

NACIONES UNIDAS

CONSEJO
ECONOMICO
Y SOCIAL



LIMITADO

ST/ECLA/CONF.19/L.3
22 de octubre de 1964

ORIGINAL: ESPAÑOL

SEGUNDO SEMINARIO INTERAMERICANO DE REGISTRO CIVIL

Organizado por las Naciones Unidas, a través de su Oficina de Estadística, la Dirección de Operaciones de Asistencia Técnica y la Comisión Económica para América Latina, en colaboración con el Gobierno del Perú, el Instituto Interamericano de Estadística, el Instituto Interamericano del Niño, la Organización Panamericana de Salud y la Asociación Interamericana de Registro Civil.

Lima, Perú, 30 de noviembre a 11 de diciembre de 1964.

INDICIOS DE LA OMISION EN EL REGISTRO DE NACIMIENTOS Y
DEFUNCIONES INFANTILES EN LA REPUBLICA ARGENTINA

Consejo Nacional de Desarrollo de la
República Argentina



1. Introducción

Los registros de nacimientos y defunciones, así como la mayoría de las series estadísticas de los países subdesarrollados, adolecen de errores en más de un sentido: en la cabalidad por una parte y en la exactitud por otra. No son los organismos de planificación del desarrollo económico y social los más indicados para evaluar la calidad de los registros vitales (esta función, en principio, debería ser cumplida por los entes productores de estadísticas, como son las direcciones nacionales de estadísticas), pero cuando esta tarea no está desarrollada se hace necesario emprenderla. En efecto, los planificadores utilizan la población como uno de sus datos de referencia más importantes, ya que los cálculos del crecimiento de la producción de bienes y servicios - uno de los indicadores básicos del desarrollo económico-social - así como otras medidas, sólo adquieren real significación cuando se lo relaciona con la cantidad de habitantes, del pasado y el presente para estudiar las tendencias y efectuar los diagnósticos, y del futuro para las proyecciones. Así, no sólo les interesa la magnitud de la población en un momento dado, o sea, como medida estática, sino también sus tendencias pasadas y su probable evolución futura. De esta manera, una de las fuentes de información básica la constituyen los registros de nacimientos y defunciones. Por lo tanto, la evaluación de su integridad y exactitud constituyen una urgente necesidad para los organismos de planificación económico-social, siempre que se quiera programar sobre una base estadística cierta.

En este trabajo se persigue como objetivo evaluar la integridad de las series de nacimientos y defunciones infantiles en la República Argentina, por provincias. Ya que la cabalidad de los registros está en relación directa con el grado de desarrollo económico-social, se espera encontrar diferentes niveles de integridad en las distintas zonas del país - desigualmente desarrolladas. Ahora bien, dado que las estadísticas vitales se elaboran y publican por provincias no es posible considerar, en este estudio, zonas económico-sociales (que no coinciden con los límites jurisdiccionales), sino simplemente las divisiones políticas mayores - provincias - como una mera aproximación. Las excepciones a esta regla la constituyen los siguientes casos: 1) Los datos de la Capital Federal y de la provincia de Buenos Aires han sido sumados en todos los casos para formar una sola unidad debido a la transferencia de registros de una jurisdicción a otra en la ciudad de Buenos Aires, 1/y muchas veces han sido sumados los datos de Chubut, Santa Cruz y Comodoro Rivadavia porque esta última jurisdicción, comprendida geográficamente entre las dos primeras, existió sólo temporariamente y se pensó que podía haber,

Nota: Este trabajo preparado por la Asesora Zulma Rechini de Lattes.
Colaboró como ayudante Ana María Rothman.

1/ La ciudad de Buenos Aires está formada por la Capital Federal y el Gran Buenos Aires. Este último pertenece a la provincia de Buenos Aires. En adelante, cada vez que se nombre Buenos Aires se estará refiriendo a estas dos jurisdicciones en conjunto.

/igualmente, problema

igualmente, problema de transferencia de una jurisdicción a otra. Debe notarse, asimismo, que la importancia numérica de cada provincia es muy desigual. Los casos extremos son los de Buenos Aires y Tierra del Fuego, con una población de 7 255 mil y 5 mil habitantes, respectivamente, en 1947, y 10 045 mil y 8 mil en 1960.

En este campo - evaluación de la integridad de las estadísticas vitales - se carece casi por completo de una metodología ya establecida para aplicar a casos como los de Argentina, en que, si bien existe subregistro, éste no es tan evidente como para que surja mediante gruesas comparaciones, y, por otra parte, no se cuenta con datos suficientemente fidedignos (provenientes de otras fuentes) en que apoyarse. Esta ha sido una de las principales dificultades al emprender el trabajo, lo que ha determinado, sobre la marcha, un propósito adicional: intentar señalar un posible camino de análisis para detectar la omisión (y si es posible la medida de la omisión) en el registro de hechos vitales. Pero la tarea emprendida no resulta fácil y sólo se ha logrado entrever una vía que se deberá seguir explorando en cada uno de sus recodos. Sin embargo, se piensa que deberá realizarse la evaluación directa en el terreno, mediante encuestas especiales, cuando los límites impuestos por el tiempo y los costos puedan salvarse. Pero como ambos caminos no se excluyen, nada impide que se recorran ambos, incluso como comprobación de dos métodos independientes.

Se han estudiado las series de nacimientos y defunciones del período 1942-60 para que fuera posible la comparación con datos de los censos de 1947 y 1960. Dichas series aparecían en publicaciones oficiales, salvo algunos datos que fueron suministrados directamente por la Dirección Nacional de Estadística y Censos. En cuanto a los censos, si bien parece que el de 1947 es de calidad bastante aceptable, el de 1960, aparte de que hay muy pocos datos disponibles hasta el momento, tiene un porcentaje de omisión que, si en sí mismo no es demasiado importante (3.6 por ciento),^{2/} lo descarta para contarlo como base para detectar la omisión de otras fuentes.

2. Indicios de la omisión en el registro de nacimientos

a) A través de los índices de masculinidad de los nacimientos

Como se sabe, la relación entre nacimientos masculinos y femeninos es de aproximadamente 105, (o sea, 105 nacimientos de varones por cada 100 de mujeres). "Por razones biológicas, la relación de masculinidad en los nacimientos sólo puede variar en proporciones más bien limitadas".^{3/} Así, índices que se apartan notablemente de esta cifra están reflejando algún tipo de error, ya que los nacimientos considerados son los "registrados", que pueden ser otros que los "ocurridos".

^{2/} CONADE, Serie anual de la población argentina, 1947-70, Buenos Aires, 1964.

^{3/} Naciones Unidas, Manual II, Métodos para evaluar la calidad de los datos básicos destinados a los cálculos de la población,

ST/SOA/Serie A/23 (pág.23).

/Se calcularon

Se calcularon los índices de masculinidad de los nacimientos, por provincias, para los años 1942 a 1960. El único caso de clara regularidad lo constituye Buenos Aires, cuyos índices oscilan alrededor de 105, no alejándose nunca más allá de 104 ó 106, salvo para el año 1958. Luego podrían llegar a considerarse relativamente regulares y aceptables los de las provincias de Santa Fe y Salta, y en los últimos años los de Mendoza. El resto de las provincias presentan oscilaciones demasiado bruscas, a todo lo largo de una serie de años, o niveles inaceptables como para pensar que sean reales, por lo que éstas se atribuyen a errores de los datos; más precisamente, a una omisión diferencial por sexos. La serie nacional es muy regular para los años considerados, ya que todos los índices caen dentro de los límites considerados como admisibles. Esto ocurre así, seguramente, porque se producen compensaciones entre las provincias. Pueden verse ejemplos de lo que aquí se menciona en el cuadro 1 y gráfico 1.

