EDAD CENTRAL Y RELACIONES DE SUPERVIVENCIA QUINQUENALES PARA UN PERIODO DE 12 AÑOS, CONVERTIDAS MEDIANTE LA EXTRACCION DE LA RAIZ $12/5$ DE LAS CALCULADAS MEDIANTE LOS CENSOS DE 1919, 1931 Y 1943

Edad central	Periodo 1919-1931		Periodo 1931-1943	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
3,5	0,98296	1,01623	0,97405	0,97181
12,5	1,01415	1,03971	0,97472	0,99041
15,5	1,00060	0,95958	1,00882	0,99788
20,5	1,03700	0,98528	0,96371	0,94271
26,5	0,98740	0,96903	0,95091	0,96879
31,5	0,94597	0,89448	0,92984	0,87596
36,5	0,92365	0,93097	0,96390	0,94643
41,5	0,90520	0,91657	0,88331	0,92097
46,5	0,84327	0,86365	0,97091	0,97384
51,5	0,88295	0,96060	0,85437	0,85205
56,5	0,80428	0,82290	0,94953	0,96242
61,5	0,89680	0,86809	0,74528	0,74931
66,5	0,66312	0,71427	0,81275	0,79074
71,5	0,82830	0,90576	0,62772	0,72780
76,5	0,55917	0,58031	0,71660	0,79120
80,5	0,66052	0,78790	0,54044	0,56385
85,5	0,63987	0,73198	0,50734	0,48230



A N E X O S

ANEXO 2

Ecuaciones de regresión

Con el propósito de estimar las relaciones de supervivencia de los grupos quinquenales comprendidos entre 0 y 35 años, se tomaron las ecuaciones de regresión lineal elaboradas en un trabajo realizado por becarios del CELADE.^{12/} En este trabajo se calcularon las ecuaciones de regresión lineal para cada sexo entre las 5^{P} correspondientes a un grupo quinquenal y el siguiente, a partir de 18 tablas de mortalidad (la Argentina 1914, 1947 y 1960; Costa Rica 1950; Chile 1920, 1940, 1950 y 1960; México 1930, 1940, 1950 y 1960; Panamá 1960; Puerto Rico 1902, 1920, 1950 y 1960; y Guatemala 1964).

Las ecuaciones obtenidas se presentan en la tabla 1 de este anexo.

Según se explica en el trabajo citado, para tomar las tablas de mortalidad se tuvo en consideración que éstas hubieran sido construidas con datos censales y estadísticas de defunciones y nacimientos relativamente buenos y además que fueran representativas de diferentes niveles de mortalidad en cada uno de los países seleccionados.

De esta forma se obtuvieron las 18 tablas de mortalidad mencionadas anteriormente, que abarcan un campo de 38 años en lo que a esperanza de vida al nacer se refiere.

^{12/} Merlo, Pedro M. Op. cit.

Tabla 1

ECUACIONES DE REGRESION LINEAL PARA ESTIMAR RELACIONES
DE SUPERVIVENCIA QUINQUENALES A PARTIR DE LAS DEL GRUPO DE EDADES
INMEDIATAMENTE SUPERIOR

Hombres		Coefficientes de correlación
5^P_{35-39}	$= 0,07913 + 0,92847 P_{40-44}$	$r = 0,994$
5^P_{30-34}	$= 0,09078 + 0,91273 P_{35-39}$	$r = 0,996$
5^P_{25-29}	$= 0,01941 + 0,98508 P_{30-34}$	$r = 0,999$
5^P_{20-24}	$= 0,01193 + 0,99130 P_{25-29}$	$r = 0,997$
5^P_{15-19}	$= 0,19559 + 0,80488 P_{20-24}$	$r = 0,978$
5^P_{10-14}	$= 0,37389 + 0,62594 P_{15-19}$	$r = 0,953$
5^P_{5-9}	$= 0,05599 + 0,94271 P_{10-14}$	$r = 0,900$
5^P_{0-4}	$= -1,30693 + 2,28885 P_{5-9}$	$r = 0,905$
e^o_o	$= -22,36716 + 6,21610 K^{\frac{a}{}}$	$r = 0,989$
Mujeres		Coefficientes de correlación
5^P_{35-39}	$= 0,02617 + 0,97947 P_{40-44}$	$r = 0,994$
5^P_{30-34}	$= 0,01303 + 0,99111 P_{35-39}$	$r = 0,996$
5^P_{25-29}	$= 0,02037 + 0,98340 P_{30-34}$	$r = 0,995$
5^P_{20-24}	$= 0,06959 + 0,93135 P_{25-29}$	$r = 0,999$
5^P_{15-19}	$= 0,14226 + 0,84912 P_{20-24}$	$r = 0,991$
5^P_{10-14}	$= 0,35524 + 0,64466 P_{15-19}$	$r = 0,890$
5^P_{5-9}	$= 0,18007 + 0,81818 P_{10-14}$	$r = 0,931$
5^P_{0-4}	$= -1,55967 + 2,54462 P_{5-9}$	$r = 0,984$
e^o_o	$= -22,30450 + 6,16859 K^{\frac{a}{}}$	$r = 0,984$

$$\frac{a}{K} = 1 + 5^P_{0-4} \left[1 + \dots \left(1 + 5^P_{75-79} \left(1 + \frac{5^P_{80 \text{ y más}}}{1 - 5^P_{80 \text{ y más}}} \right) \right) \right]$$

ANEXO 3

Estimación de las ${}_5m_x$ a partir de las ${}_5P_x$ en los modelos de tablasde mortalidad de Naciones Unidas, Manual III

Una ${}_5P_x$ implica dos m_x . Esto se explica por el hecho de que las relaciones de supervivencia miden la mortalidad en forma longitudinal (un grupo quinquenal de edades a través de 5 años) mientras las tasas centrales la miden en forma transversal.

Por este motivo al hacer la interpolación del nivel correspondiente a las ${}_5P_x(a)$ entre los niveles de las Tablas Modelo de Naciones Unidas se encontraron dos m_x para cada relación de supervivencia ajustada con excepción del primer y último valor de ${}_5P_x(a)$.

El método que se siguió fue el siguiente:

Con las ${}_5P_x(a)$ para cada sexo se hizo una interpolación entre los niveles correspondientes en las tablas modelo. Esta interpolación permitió "entrar" en la tabla de Naciones Unidas que contiene las m_x ya calculadas, entre los mismos niveles que corresponden a las ${}_5P_x$ de la tabla.

Como cada ${}_5P_x(a)$ determinaba dos m_x se tomó un promedio aritmético de estas m_x como valor final de la estimación.

Para encontrar el valor de la q_{0-5} se siguió un método similar pero utilizando para ello los valores estimados de la ${}_5P_b$ y la ${}_5P_0(a)$ obtenidos en este trabajo.

