

mortalidad infantil en la argentina

A PARTIR DE LA MUESTRA DEL CENSO DE 1970



INDEC

SERIE INVESTIGACIONES DEMOGRAFICAS
INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS

3

mortalidad infantil en la argentina

A PARTIR DE LA MUESTRA DEL CENSO DE 1970

6.8/12
H. 12.



litnotni babilotrom onitnegro al ne

A PARTIR DEL CENSO DE 1970

Autor de la presente publicación:

Susana Schkolnik

Unidad de Análisis Demográfico

INDEC



SERIE INVESTIGACIONES DEMOGRÁFICAS
INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS



Este trabajo forma parte de una serie de estudios de población que se elabora en la Unidad de Análisis Demográficos del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

La combinación de la información obtenida mediante las preguntas censales hechas a cada mujer acerca del número de hijos nacidos vivos y el número de hijos sobrevivientes a la fecha del censo permite, mediante técnicas adecuadas, la estimación del nivel de la mortalidad en los años anteriores al censo. Estimar el nivel de la mortalidad mediante datos censales tiene la ventaja enorme que significa el poder combinar esta información con otras características también obtenidas a través de los censos. Esta investigación presenta el análisis de la mortalidad infantil por regiones y nivel educacional de la madre según los datos de la muestra del censo de población de 1970. Sus resultados son así interesantes desde un doble punto de vista: 1) del estudio de las relaciones entre la mortalidad infantil y las condiciones socioeconómicas de la población del país, y 2) permite mostrar la utilidad de estas preguntas en los censos en un país en que las estadísticas vitales son de calidad razonablemente aceptable como para corroborar los resultados obtenidos.

Este estudio fue realizado con la asesoría técnica y cooperación del Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).



REPUBLICA ARGENTINA
MINISTERIO DE ECONOMIA
SECRETARIA DE ESTADO DE PROGRAMACION
Y COORDINACION ECONOMICA

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS

INDICE

| | Página |
|---|--------|
| 1. INTRODUCCION Y OBJETIVOS | 9 |
| 2. ASPECTOS METODOLOGICOS | |
| 2.1 Consideraciones generales | 13 |
| 2.2 La medición de la mortalidad infantil a través de las estadísticas vitales | 13 |
| 2.3 El método de William Brass | 16 |
| 2.4 Datos básicos | 18 |
| 2.5 Selección de variables para el análisis | 19 |
| 2.6 Cálculo y evaluación de las probabilidades de muerte | 22 |
| 3. LA MORTALIDAD INFANTIL EN LA ARGENTINA EN EL PERIODO 1965-1970 | |
| 3.1 Total del país | 27 |
| 3.2. Mortalidad infantil por regiones | 29 |
| Introducción | 29 |
| Comparaciones interregionales | 31 |
| 3.3 Mortalidad infantil según años de estudio de las madres | 34 |
| 3.4 Mortalidad infantil por regiones y años de estudio de las madres | 35 |
| 4. CONCLUSIONES | 43 |
| Referencias bibliográficas | 45 |
| ANEXO: TABLAS Y GRAFICOS DE REFERENCIA | 47 |

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS DEL TEXTO

Cuadros

Página

- 1 Correspondencia entre la proporción "hijos muertos/hijos nacidos vivos" (D_1) y la probabilidad de muerte ($q(x)$) . . . 17
- 2 Total del país. Estimación de la probabilidad de morir desde el nacimiento hasta las edades exactas 2,3 y 5 años, a partir de la información de hijos nacidos vivos (HNV) e hijos sobrevivientes (HS) 23
- 3 Total del país. Relación "hijos sobrevivientes/hijos nacidos vivos" y probabilidades de muerte esperadas según datos de registros y observadas según la Muestra del Censo Nacional de 1970, por edad de las madres 24
- 4 Total del país. Tasas de mortalidad infantil para fechas censales 28
- 5 Cantidad de muertes infantiles que se "evitarían" si todas las regiones tuvieran la tasa de mortalidad infantil del Area Metropolitana (43,9 por mil) 33
- 6 Tasas de mortalidad infantil por regiones y años de estudio de las madres, 1965-1970 (por mil) 36
- 7 Defunciones infantiles según tipo de atención, en algunas regiones del país, 1969 39
- 8 Cantidad de muertes infantiles que se "evitarían" si todas las regiones tuvieran la tasa de mortalidad infantil correspondiente a las mujeres más instruidas del Area Metropolitana (12,8 por mil) 41