Se descarta la hipótesis de que exista una declaración inexacta del sexo, y, partiendo del principio de que la relación por sexos de los nacimientos no puede variar más allá de ciertos límites, el hecho de que el índice de masculinidad sea demasiado alto o demasiado bajo estaría reflejando, más bien, que un sexo ha sido omitido en mayor proporción que el otro. Partiendo de este supuesto se corrigieron las series de nacimientos de la siguiente manera:

- 1) Se estableció que un índice de masculinidad correcto debería estar comprendido entre los límites 104 y 106.
- 2) Si el índice es menor que 104 se debe a que el registro de los nacimientos femeninos es más completo, y entonces, para obtener los masculinos se multiplicaron a los femeninos por 105. Si, en cambio, el índice es mayor que 106 lo que ocurre es que la declaración de los nacimientos masculinos es más completa, y, siendo así, para obtener los nacimientos femeninos corregidos se dividieron a los masculinos por 105.
- 3) De esta manera, por suma, se obtuvo una nueva serie de nacimientos totales, por provincias, para los años 1942-61. Se estima que éste es el ajuste mínimo, que se puede introducir en las series de nacimientos, ya que éstas, así corregidas, siguen presentando irregularidades inexplicables (grandes variaciones en el número total de un año a otro) en muchas provincias. Además no se pierde de vista el hecho de que una regularidad en los índices no está indicando que los datos sean perfectos, sino que pueden ocultar omisiones en cada uno de los sexos, de manera tal que el índice aparezca como correcto. Este ajuste mínimo llega a alcanzar el 6.8 por ciento para Tierra del Fuego y 3.4 por ciento para La Rioja, y representa un 0.9 por ciento para el total del país. O sea, que el error mínimo detectado por este burdo procedimiento es del orden del uno por ciento de omisión sobre los nacimientos estimados. (Véase el cuadro 2.)

b) A través de las poblaciones censadas en 1947 y 1960

La población de 0-4 años en un momento dado proviene de los nacimientos de los últimos cinco años, si se consideran nulos los movimientos migratorios, y para este grupo de edades esto puede hacerse sin incurrir en errores de importancia. Así, dividiendo la población de 0-4 años censada en 1947 por tasas de supervivencia quinquenales adecuadas al nivel de la mortalidad del país ^{4/} se obtuvo una estimación de los nacimientos ocurridos de 1942 a 1947, por provincias. Luego se compararon los nacimientos estimados de este modo con los registrados en igual período. Como puede observarse (cuadro 2) con este procedimiento se encuentra omisión de nacimientos en aproximadamente la mitad de las provincias y sobre-registro de nacimientos, o, lo que es más probable, omisión censal, en la otra mitad. Los resultados encontrados también pueden deberse a que las tasas de supervivencia utilizadas (correspondientes a una ley de mortalidad) no correspondan exactamente a la realidad. Pero, ya que alternando con distintas leyes de mortalidad, y partiendo también de la población de 5-9 años - que suele tener menos errores censales que el grupo 0-4 - se llega a resultados similares para los nacimientos del período 1937-42, se concluye que el censo de 1947 tiene errores mucho más notorios en unas provincias que en otras. En apoyo de esta hipótesis está el hecho de que las provincias de Tucumán, Santiago del Estero, Chubut y Santa Cruz, que por medio de este análisis aparecerían con sobre-registro, presentan grandes indicios de omisión en el registro de nacimientos a través del examen hecho con los índices de masculinidad. En cambio, para las provincias de Corrientes, Chaco, La Rioja, Formosa, San Luis, Catamarca, Tierra del Fuego y Misiones se encuentran señales de omisión a través de los dos análisis, aunque de muy distinta magnitud.

Algo similar intentó hacerse partiendo del censo de 1960 (provincias en las que se contaba con las tabulaciones por edades a nivel provincial), pero los resultados, tal como era de esperar, señalan una alta omisión censal - mayor que el subregistro de nacimientos - en los grupos de 0-4 y 5-9 años, coherentemente con lo encontrado para el total del país. ^{5/}

De los análisis efectuados se concluye que por medio de los índices de masculinidad de los nacimientos sólo puede detectarse una mínima omisión, y aún pueden quedar totalmente ocultos los errores existentes; y, que, para intentar un estudio a partir del censo de población hay que tener la seguridad de que el recuento censal de los menores de 5 años, o los de 5 a 9 años, ha sido completo, o medida su omisión por métodos que no se valgan de los registro vitales.

^{4/} Se utilizaron tasas de supervivencia calculadas con el trabajo de CAMISA, Zulma C., Tabla abreviada de mortalidad de la región pampeana de la República Argentina, 1946-1948, (Santiago, CELADE, 1964) para las provincias de Buenos Aires, Córdoba, Entre Ríos, Santa Fe y La Pampa, y para el resto del país con el trabajo de la misma autora: Tabla abreviada de mortalidad - República Argentina, 1946-1948 (Santiago, CELADE, 1964).

^{5/} CONADE, op.cit.

3. Indicios de la omisión en el registro de las defunciones infantiles

a) Análisis de los factores de separación, por provincias, 1944-61

Una parte de los niños que mueren antes de cumplir un año, en un año dado, nació en el año anterior. El factor de separación indica cuál es esta proporción. Como se sabe la mortalidad infantil - del primer año de vida - es más intensa en las primeras semanas y luego va disminuyendo con la edad, lo que está relacionado con las causas de muertes: causas endógenas (prematurez, malformaciones congénitas, etc.) principalmente en el primer mes y exógenas (enfermedades infecciosas, parasitarias, etc.) en los restantes. La mortalidad debida a causas exógenas es más fácil de controlar que la debida a causas endógenas. Por lo tanto, cuando la mortalidad infantil disminuye, es debido principalmente a la disminución de la mortalidad post-neonatal (de uno a once meses de edad). De este modo, los factores de separación también deben disminuir cuando baja la mortalidad infantil.

La disminución de los valores de los factores de separación - así como las variaciones de todas las tasas vitales en general - debería seguir una tendencia regular, sin alteraciones bruscas, al menos en ausencia de acontecimientos fortuitos, tales como epidemias. La consideración del factor de separación para analizar los datos de mortalidad infantil tiene la ventaja de que su cálculo se efectúa a través de una sola fuente, por lo cual, las distorsiones que puedan producirse en su resultado se deberán, de no haber causas reales, a algún tipo de error en los registros de defunciones: error en la calidad del dato, o sea, declaración inexacta en cuanto a la edad, y error por ausencia de declaración, es decir, subregistro. Ahora bien, cuando para el cálculo del factor de separación se usan las edades en agrupaciones muy amplias ^{6/} es muy probable que las inexactitudes relativas a la declaración de la edad hayan sido compensadas en su mayoría. De esta manera, las distorsiones que se observen en las series de factores de separación para las provincias argentinas, calculados con grupos amplios de edades, se deberán, casi totalmente, al problema de la omisión.