ANEXO 4

Tabla 1

CUBA: POBLACION CENSADA EN 1919 Y POBLACION CENSADA EN 1931,
EXCLUIDO EL EFECTO DE LA INMIGRACION INTERCENSAL POR SEXO

Población censada en 1919			Población censada en 1931 menos inmigrantes del período 1919-31		
Grupos de edades	Hombres	Mujeres	Grupos de edades	Hombres	Mujeres
0 - 4	208 449	201 968	12-16	200 028	209 927
5 - 9	221 934	214 987	17-21	229 545	236 055
10 - 14	191 467	185 664	22-26	191 740	168 162
15 - 19	149 540	147 042	27-31	159 427	141 900
20 - 24	110 156	89 438	32-36	106 853	82 934
25 - 29	127 924	111 032	37-41	111 959	84 734
30 - 34	122 475	93 767	42-46	101 219	78 982
35 - 39	105 196	80 853	47-51	82 829	64 950
40 - 44	75 694	55 742	52-56	50 278	39 214
45 - 49	60 699	44 312	57-61	45 023	40 238
50 - 54	50 625	42 272	62-66	30 015	26 356
55 - 59	34 500	26 497	67-71	26 564	18 869
60 - 64	31 251	26 201	72-76	11 660	11 684
65 - 69	15 797	12 983	77-81	10 051	10 238
70 - 74	10 718	11 045	82-86	2 656	2 992
75 - 79	5 912	5 704	87-91	2 185	3 219
80 - 84	4 363	5 365	92 y más	2 799	4 629
85 y más	11 983	4 423			
Totales	1 530 509	1 358 495		1 364 831	1 225 083

Tabla 2

CUBA: POBLACION CENSADA EN 1931 Y POBLACION CENSADA EN 1943,
INCLUIDO EL EFECTO DE LA EMIGRACION INTERCENSAL POR SEXO

Población censada en 1931			Población censada en 1943 más emigrantes del período 1931-43		
Grupos de edades	Hombres	Mujeres	Grupos de edades	Hombres	Mujeres
0-4	269 047	259 511	12-16	252 598	242 302
5-9	258 185	251 064	17-21	242 800	245 324
10-14	228 982	232 246	22-26	233 865	231 066
15-19	216 541	218 565	27-31	198 158	189 712
20-24	214 000	179 890	32-36	189 648	166 707
25-29	214 000	179 905	37-41	179 718	130 920
30-34	130 574	97 051	42-46	119 557	85 039
35-39	133 321	94 505	47-51	98 986	77 763
40-44	110 850	80 287	52-56	103 272	75 339
45-49	109 050	83 087	57-61	74 744	56 578
50-54	57 806	42 775	62-66	51 050	39 018
55-59	57 146	46 803	67-71	28 220	23 413
60-64	31 280	30 246	72-76	19 018	17 217
65-69	34 665	24 662	77-81	11 338	11 504
70-74	13 680	12 156	82-86	6 149	6 929
75-79	13 269	13 504	87-91	3 030	3 414
80-84	14 125	4 456	92 y más	2 006	2 340
85 y más	26 323	9 011			
Totales	2 102 620	1 859 724		1 814 157	1 604 585

Tabla 3

CUBA: POBLACION EXTRANJERA POR SEXO PARA 1919 y 1931, SEGUN ESTRUCTURA DE LA POBLACION EXTRANJERA CENSADA EN ARGENTINA EN 1947

Grupos de edades	Población extranjera estimada para 1919		Población extranjera estimada para 1931	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
0- 4	739	307	919	442
5- 9	1 178	508	1 463	731
10-14	2 065	855	2 566	1 230
15-19	4 343	1 706	5 396	2 454
20-24	9 423	3 537	11 707	5 088
25-29	10 076	3 764	12 519	5 414
30-34	11 402	4 249	14 166	6 112
35-39	24 198	7 579	30 064	10 902
40-44	37 063	10 121	46 048	14 558
45-49	35 711	9 828	44 369	14 137
50-54	33 166	8 722	41 207	12 546
55-59	30 344	8 345	37 700	12 003
60-64	24 901	7 393	30 937	10 634
65-69	16 256	5 320	20 197	7 652
70-74	9 573	3 463	11 894	4 981
75-79	5 116	2 103	6 356	3 025
80-84	2 633	1 167	3 271	1 678
85 y más	1 248	680	1 550	981
Totales	259 435	79 647	322 329	114 568

Tabla 4

CUBA: RELACIONES DE SUPERVIVENCIA OBSERVADAS Y AJUSTADAS, POR SEXO,
EN EL PERIODO 1919-1931 a/

Grupos de edades	Hombres		Mujeres	
	${}_{12}P_x^{(0)}$ (observadas)	${}_5P_x(a)$ (ajustadas)	${}_{12}P_x^{(0)}$ (observadas)	${}_5P_x(a)$ (ajustadas)
0-4	0,95960	0,91172	1,03941	0,91077
5-9	1,03429	0,96933	1,09798	0,97085
10-14	1,00143	0,96885	0,90573	0,96651
15-19	1,06612	0,95051	0,96503	0,94820
20-24	0,97002	0,93793	0,92728	0,93699
25-29	0,87520	0,93413	0,76314	0,93253
30-34	0,82645	0,92857	0,84232	0,92756
35-39	0,78738	0,91790	0,81134	0,92274
40-44	0,66423	0,90339	0,70349	0,91536
45-49	0,74174	0,88306	0,90806	0,90312
50-54	0,59289	0,85768	0,62349	0,88502
55-59	0,76997	0,82725	0,71212	0,86105
60-64	0,37310	0,79177	0,44594	0,83121
65-69	0,63626	0,75610	0,78857	0,80815
70-74	0,24780	0,69443	0,27089	0,75803
75-79	0,36959	0,61804	0,56434	0,67409
80 y más	0,34247	0,43345	0,47293	0,48461

a/ ${}_{12}P_x^{(0)}$ relaciones de supervivencia censal, observadas para un período de doce años.
 ${}_5P_x(a)$ relaciones de supervivencia ajustadas para un período de cinco años.

Tabla 5

CUBA: RELACIONES DE SUPERVIVENCIA OBSERVADAS Y AJUSTADAS, POR SEXO,
PARA EL PERIODO 1931-1943 a/

Grupos de edades	Hombres		Mujeres	
	$\frac{a}{12} P^{(0)}_{x,x+4}$ (observadas)	$5^P x(a)$ (ajustadas)	$\frac{a}{12} P^{(0)}_{x,x+4}$ (observadas)	$5^P x(a)$ (ajustadas)
0-4	0,93866	0,93158	0,93369	0,93304
5-9	0,94041	0,98080	0,97714	0,97960
10-14	1,02132	0,97862	0,99492	0,97721
15-19	0,91511	0,96426	0,86799	0,96480
20-24	0,88621	0,95562	0,92672	0,95742
25-29	0,83981	0,95148	0,72772	0,95327
30-34	0,91563	0,94494	0,87623	0,94865
35-39	0,74246	0,93531	0,82285	0,94401
40-44	0,93164	0,92155	0,93837	0,93708
45-49	0,68541	0,91246	0,68095	0,93432
50-54	0,88313	0,88926	0,91217	0,91699
55-59	0,49382	0,85217	0,50025	0,88510
60-64	0,60799	0,79961	0,56923	0,83861
65-69	0,32707	0,76962	0,46647	0,81535
70-74	0,44949	0,71339	0,57001	0,76478
75-79	0,22835	0,63465	0,25281	0,68009
80 y más	0,19621	0,44510	0,17376	0,48892

$\frac{a}{12} P^{(0)}_{x,x+4}$ relaciones de supervivencia censal observadas para un período de doce años.

$5^P x(a)$ relaciones de supervivencia ajustadas para un período de cinco años.