Gráficos

- 1 Tasas de mortalidad infantil, 1955-1970 (por mil) 15
- 2 Distribución porcentual de la población por regiones para distintos años, entre 1925 y 1970 30
- 3 Tasas de mortalidad infantil por regiones, 1965 - 1970 (por mil) 32
- 4 Tasas de mortalidad infantil según nivel de instrucción de las madres, 1965 - 1970 (por mil) 35
- 5 Tasas de mortalidad infantil por regiones y años de estudio de las madres, 1965 - 1970 (por mil) 37

| | | |
|---|--|----|
| 6 | Tasas de mortalidad infantil del Area Metropolitana y Región Noroeste (por mil). | 40 |
|---|--|----|

INDICE DE TABLAS Y GRAFICOS DEL ANEXO

Tablas

| | | |
|-----|--|----|
| 1 | Factores de multiplicación para estimar la proporción de hijos nacidos vivos que mueren en la edad a , $q(a)$, según la proporción fallecida entre los hijos nacidos vivos o las mujeres de 15-20, 20-25, etc | 49 |
| 2 | Estimación de la probabilidad de morir desde el nacimiento hasta la edad exacta 2,3 y 5 años, a través de la información de hijos nacidos vivos (HNV) e hijos sobrevivientes (HS), por regiones. | 51 |
| 3 | Total del país. Tasas específicas de fecundidad, 1962-1963 | 58 |
| 4a. | Total del país. Hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes "esperados" por edades individuales. 1962-1963 | 59 |
| 4b. | Total del país. Hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes "esperados" por edades quinquenales | 59 |
| 5 | Tabla de vida entre 0 y 20 años. 1962-1963 | 60 |
| 6 | Cólcula de las muertes esperadas con la tasa de mortalidad infantil del Area Metropolitana (total y de las mujeres de 8 y más años de instrucción). | 64 |

Gráficos

| | | |
|---|--|----|
| 1 | Diagrama de Lexis para la población menor de 10 años, 1961-1964 (Nacimientos corregidos por omisión) | 50 |
| 2 | Total del país. Probabilidad de morir entre 0 y 2 años según nivel de instrucción de las madres, a partir de datos del Censo de 1970 (por mil). | 62 |
| 3 | Total del país. Probabilidad de morir entre 0 y 3 años según nivel de instrucción de las madres, a partir de datos del Censo de 1970 (por mil). | 63 |

1. INTRODUCCION Y OBJETIVOS

El estudio de la mortalidad está asociado a preocupaciones de diferente naturaleza. Si bien en la mayoría de los casos el objetivo final es siempre el de orientar políticas tendientes a la reducción de la misma, los trabajos realizados van desde las que son exclusivamente cuantitativas hasta aquéllas que intentan acercarse al conocimiento de la relación entre la mortalidad y el conjunto de factores socioeconómicos, culturales e incluso políticos que dan lugar a enormes diferencias en sus niveles entre países y aún entre sectores dentro de un mismo país.

El caso de la mortalidad infantil (o lo que es lo mismo, la mortalidad de menores de un año), que es el objetivo de este trabajo, llama particularmente la atención tanto porque adopta valores muy altos como porque éstos tienen márgenes de variación más amplios que los de la mortalidad general. Lamentablemente los países más pobres, donde este fenómeno tiene caracteres más dramáticos, son también aquellos que carecen de datos que permitan mediciones aceptables. Con fines ilustrativos se puede señalar, sin embargo, que alrededor de 1970 el límite inferior se encontraba entre 10 y 15 muertes de menores de un año por cada mil nacimientos para los países más adelantados en la reducción de las muertes infantiles, y más de 200 por mil para los más atrasados (1).

En consecuencia, es importante orientar los estudios sobre mortalidad infantil de modo tal que sean de utilidad para aquéllos que están encargados de diseñar políticas destinadas a reducir el número de muertes, sobre todo teniendo en cuenta que gran parte de ellas pueden atribuirse a factores que tienen que ver con el nivel de vida de la población.

Habitualmente entre los determinantes de la mortalidad infantil se distinguen factores exógenos y endógenos. Los primeros se definen como "aquéllos debidos al medio y evitables al nivel de los conocimientos médicos actuales" (2), y se encuentran asociados a las enfermedades infecciosas y parasitarias, diarreas, enteritis, influenza, neumonía y otras. Los endógenos, por su parte, son aquéllos que tienen que ver con fenómenos de inmadurez (prematuros), enfermedades propias de la primera infancia (traumatismo de parto), debilidad congénita y vicios de malformación. Esta distinción no es, sin embargo, tan tajante en la medida en que algunas malformaciones congénitas son producto de ciertas enfermedades contagiosas de la madre durante el embarazo y debieron ser consideradas en realidad como parte de la mortalidad exógena (3).

Las defunciones atribuibles a factores endógenos se ubican preferentemente entre el nacimiento y el primer mes de vida (período neonatal), aunque por supuesto también ocurren en este período muertes causadas por factores exógenos. El número de muertes endógenas es casi despreciable, sin embargo, a partir del primer mes de vida y antes del primer año (período posneonatal).