^{6/} Se usaron los siguientes grupos: menores de 1 mes, 1-5 meses, 6-11 meses. El factor de separación se calcula mediante la relación siguiente:

$$f^z = \frac{dD_0^z}{D_0^z}, \text{ donde } f^z \text{ es el factor de separación}$$

para el año z, dD_0^z son las defunciones infantiles registradas en el año z que se atribuyen a nacimientos ocurridos en el año z-1 y D_0^z el total de defunciones infantiles registradas en el año z.

/En el

En el cuadro 1 y gráfico 2 se presenta la serie anual de factores de separación, 1944-61, para provincias seleccionadas. La sola observación de los gráficos permite deducir que la calidad de la información es diferente según la provincia de que se trate, ya que en algunas jurisdicciones se observan altibajos demasiado grandes (por ejemplo, en Tierra del Fuego, Catamarca y Santa Cruz) como para pensar que las variaciones son reales. Por otra parte, el nivel mismo de los factores de algunas provincias resulta sospechosamente bajo, pero este análisis se efectuará con más detalles al examinar las tasas de mortalidad infantil.

En resumen, este primer análisis con los factores de separación permite afirmar que son totalmente inadmisibles los datos de mortalidad infantil de Tierra del Fuego y Santa Cruz en todo el período considerado. Son muy malos los datos de Río Negro (sobre todo hasta 1955), Chubut, Santiago del Estero, Formosa, San Luis, Jujuy (desde 1944 a 1953), Neuquén, Catamarca y Corrientes. Son de una regularidad aceptable los de Buenos Aires, Tucumán a partir de 1949, San Juan desde 1950 y La Rioja (salvo tal vez los de los años 1958 y 1959).

b) Análisis de las tasas de mortalidad infantil, 1945-61

La observación de las tendencias de las series de tasas de mortalidad infantil permite, también, encontrar indicios de errores en los datos básicos, ya que, cuando hay oscilaciones muy bruscas de un año a otro, no puede pensarse que estén reflejando variaciones reales de la mortalidad. Tal es el caso de las provincias de Santa Cruz, San Luis, Río Negro, Chaco, Santiago del Estero, San Juan, Jujuy, Neuquén y Tierra del Fuego, que presentan las irregularidades más notables. Véanse algunos ejemplos en el cuadro 1 y el gráfico 3.

Una vez más se llega a la conclusión de que a través del mero estudio de las tendencias de tasas o índices sólo pueden encontrarse indicios de la existencia de errores en los datos básicos, pero es un análisis muy útil, sin lugar a dudas, en cuanto a través de un método tan sencillo pueden ubicarse los casos que ofrezcan dudas mayores y merezcan, por ejemplo, una investigación en el terreno.

c) Relaciones entre la mortalidad infantil y otros factores del desarrollo económico-social

Es idea extendida y aceptada que la tasa de mortalidad infantil es un eficaz indicador del nivel de vida, ^{7/} y, por lo tanto, está correlacionada con otros indicadores del desarrollo económico-social, tales como el ingreso nacional per cápita, nivel de urbanización etc. Existe un estudio de Naciones Unidas en el que se han hallado las medidas de estas

^{7/} Naciones Unidas, Informe sobre la definición y medición internacional del nivel de vida (E/CN.3/L.79).

correlaciones a nivel mundial, 8/ las que se reproducen a continuación:

Coefficientes de correlación de rangos entre la mortalidad infantil
y:

Consumo de energía per cápita	- 0.69
Ingreso nacional per cápita	- 0.84
Urbanización	- 0.69
Matrícula escolar	- 0.67
Consumo de calorías	- 0.81
Fuerza de trabajo masculina ocupada en la agricultura	0.89

Ahora bien, si las correlaciones existen a un nivel de países, también deberían hallarse, considerando regiones dentro de un mismo país. Basándose en esta idea fundamental se adoptó la hipótesis de trabajo siguiente: Tomando como unidades de análisis las provincias argentinas, debe encontrarse correlación entre la mortalidad infantil y los otros indicadores mencionados. Los casos que se aparten considerablemente de las correlaciones indicadas estarán denotando deficiencias en los datos básicos. En este caso, en que se quiere probar la existencia de omisión en los registros de defunciones infantiles de algunas provincias, se impuso como control que los demás indicadores del grado de desarrollo (salvo la tasa de mortalidad infantil) deberían estar correlacionados entre sí. Es decir, que si por ejemplo, el coeficiente de correlación entre el consumo de energía per cápita y la matrícula escolar es, según el informe mencionado, 0.76, deberá encontrarse una medida muy similar para Argentina para luego, al relacionar cada uno de estos indicadores con la mortalidad infantil pueda tenerse la certeza de que los datos que se apartan de la tendencia esperada lo hacen por defecto de los datos usados para calcular las tasas de mortalidad y no de los otros datos. Si la tasa 9/ resulta inexplicablemente baja se atribuirá a una omisión en el registro de defunciones, y si resulta extrañamente alta se deberá a que los nacimientos están omitidos en mayor proporción. Como se ve, el considerar la tasa de mortalidad infantil para evaluar la calidad de los registros tiene el inconveniente de que es posible que los errores del numerador y del denominador se compensen y el resultado disimule la incorrección o indique errores de una magnitud y/o sentido distinto del real.

8/ Naciones Unidas, Informe sobre la situación social en el mundo, 1961 (E/CN.5/346/Rev.1, ST/SOA/42).

9/ La tasa de mortalidad infantil se calcula, en general, como el cociente entre las defunciones de menores de un año y los nacimientos registrados en un año dado. En este trabajo, para refinar el cálculo, se aplicaron los factores de separación.

Para evitar en parte que influyeran las omisiones de los nacimientos (ya que se desea poner el acento en la omisión de defunciones) se calcularon las tasas de mortalidad infantil con los nacimientos corregidos como se indicó en el punto 2 a).

Se reunieron los datos para los años 1947 y 1960, coincidentes con dos momentos censales, salvo para las tasas de mortalidad infantil, en que se tomaron promedios de los años 1946, 1947 y 1948, y 1959, 1960 y 1961, respectivamente, tratando de evitar, de esta manera, las oscilaciones bruscas que, debido a causas fortuitas, se produzcan en un año dado. Es de hacer notar que se tuvieron muchas dificultades para compilar los datos básicos. Así, para 1947 se contó sólo con los siguientes: consumo de energía per cápita, alfabetismo, urbanización y fuerza de trabajo masculina ocupada en la agricultura. Para 1960: consumo de energía per cápita, alfabetismo, matrícula escolar y fuerza de trabajo masculina ocupada en la agricultura.

En los gráficos correspondientes a 1947 puede observarse cómo las provincias de Chaco, Formosa y Misiones se apartan muy netamente de todas las tendencias, es decir, tienen niveles inverosímiles de mortalidad infantil, reflejo de un notable subregistro de defunciones infantiles. Otros casos que podría Santiago del Estero y La Pampa. Puede verse un ejemplo en el gráfico 4.

Lamentablemente, los gráficos para 1960 presentan mayor dispersión, pero sin ninguna duda puede decirse que los datos de mortalidad infantil del Chaco, Corrientes, Misiones, Santiago del Estero y Formosa tienen signos de omisión. (Véase el gráfico 5.)