Gráfico 1

CUBA: ${}_5P_x$ MASCULINA OBSERVADAS Y AJUSTADAS
Período 1919-1931

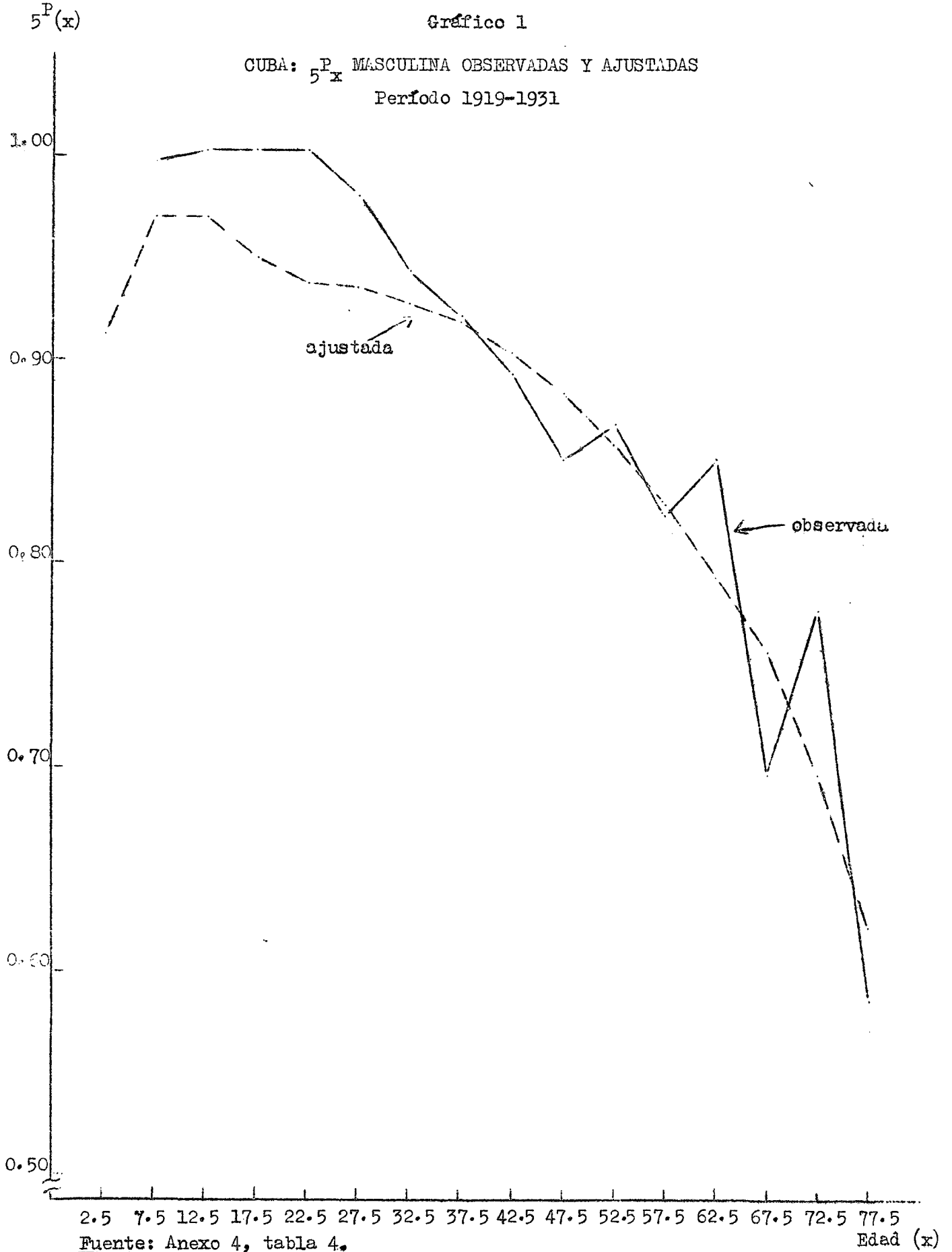
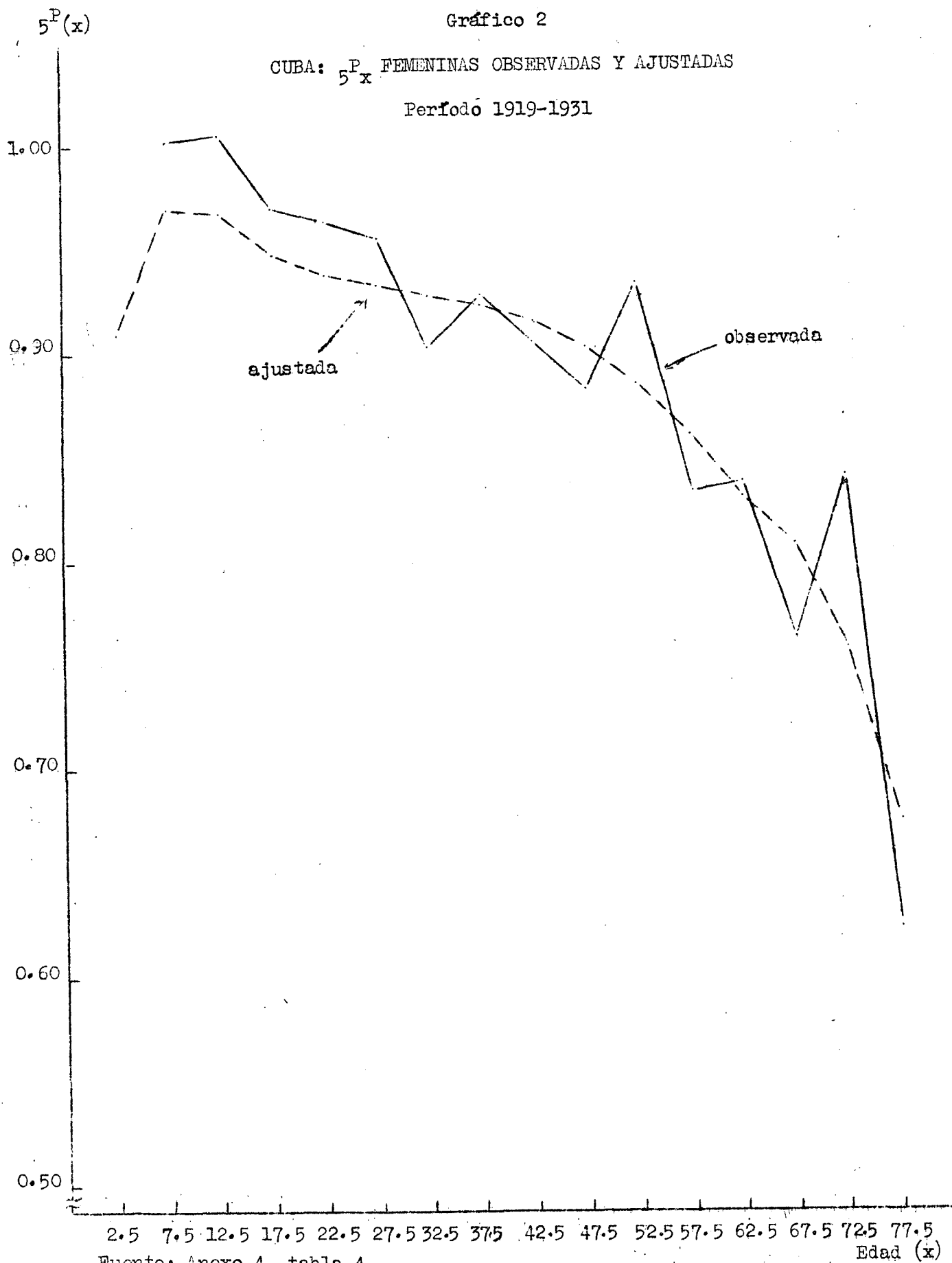