(1) Naciones Unidas, 1972 (pág. 37).

(2) Leguina, 1973.

(3) Leguina, 1973.

1. INTRODUCCION Y OBJETIVOS

El estudio de la mortalidad está asociada a preocupaciones de diferente naturaleza. Si bien en la mayoría de los casos el objetivo final es siempre el de orientar políticas tendientes a la reducción de la misma, los trabajos realizados van desde las que son exclusivamente cuantitativas hasta aquéllos que intentan acercarse al conocimiento de la relación entre la mortalidad y el conjunto de factores socioeconómicos, culturales e incluso políticos que dan lugar a enormes diferencias en sus niveles entre países y aún entre sectores dentro de un mismo país.

El caso de la mortalidad infantil (o lo que es lo mismo, la mortalidad de menores de un año), que es el objetivo de este trabajo, llama particularmente la atención tanto porque adopta valores muy altos como porque éstos tienen márgenes de variación más amplios que los de la mortalidad general. Lamentablemente los países más pobres, donde este fenómeno tiene caracteres más dramáticos, son también aquellos que carecen de datos que permitan mediciones aceptables. Con fines ilustrativos se puede señalar, sin embargo, que alrededor de 1970 el límite inferior se encontraba entre 10 y 15 muertes de menores de un año por cada mil nacimientos para los países más adelantados en la reducción de las muertes infantiles, y más de 200 por mil para los más atrasados (1).

En consecuencia, es importante orientar los estudios sobre mortalidad infantil de modo tal que sean de utilidad para aquéllos que están encargados de diseñar políticas destinadas a reducir el número de muertes, sobre todo teniendo en cuenta que gran parte de ellas pueden atribuirse a factores que tienen que ver con el nivel de vida de la población.

Habitualmente entre los determinantes de la mortalidad infantil se distinguen factores exógenos y endógenos. Los primeros se definen como "aquéllos debidos al medio y evitables al nivel de los conocimientos médicos actuales" (2), y se encuentran asociados a las enfermedades infecciosas y parasitarias, diarreas, enteritis, influenza, neumonía y otros. Los endógenos, por su parte, son aquéllos que tienen que ver con fenómenos de inmadurez (prematuros), enfermedades propias de la primera infancia (traumatismo de parto), debilidad congénita y vicios de malformación. Esta distinción no es, sin embargo, tan tajante en la medida en que algunas malformaciones congénitas son producto de ciertas enfermedades contagiosas de la madre durante el embarazo y debieran ser consideradas en realidad como parte de la mortalidad exógena (3).

Las defunciones atribuibles a factores endógenos se ubican preferentemente entre el nacimiento y el primer mes de vida (período neonatal), aunque por supuesto también ocurren en este período muertes causadas por factores exógenos. El número de muertes endógenas es casi despreciable, sin embargo, a partir del primer mes de vida y antes del primer año (período posneonatal).

(1) Naciones Unidas, 1972 (pág. 37).

(2) Leguina, 1973.

(3) Leguina, 1973.

Se observan diferencias entre los niveles de la mortalidad infantil de diferentes países que están asociadas claramente a diferencias en la proporción de muertes ocurridas en el período posneonatal (a sea aquéllas atribuibles en su totalidad a factores exógenos o de medio ambiente). En los países que tienen las tasas de mortalidad infantil más bajas sólo una pequeña parte de las defunciones infantiles se producen en el período posneonatal, mientras que en aquéllos en los que la mortalidad infantil es aún relativamente alta, por el contrario, éstas ocurren mayoritariamente entre el primer mes y antes del primer año de vida. Ejemplo del primer caso es Suecia, país que alrededor de 1970 tenía una tasa de mortalidad infantil de 11 por mil aproximadamente y en el que la mortalidad posneonatal representaba el 1,8 por ciento del total de esas defunciones. Como ejemplo de país con mortalidad infantil alta se puede tomar Chile alrededor de 1960, país cuyo tasa de mortalidad infantil oscilaba alrededor del 120 por mil y donde las muertes posneonatales representaban un 70 por ciento de ese total.

La mortalidad infantil parece ser un fenómeno particularmente sensible a los cambios en las condiciones socioeconómicas y culturales de una población, y en la literatura sobre el tema se habla de la estrecha relación -inversa- que existiría entre el nivel de vida de una población y su tasa de mortalidad infantil (4).

Esta relación -entre mortalidad infantil y nivel de vida- ha sido puesta a prueba en una serie de investigaciones (5) a través de algunos indicadores socioeconómicos: educación, ocupación, ingresos, vivienda, etcétera. Estos estudios se han hecho en otros países, pero no hay antecedentes de este tipo en la Argentina.