Contrariamente a lo esperado, es muy baja la correlación encontrada para los otros factores entre sí, por lo cual no ha sido posible obtener medidas más objetivas para destacar los casos en que aparezca omisión. Esto puede deberse, al menos, a tres tipos de causas: 1) Los otros datos, aparte de los de mortalidad infantil, son de muy mala calidad, como es evidente que ocurre con los de la matrícula escolar, 2) Los datos son buenos, como puede suponerse por ejemplo que son los de urbanización, pero la definición adoptada resulta mala, 10/ 3) Los indicadores, que pueden ser muy fidedignos a nivel nacional, pueden no serlo tanto a nivel de jurisdicciones dentro de un solo país. Se menciona como ejemplo más notable el caso de Tierra del Fuego que tiene el consumo de energía per cápita más alto del país, lo cual se debe, no a que sea una zona altamente industrializada, sino a la particular ubicación geográfica (extremo austral) que determina condiciones de vida muy particulares para una población pequeña. Estos problemas deberían ser indagados a fondo. En el presente estudio ha faltado la oportunidad para hacerlo, y obtener entonces índices más fidedignos que señalen la omisión, pero se piensa que, solucionados los problemas mencionados, el diseño del método es válido y merece ser tenido en cuenta.

10/ Se adoptó la definición censal, que considera urbano a todo núcleo de 2 000 y más habitantes, cuando en la realidad puede ser que poblaciones de 2 000 habitantes, o algo más grandes, tengan características rurales. Para evitar inconvenientes de este tipo suelen considerarse los de 20 000 y más habitantes.

4. Conclusiones

La metodología utilizada permite concluir que: a) a través de los índices de masculinidad de los nacimientos se detectan anomalías que estarían reflejando subregistro de los nacimientos, pero en una medida muy inferior a la esperada; b) la comparación de los registros vitales con el censo de población sólo sería un índice seguro de la omisión si se tuviera una comprobación independiente de la integridad del recuento; c) el análisis de las tendencias de los factores de separación y de las tasas de mortalidad infantil dan indicios bastantes imprecisos de la omisión; d) el método del análisis de las correlaciones entre la mortalidad infantil y otros factores del desarrollo económico-social constituye un intento que, si bien parece adecuado para medir el subregistro, necesita ser investigado más a fondo. De lo anterior se desprende:

1) Hay evidentes signos de omisión, tanto en los nacimientos como en las defunciones infantiles, de muy distinta magnitud según las zonas. Si esto es así, puede suponerse que el problema también existe, sin duda, para las defunciones generales.

2) Los métodos desarrollados hasta el presente sólo permiten una visión muy imperfecta del asunto, y, por lo tanto, queda mucho por recorrer en este sentido. Debería impulsarse la investigación de métodos que permitan, no sólo detectar la existencia de omisión, sino también medirla efectivamente. Tal vez lo adecuado sea pensar, además de métodos que se basen en la consistencia interna de los datos y la confrontación entre distintas fuentes, en efectuar investigaciones en el terreno, en zonas donde la existencia del error ya haya sido descubierta por otros métodos. Una metodología eficiente para medir la omisión será necesaria, además, para evaluar los esfuerzos que se hagan tendientes a mejorar las estadísticas vitales.

ANEXO ESTADISTICO

Cuadro 1

SERIES DE INDICES DE MASCULINIDAD DE LOS NACIMIENTOS, FACTORES DE SEPARACION Y TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL, PARA PROVINCIAS SELECCIONADAS, 1945-1960

Años	Indices de masculinidad de los nacimientos a/			Factores de separación b/			Tasas de mortalidad infantil (por mil) b/		
	Buenos Aires	Formosa	Tucumán	Buenos Aires	Santa Cruz	Corrientes	Buenos Aires	Chaco	Jujuy
1945	104.9	106.9	98.9	0.2874	0.3056	0.3614	54.37	98.29	180.67
1946	104.4	114.4	96.4	0.2704	0.2250	0.3317	47.21	80.48	194.65
1947	105.1	108.3	99.9	0.2761	0.2128	0.3279	53.57	78.39	172.64
1948	105.4	106.8	104.9	0.2550	0.2131	0.3382	44.39	72.57	176.72
1949	105.8	106.7	103.2	0.2713	0.2319	0.3569	46.58	74.89	157.11
1950	105.7	105.2	102.0	0.2765	0.2787	0.3529	48.15	70.32	155.62
1951	104.9	112.6	102.9	0.2634	0.3014	0.3484	43.96	67.12	184.23
1952	105.4	104.6	101.6	0.2611	0.3448	0.3504	44.63	67.31	166.04
1953	104.8	106.6	104.9	0.2543	0.3385	0.3340	42.87	68.33	151.09
1954	104.7	107.5	101.1	0.2635	0.2969	0.3301	42.27	62.96	149.08
1955	104.1	106.3	102.1	0.2664	0.3830	0.3065	43.90	75.28	136.07
1956	105.2	105.6	101.0	0.2578	0.3200	0.3222	41.90	60.21	140.69
1957	104.3	109.1	100.9	0.2828	0.3881	0.3697	50.41	86.92	164.10
1958	102.8	102.9	101.4	0.2574	0.2742	0.3498	43.65	72.22	131.67
1959	103.9	105.4	101.9	0.2423	0.2805	0.3242	44.29	70.83	133.82
1960	105.4	100.4	100.2	0.2526	0.2473	0.3391	48.72	80.24	124.35

a/ Hasta 1957: cálculos efectuados con datos del Anuario Estadístico, 1957.
De 1958 en adelante: Boletín Mensual de Estadística, abril-junio, 1963.

b/ Datos 1945 a 1951, Dirección Nacional de Estadística y Censos, Boletín Demográfico de la República Argentina, 1944-54.

Datos 1952 a 1957, Dirección Nacional de Estadística y Censos, Anuario Estadístico de la República Argentina, 1957.

Datos de nacimientos 1958 a 1961, Dirección Nacional de Estadística y Censos, Boletín Estadístico, julio 1963.

Además datos suministrados directamente por la Dirección Nacional de Estadística y Censos.

Quadro 2

REPUBLICA ARGENTINA: CALCULO DE LOS ERRORES EN EL REGISTRO DE NACIMIENTOS
 MEDIANTE LOS INDICES DE MASCULINIDAD (1942-1960) Y LA POBLACION
 CENSADA DE 0-4 AÑOS EN 1947 (1942-1947)

Provincia	Diferencias entre nacimientos registrados y estimados (expresados como porcentajes de estos últimos) a través de:	
	Indices de masculinidad	Población de 0-4 años en 1947
Buenos Aires	1.1	0.1
Catamarca	2.7	1.0
Córdoba	1.5	1.4
Corrientes	14.0	2.1
Chaco	15.3	1.4
Entre Ríos	0.8	1.0
Jujuy	-16.8	1.4
La Pampa	-1.8	1.1
La Rioja	19.2	3.5
Mendoza	-0.6	1.1
Salta	-11.7	0.7
San Juan	-2.2	1.5
San Luis	5.0	1.9
Santa Fe	8.4	0.4
Santiago del Estero	-4.8	1.8
Tucumán	-15.9	1.8
Formosa	9.8	1.3
Misiones	3.4	1.4
Neuquén	-12.7	1.1
Río Negro	-6.7	1.2
Tierra del Fuego	9.1	6.8
Chubut-Santa Cruz-Comodoro Rivadavia	-8.2	1.9
<u>Total del país</u>	<u>1.3</u>	<u>0.9</u>

INDICIOS DE LA OMISION EN EL REGISTRO DE NACIMIENTOS Y
DEFUNCIONES INFANTILES EN LA REPUBLICA ARGENTINA

Resumen

Se ha intentado medir la omisión en el registro de nacimientos a través de las irregularidades y niveles que presenta el índice de masculinidad de los nacimientos. Este análisis permite concluir que con este procedimiento sólo se detecta la omisión en un grado mínimo. Por otra parte, el estudio a partir de la población censada menor de 5 ó 10 años sólo es confiable cuando se ha evaluado la integridad del censo independientemente de los registros vitales.