Gráfico 2

CUBA: 5^P_x FEMENINAS OBSERVADAS Y AJUSTADAS

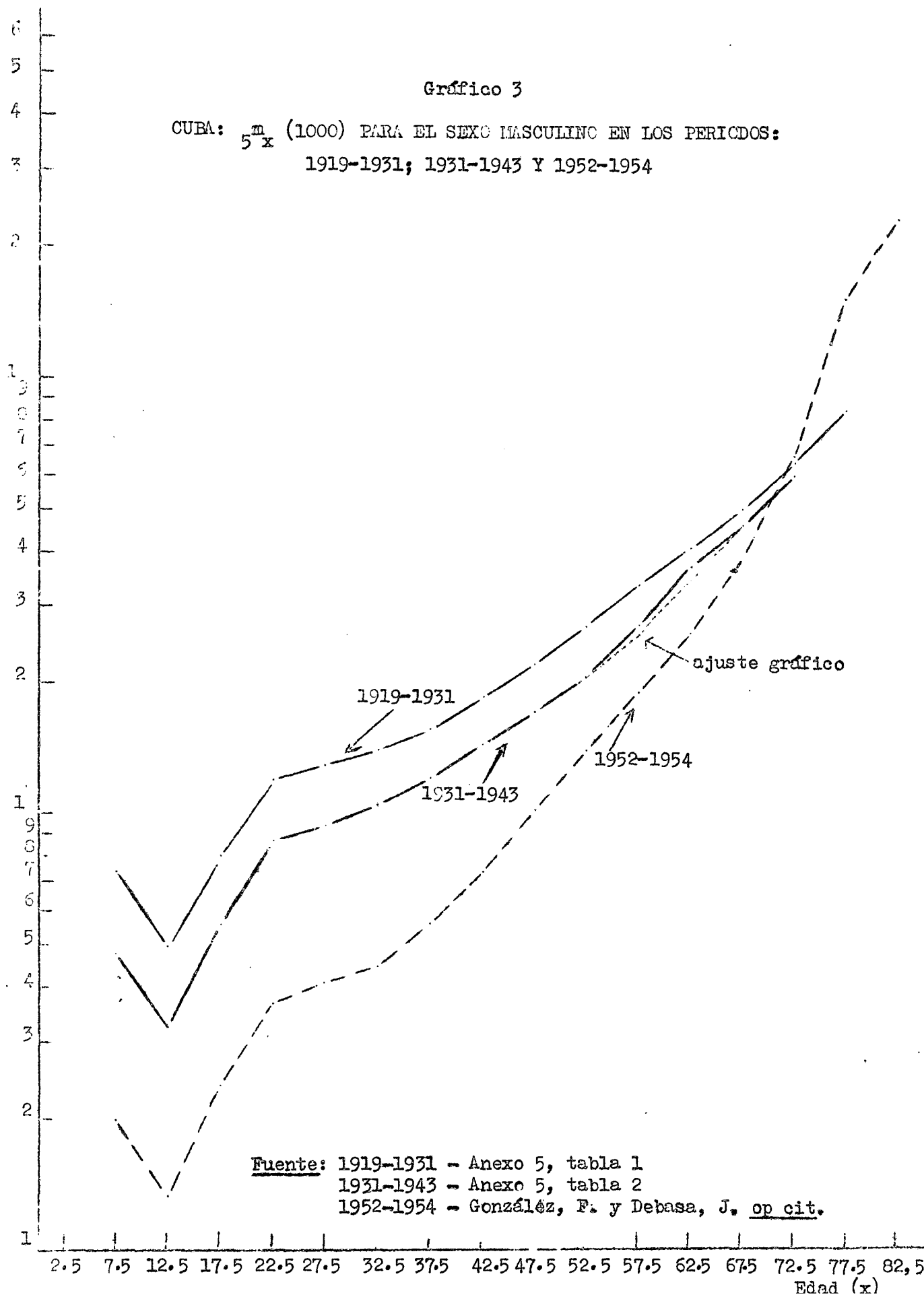
Período 1919-1931



5^mx

Gráfico 3

CUBA: 5^mx (1000) PARA EL SEXO MASCULINO EN LOS PERIODOS:
1919-1931; 1931-1943 Y 1952-1954



Fuente: 1919-1931 - Anexo 5, tabla 1
1931-1943 - Anexo 5, tabla 2
1952-1954 - González, F. y Debasa, J. op cit.

Gráfico 4

CUBA: $\frac{M}{5x}$ (1000) PARA EL SEXO FEMENINO EN LOS PERIODOS:
1919-1931; 1931-1943; 1952-1954

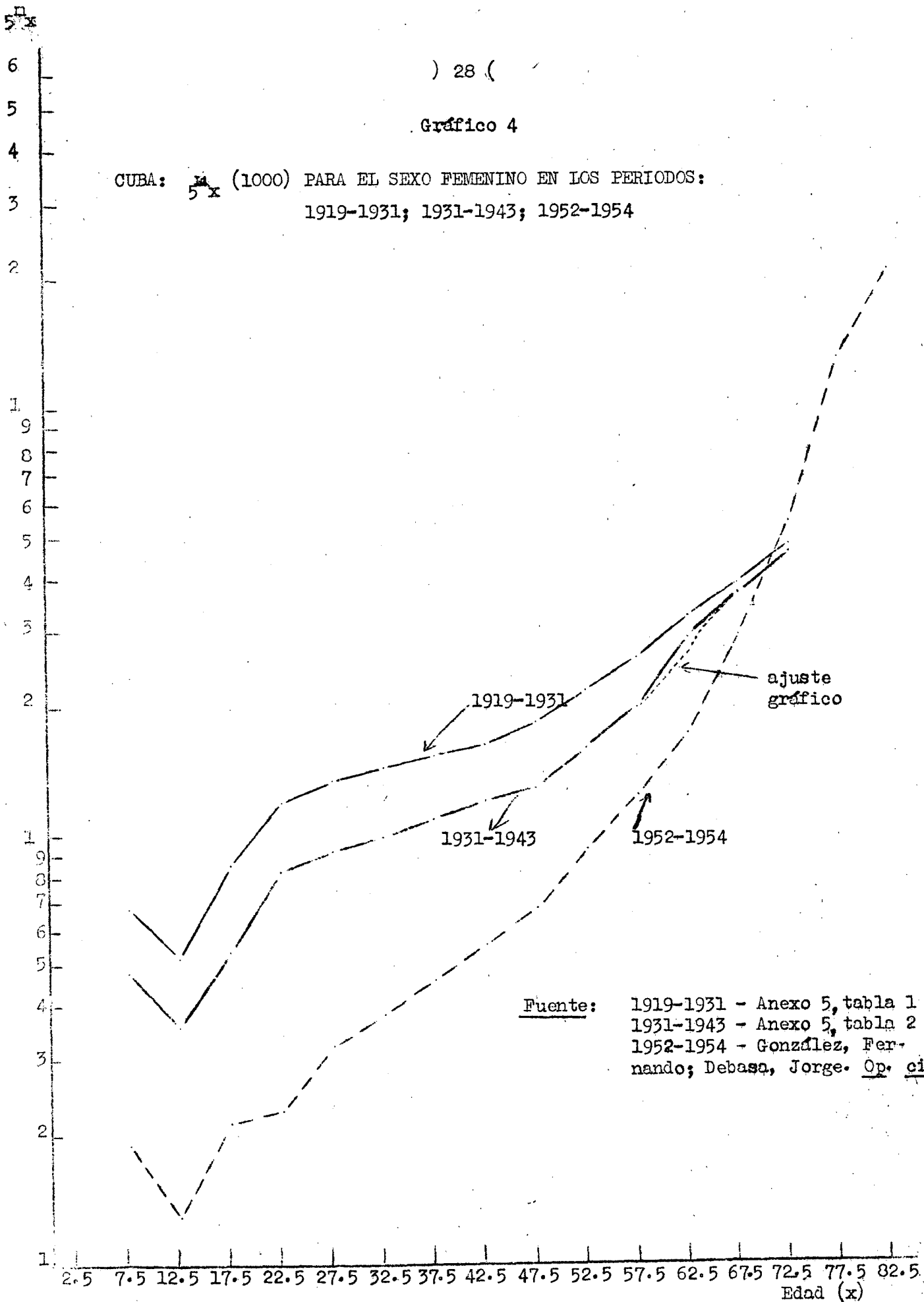
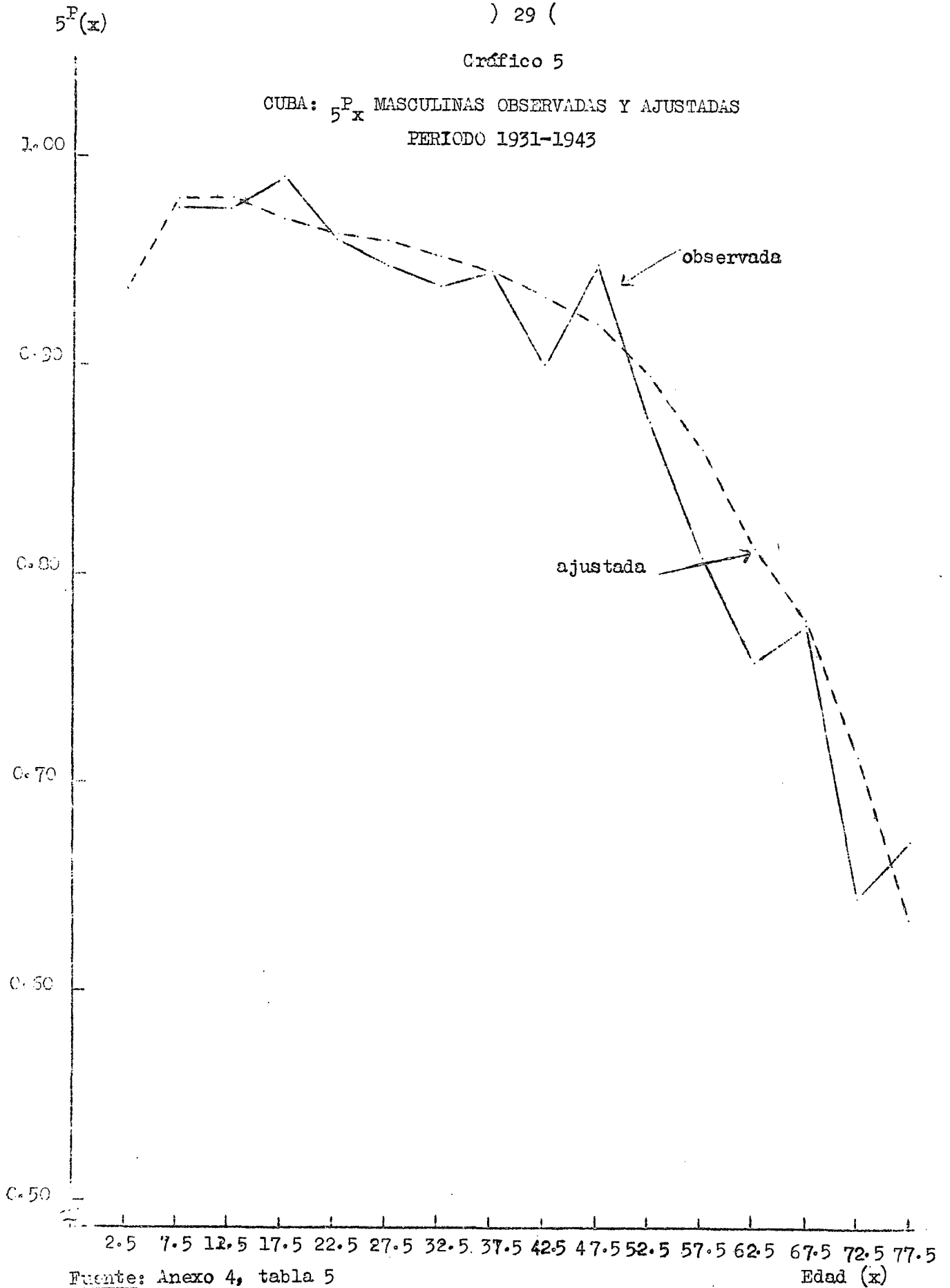


Gráfico 5

CUBA: $5P_x$ MASCULINAS OBSERVADAS Y AJUSTADAS
PERIODO 1931-1943



Fuente: Anexo 4, tabla 5

Edad (x)