Se analizaron las tendencias de los factores de separación y de las tasas de mortalidad infantil, detectando, con este simple método, la existencia de error en gran cantidad de jurisdicciones. También se procuró encontrar indicios de la omisión en el registro de las defunciones infantiles por medio de las correlaciones existentes entre la mortalidad infantil y otros indicadores del desarrollo económico-social. Se encontró que las provincias de Formosa, Chaco, Misiones, Tierra del Fuego y Santiago del Estero, en 1947, y Chaco, Corrientes, Misiones Santiago del Estero y Formosa, en 1960, presentan evidentes signos de omisión. Pero tanto este método como en general toda la metodología destinada a evaluar la integridad de los registros vitales, debe ser investigada más a fondo para medirla efectivamente.

Gráfico I

INDICES DE MASCULINIDAD DE LOS NACIMIENTOS, 1944 - 1960
PROVINCIAS SELECCIONADAS

Escala natural

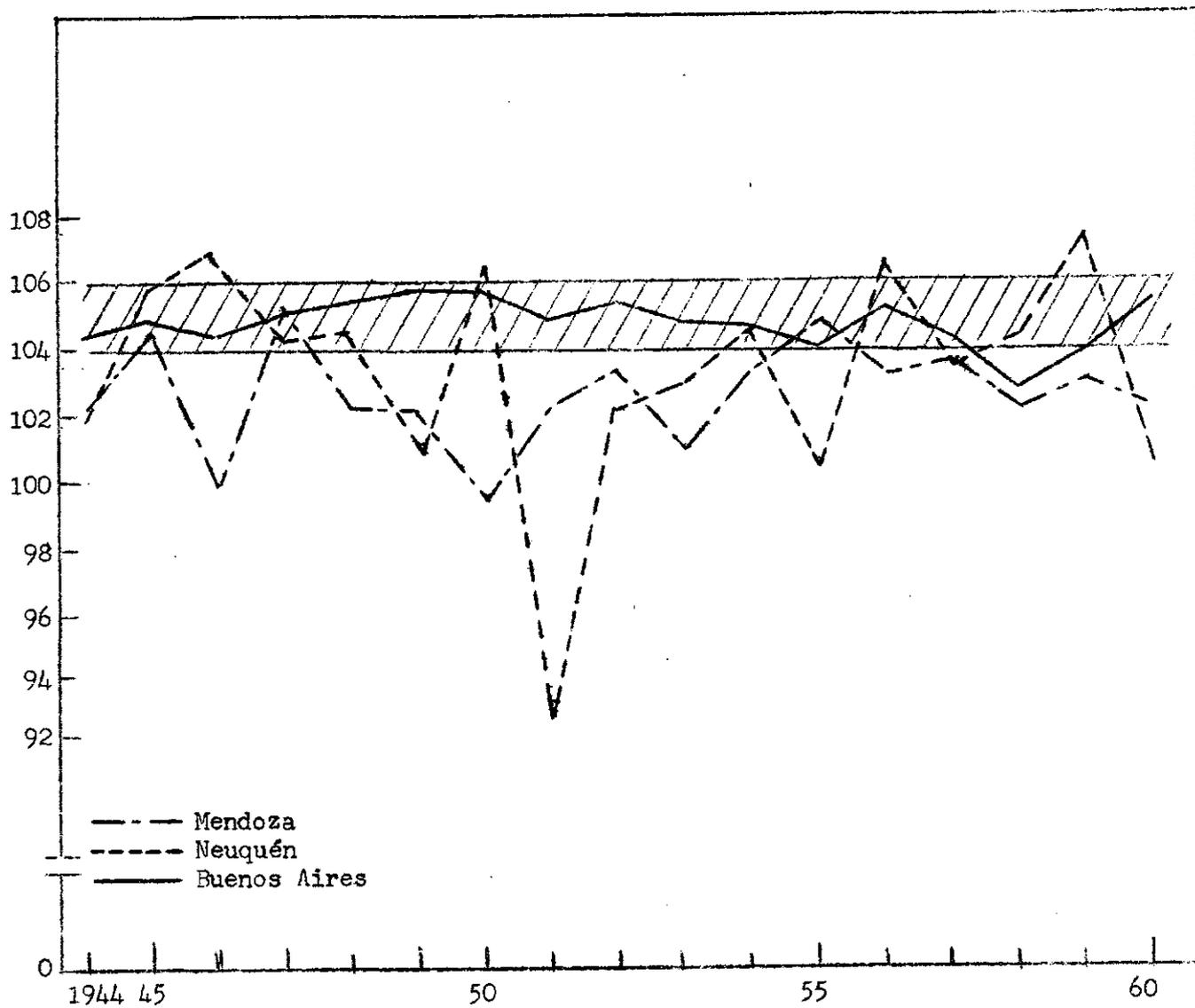


Gráfico II.