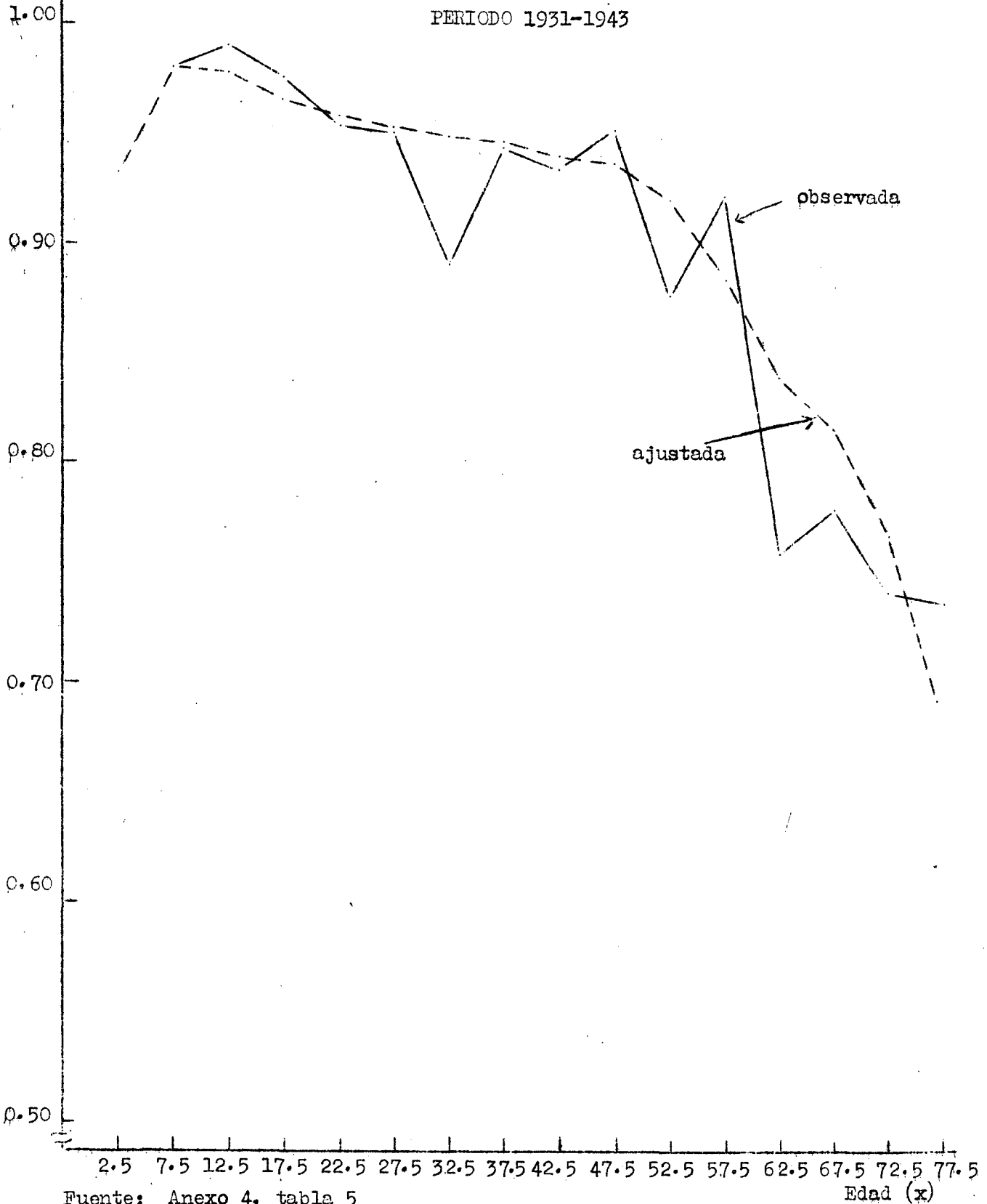
$5P(x)$

) 30 (

Gráfico 6

CUBA: $5P_x$ FEMENINAS OBSERVADAS Y AJUSTADAS

PERIODO 1931-1943



Fuente: Anexo 4, tabla 5

Edad (x)

Gráfico 7

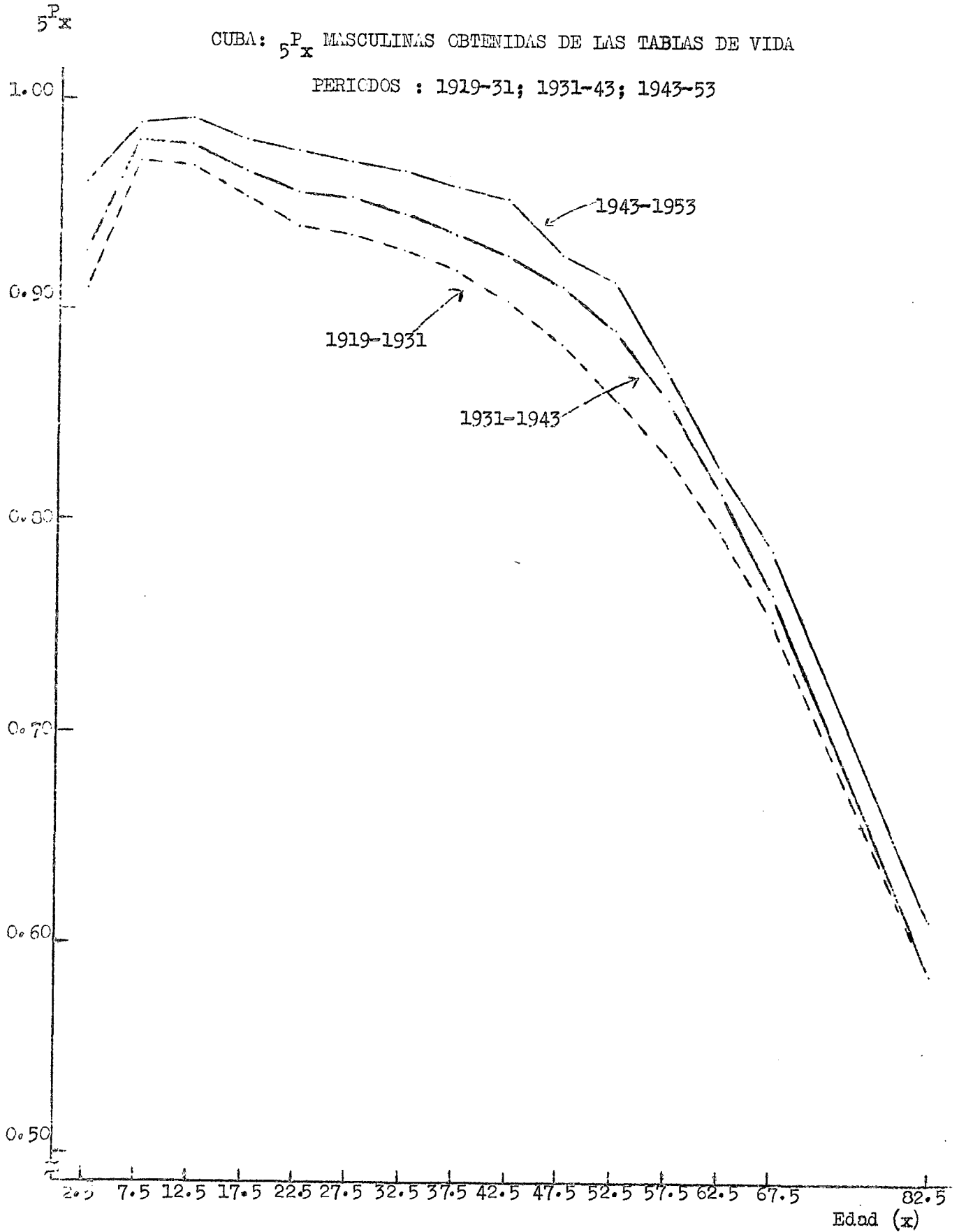
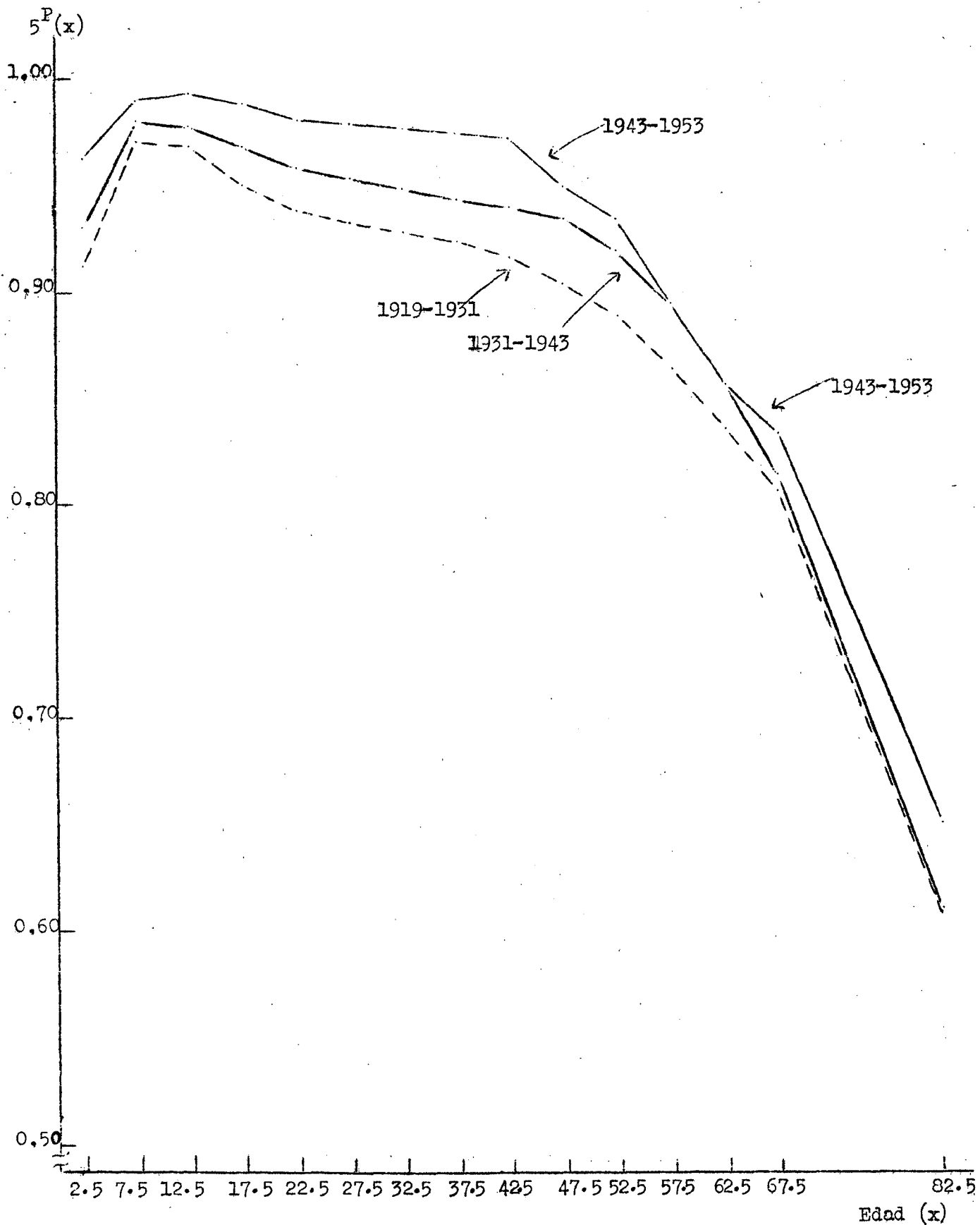