FACTORES DE SEPARACION, 1944 - 1960
PROVINCIAS SELECCIONADAS

Escala natural

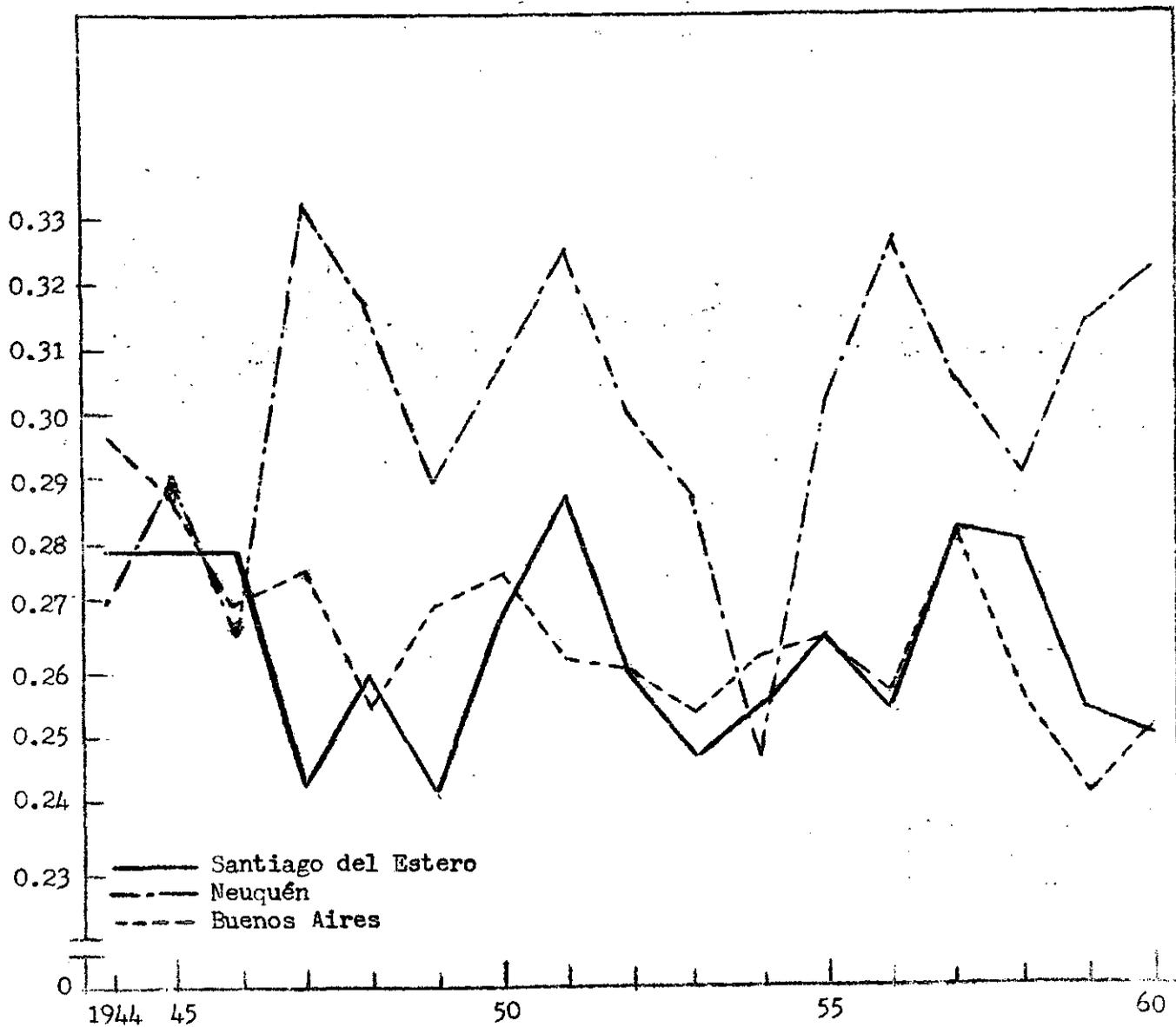


Gráfico III

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL, 1945 - 1960
PROVINCIAS SELECCIONADAS