Gráfico 8

CUBA: $5^x P$ FEMENINAS OBTENIDAS DE LAS TABLAS DE VIDA
PERIODOS: 1919-31; 1931-43; 1943-53



ANEXO 5

Tabla 1

CUBA: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD PARA EL PERIODO 1919-1931

Edad $x, x+4$	l_x	$5^m_x(1000)$	$5^a_x(1000)$	5^d_x	5^L_x	T_x	e^o_x
<u>Sexo masculino</u>							
0-4	100 000	69,42	272,79	27 279	392 935	3 836 401	38,36
5-9	72 721	7,41	36,42	2 649	357 471	3 443 466	47,35
10-14	70 072	5,06	25,01	1 752	346 312	3 085 996	44,04
15-19	68 320	8,04	39,46	2 696	335 351	2 739 685	40,10
20-24	65 624	12,01	58,42	3 834	319 202	2 404 334	36,64
25-29	61 790	13,16	63,84	3 945	299 765	2 085 132	33,75
30-34	57 845	14,09	68,21	3 946	280 031	1 785 367	30,86
35-39	53 899	15,69	75,68	4 079	259 978	1 505 336	27,93
40-44	49 820	18,54	88,85	4 426	238 746	1 245 358	25,00
45-49	45 394	22,39	106,36	4 828	215 634	1 006 613	22,18
50-54	40 566	27,38	128,60	5 217	190 526	790 978	19,50
55-59	35 349	33,87	156,75	5 541	163 601	600 452	16,99
60-64	29 808	41,53	188,91	5 631	135 589	426 852	14,66
65-69	24 177	50,69	225,87	5 461	107 732	301 263	12,46
70-74	18 716	64,00	276,82	5 181	80 953	193 530	10,34
75 y más	13 535	120,23	1 000,00	13 535	112 577	112 577	8,32
<u>Sexo femenino</u>							
0-4	100 000	66,96	265,10	26 510	395 905	3 995 368	39,95
5-9	73 490	6,86	33,76	2 481	361 707	3 599 463	48,98
10-14	71 099	5,28	26,08	1 852	350 763	3 237 757	45,60
15-19	69 157	8,61	42,21	2 919	339 016	2 886 995	41,75
20-24	66 238	12,19	59,27	3 926	322 057	2 547 980	38,47
25-29	62 312	13,64	66,10	4 119	301 966	2 225 924	35,72
30-34	58 193	14,50	70,13	4 081	281 452	1 923 959	33,06
35-39	54 112	15,56	75,07	4 062	261 081	1 642 507	30,35
40-44	50 050	16,57	79,76	3 992	240 925	1 381 426	27,60
45-49	46 057	18,68	89,49	4 122	220 643	1 140 502	24,76
50-54	41 936	22,03	104,73	4 392	199 371	919 859	21,93
55-59	37 544	26,33	123,96	4 654	176 753	720 489	19,19
60-64	32 890	32,85	152,39	5 012	152 570	543 736	16,53
65-69	27 878	39,09	178,79	4 984	127 509	391 167	14,03
70-74	22 894	48,48	217,10	4 970	102 520	263 658	11,52
75 y más	17 923	111,23	1 000,00	17 923	161 138	161 138	8,99

Tabla 2

CUBA: TABLA ABREVIADA DE MORTALIDAD PARA EL PERIODO 1931-1943

Edad	l_x	m_x (1000)	q_x (1000)	d_x	L_x	T_x	e_x^0
<u>Sexo masculino</u>							
0-4	100 000	53,83	222,74	22 274	413 810	4 475 726	44,76
5-9	77 726	4,81	23,79	1 849	384 358	4 061 916	52,26
10-14	75 877	3,27	16,23	1 231	376 546	2 677 558	48,47
15-19	74 646	5,63	27,79	2 074	368 434	3 301 013	44,22
20-24	72 572	8,71	42,69	3 098	355 675	2 932 580	40,41
25-29	69 474	9,45	46,24	3 212	339 916	2 576 906	37,09
30-34	66 261	10,49	51,20	3 393	323 428	2 236 991	33,76
35-39	62 869	12,07	58,70	3 691	305 760	1 913 564	30,44
40-44	59 178	14,62	70,69	4 183	286 138	1 607 804	27,17
45-49	54 995	17,13	82,35	4 529	264 392	1 321 666	24,03
50-54	50 466	20,51	97,85	4 938	240 755	1 057 275	20,95
55-59	45 528	26,11	122,99	5 599	214 449	816 521	17,93
60-64	39 929	35,42	163,35	6 523	184 147	602 072	15,08
65-69	33 406	48,00	215,18	7 188	149 758	417 924	12,51
70-74	26 218	59,44	259,72	6 809	114 559	268 166	10,23
75 y más	19 408	126,35	1 000,00	19 408	153 607	153 607	7,91
<u>Sexo femenino</u>							
0-4	100 000	47,34	201,19	20 119	425 010	4 807 193	48,07
5-9	79 881	4,82	23,83	1 904	395 007	4 382 183	54,86
10-14	77 977	3,61	17,90	1 396	386 664	3 987 177	51,13
15-19	76 581	5,46	26,96	2 065	378 133	3 600 513	47,02
20-24	74 517	8,29	40,67	3 030	365 559	3 222 380	43,24
25-29	71 486	9,21	45,09	3 223	349 954	2 856 821	39,96
30-34	68 263	10,04	49,06	3 349	333 541	2 506 867	36,72
35-39	64 914	10,95	53,39	3 466	316 519	2 173 326	33,48
40-44	61 448	11,97	58,23	3 578	298 921	1 856 808	30,22
45-49	57 870	12,90	62,62	3 624	280 916	1 557 888	26,92
50-54	54 246	15,13	73,07	3 964	261 987	1 276 972	23,54
55-59	50 283	19,99	95,48	4 801	240 166	1 014 985	20,19
60-64	45 482	26,00	122,50	5 571	214 285	774 819	17,04
65-69	39 910	37,31	171,34	6 838	183 278	560 535	14,04
70-74	33 072	46,64	209,73	6 936	148 715	377 257	11,41
75 y más	26 136	114,36	1 000,00	26 136	228 542	228 542	8,74

ANEXO 6

Tabla 1

COMPARACION DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER, POR SEXO,
PARA ALGUNOS PAISES LATINOAMERICANOS

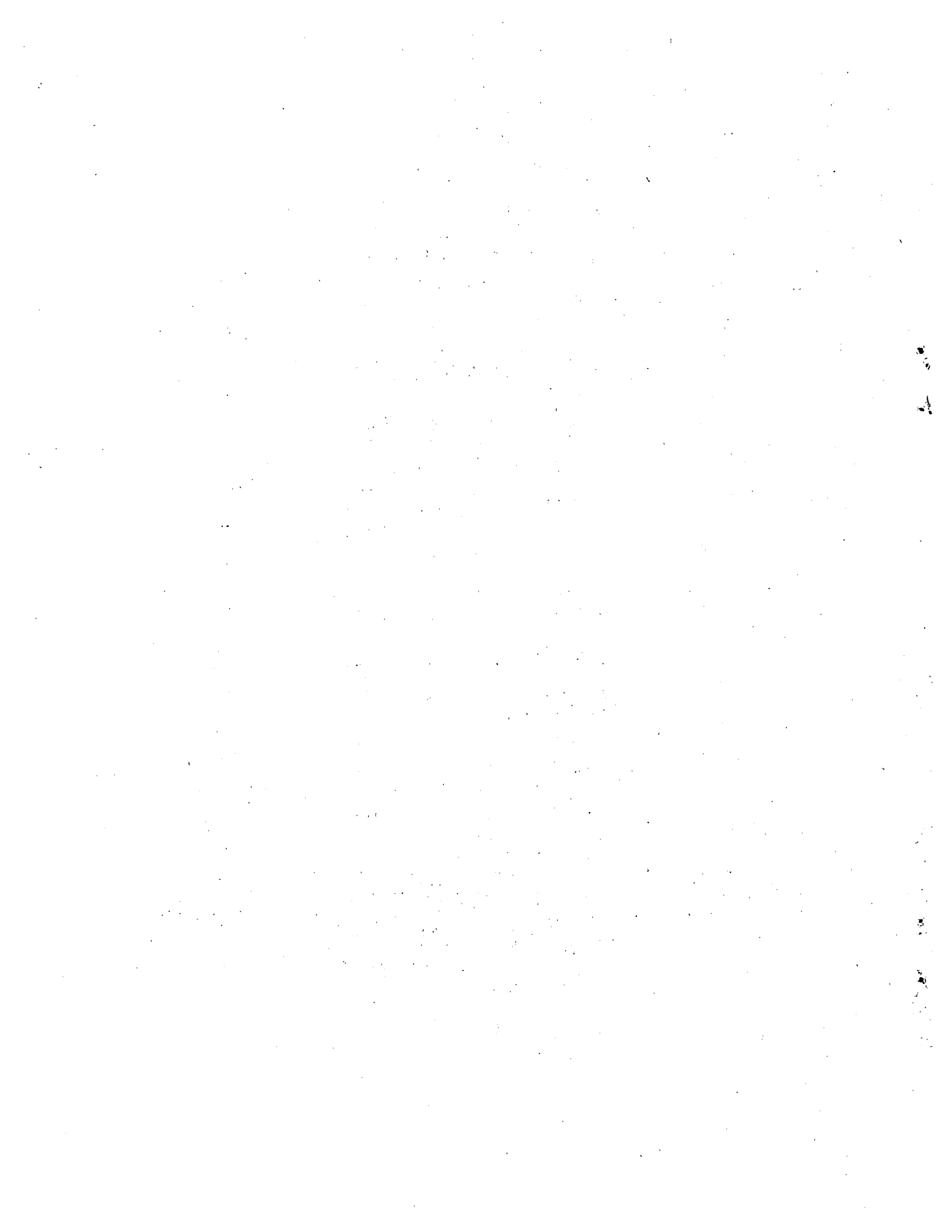
País	Periodos	Esperanza de vida al nacer	
		Hombres	Mujeres
Cuba.	1919-1931	38,36	39,95
	1931-1943	48,07	44,76
	1943-1953	54,59	59,96
México ^{a/}	1930	36,1	37,5
	1939-1941	40,4	42,5
	1949-1951	48,1	51,0
Argentina ^{b/}	1914	46,9	48,9
	1946-1948	58,7	63,0
Chile ^{c/}	1920	30,9	32,2
	1930	39,5	41,8
	1940	40,7	43,1
	1952	53,0	56,8
Puerto Rico ^{d/}	1929-1931	40,8	42,2
	1934-1936	43,1	45,1
	1939-1941	45,1	46,9
Trinidad	1920-1922	37,6	40,1
Tobago ^{d/}	1930-1932	44,5	47,0
	1945-1947	53,0	56,0
Guatemala ^{d/}	1939-1941	36,0	37,1
	1949-1951	43,8	43,5
Jamaica ^{d/}	1920-1922	35,9	38,2
	1940-1942	51,7	54,5
	1945-1947	51,3	54,6

a/ Benítez, Raúl y Cabrera, Gustavo: Tablas abreviadas de mortalidad de la población mexicana de 1930, 1940, 1950 y 1960.

b/ Somoza, Jorge: La mortalidad de la República Argentina según tablas de vida de 1914, 1946-48 y 1959-61. CELADE, Serie A, N° 37.

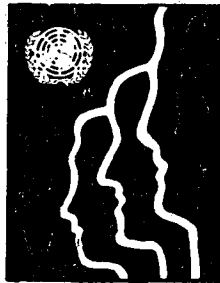
c/ Somoza, Jorge y Tacla, Odette: La mortalidad en Chile según tablas de vida de 1920, 1930, 1940, 1952 y 1960. CELADE, Serie A, N° 17.

d/ Naciones Unidas, Statistical Yearbook, 1959.



1
2

3
4



**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE**

**Sede: J.M. Infante 9. Casilla 91. Teléfono 257806
Santiago (Chile)**

**Subsede: Ciudad Universitaria Rodrigo Facio
Apartado Postal 5249
San José (Costa Rica)**