Escala natural

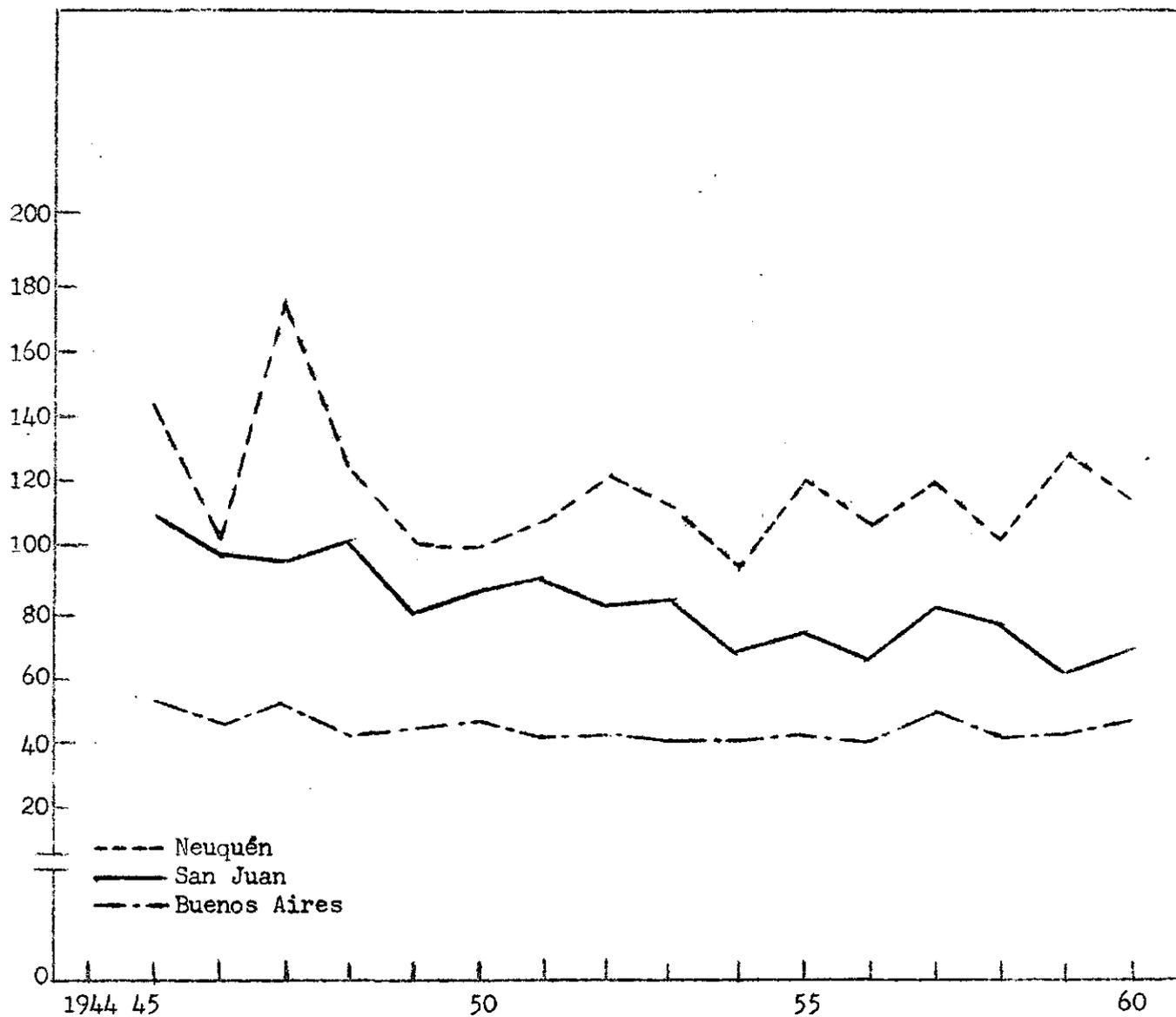


Gráfico IV

RELACION ENTRE EL NIVEL DE ORGANIZACION
Y LA MORTALIDAD INFANTIL - 1947

Escala natural

Tasas de Mortalidad infantil en miles

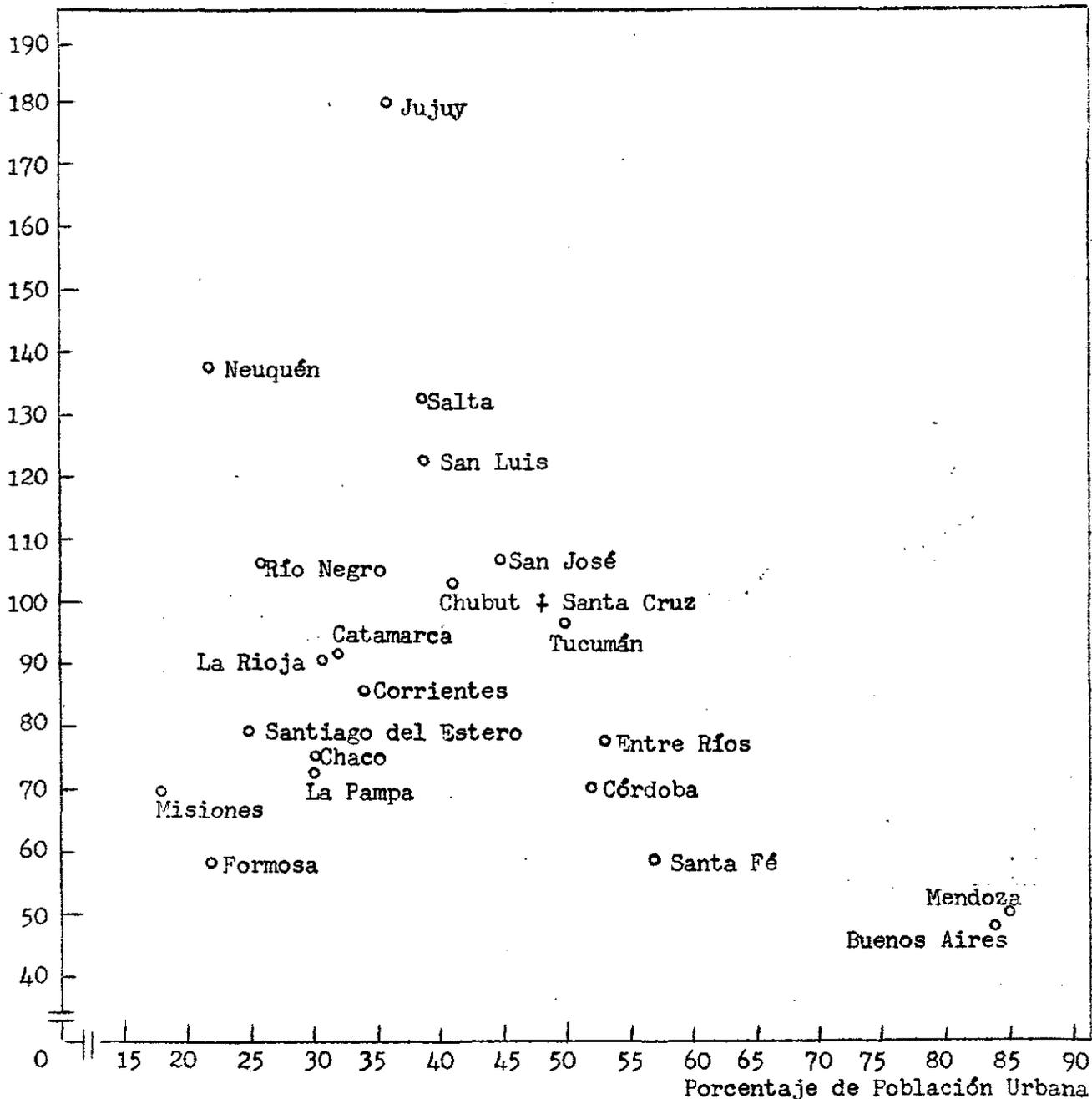


Gráfico V

RELACION ENTRE EL CONSUMO DE ENERGIA PER CAPITA Y LA MORTALIDAD INFANTIL - 1960

Escala natural

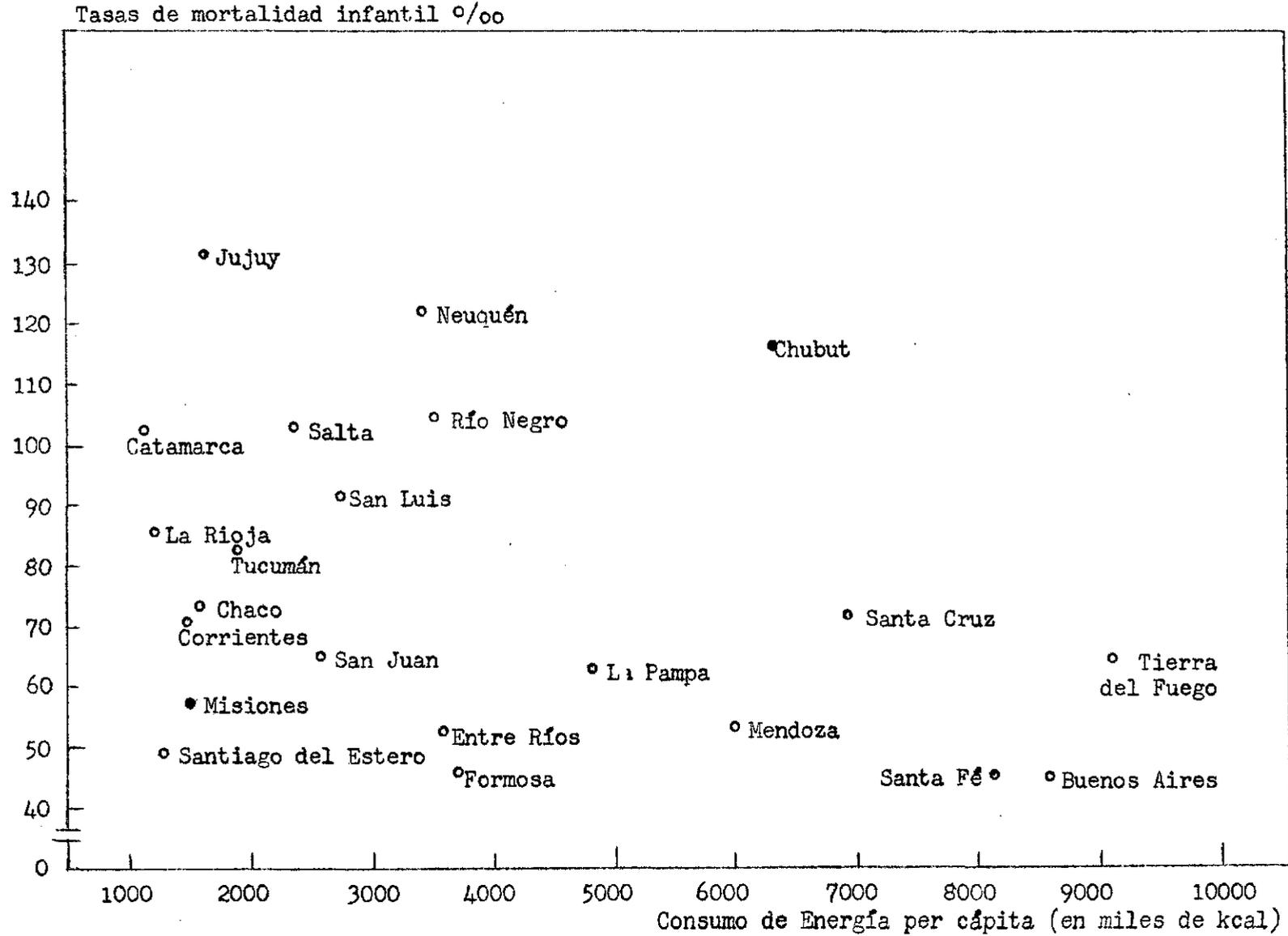


Gráfico VI

RELACION ENTRE EL CONSUMO DE ENRGIA PER CAPITA Y LA MORTALIDAD INFANTIL - 1947

Escala natural

Tasas de mortalidad infantil en miles

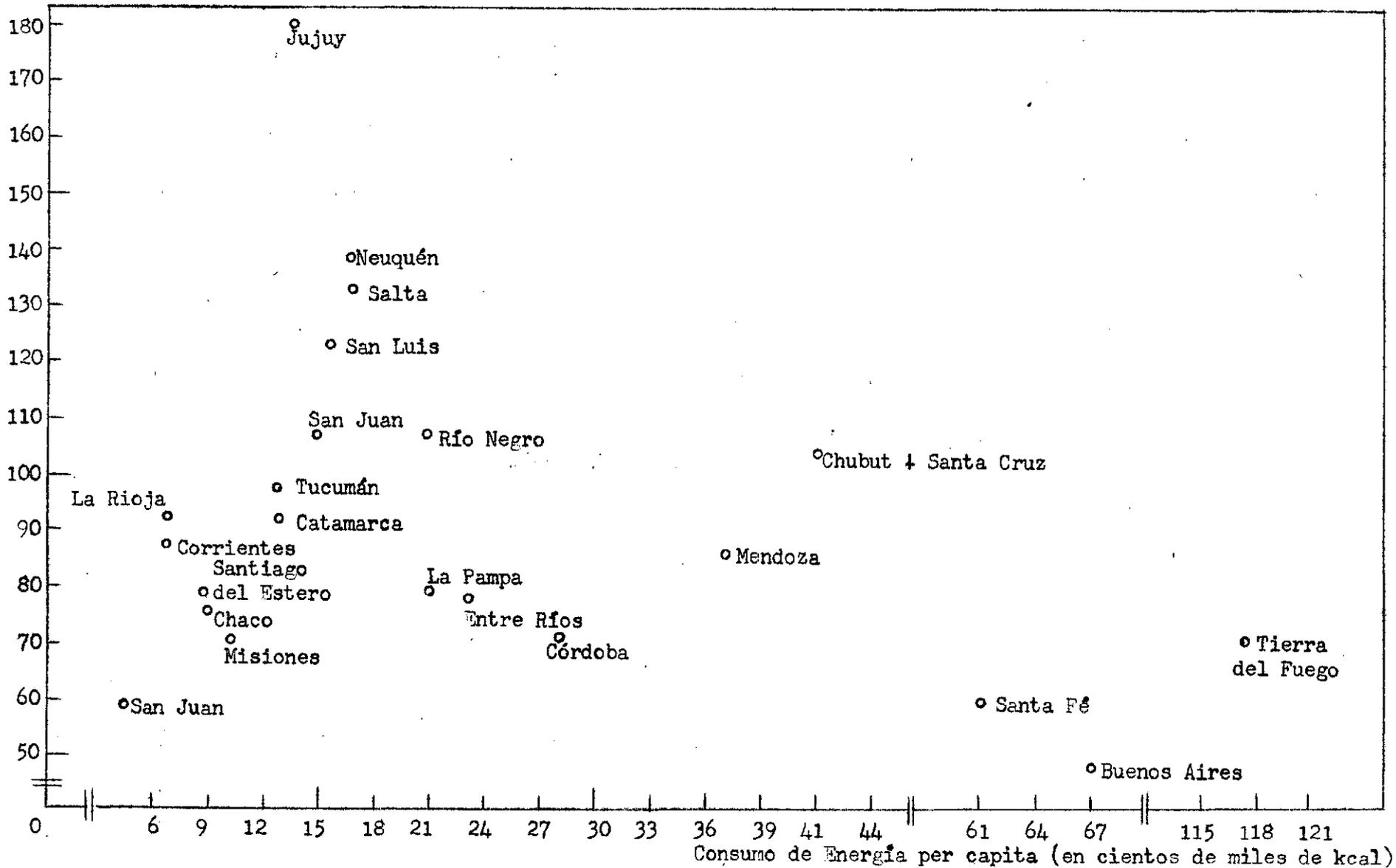


Gráfico VII

RELACION ENTRE LA FUERZA DE TRABAJO MASCULINA OCUPADA EN LA AGRICULTURA
Y LA MORTALIDAD INFANTIL - 1947

Escala natural

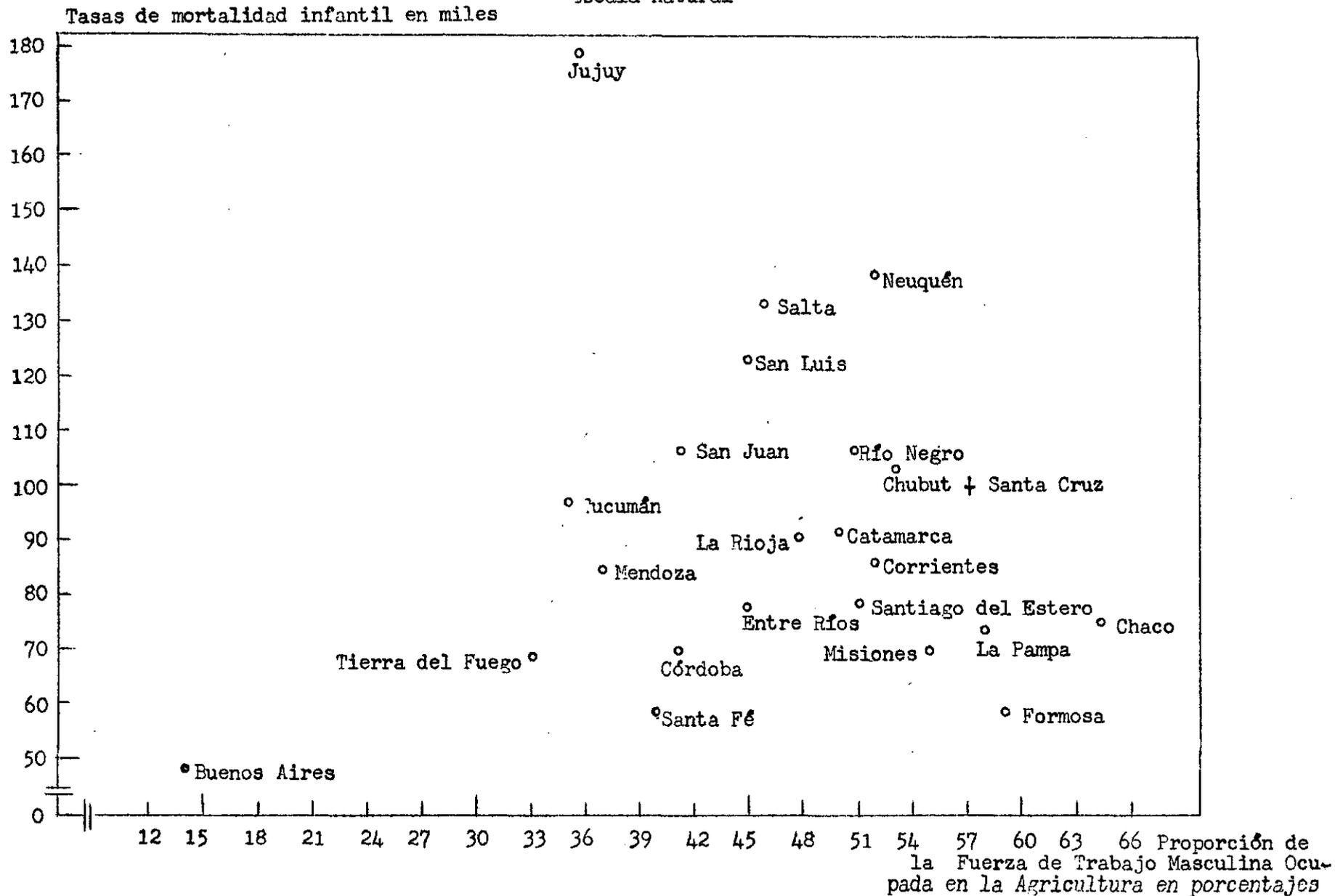


Gráfico VIII

RELACION ENTRE EL PORCENTAJE DE ANALFABETOS Y LA MORTALIDAD INFANTIL - 1960

Escala natural