Este trabajo constituye un intento de aproximarse al problema de la relación entre mortalidad infantil y nivel de vida y se propone los siguientes objetivos:

- a) Estimar la mortalidad infantil en la Argentina para el período 1965-1970 mediante la aplicación del método de William Brass.

Este objetivo responde a la necesidad de contar con estimaciones adecuadas y actuales de la mortalidad infantil y es consecuencia del hecho de que las estadísticas vitales de los últimos diez años aproximadamente, o no están disponibles o bien no proporcionan información de calidad necesaria para llevar a cabo esta estimación. Como se verá más adelante dependiendo de la serie de datos básicos con la cual se trabaje se observan tendencias diferentes en la evolución de la mortalidad infantil

- b) Establecer diferencias geográficas de la mortalidad infantil.

La República Argentina presenta marcados contrastes entre regiones: las provincias más atrasadas, que han estado tradicionalmente marginadas de los beneficios con que el sistema económico privilegia a algunos sectores del país -Buenos Aires y la zona pampeana fundamentalmente-, son también aquéllas cuya población se encuentra más expuesta al riesgo de muerte.

- c) Establecer diferenciales socioeconómicos de la mortalidad infantil a nivel del total del país y dentro de cada una de las regiones que se considerarán.

El enfoque regional no da por supuesta la homogeneidad interna dentro de cada

(4) Naciones Unidas, 1954.

(5) Naciones Unidas, 1973. b.

una de las regiones: es posible detectar aquellos sectores que, aún dentro de las regiones más desarrolladas, han quedado excluidas de las ventajas del "progreso económico" y son víctimas de una mayor mortalidad.

- d) Por última, se espera, también, evaluar la eficacia del método de Brass para obtener estimaciones de la mortalidad.

Hasta la fecha éste se ha aplicada a poblaciones que carecen de otras fuentes de datos o bien éstas son de muy mala calidad. El caso de la Argentina, en cambio, con registros que con excepción de los últimos años pueden considerarse como razonablemente aceptables, ofrece la posibilidad de llevar a cabo una evaluación de los resultados obtenidos.

Resumiendo, se trata de identificar los sectores o grupos que están más expuestos al riesgo de muerte. En esto medido este trabajo pretende ser una contribución al conocimiento del estado de la mortalidad infantil de los últimos años y un llamado de atención sobre un problema que aún tiene dimensiones muy importantes en algunos sectores del país.

2. ASPECTOS METODOLOGICOS

2.1. Consideraciones generales

Cuando se quiere medir la mortalidad de cualquier segmento de la población (por edad, sexo, etcétera), lo primero que viene a la mente es la relación entre el número de defunciones ocurridas en ese segmento en un período determinado (generalmente un año civil) y la población correspondiente; en el caso de la mortalidad infantil, el cociente entre las defunciones de menores de un año ocurridas en un año dado y los nacimientos del mismo período.

La cuestión fundamental es la de definir adecuadamente el contenido de ese cociente: en el numerador se deben contar las muertes ocurridas en un cierto lapso y en el denominador la población efectivamente expuesta al riesgo (6).

La tasa convencional de mortalidad infantil (que se obtiene a partir de las estadísticas vitales) no es estrictamente una probabilidad de muerte en el sentido recién señalado. Esto se debe a que esta medida relaciona defunciones y nacimientos ocurridos (o registrados) en el mismo año calendario. De esto se deduce que no hay una estricta correspondencia entre ambas cifras: las defunciones de menores de un año que ocurren en un año determinado provienen de nacimientos de ese año y del anterior y, por su parte, los nacimientos de ese año dan lugar a defunciones que ocurren al año siguiente. Se ha señalado, sin embargo, que si "los nacimientos no varían grandemente en dos años sucesivos e igual cosa ocurre con las defunciones la tasa de mortalidad infantil estará bastante próxima a la verdadera probabilidad de morir en el primer año de vida" (7).

Otro camino para estimar la mortalidad es la construcción de una tabla de vida (que combina información proveniente de registros y del censo de población) y de la cual se deriva directamente la probabilidad de muerte para cada uno de las edades. También puede derivarse, a su vez, una probabilidad de morir acumulada entre el nacimiento y una edad cualquiera (8). Esta última función aumenta, lógicamente, con la edad (por ejemplo, es más probable que una persona muera antes de los 75 años que antes de los 5 años). Al comienzo de la vida sube muy rápidamente y luego el aumento pierde intensidad, para acelerarse en las últimas edades.

El método ideado por Brass, como se verá más adelante, permite calcular una medida de la mortalidad comparable con una probabilidad de muerte que se puede obtener de una tabla de vida.

2.2. La medición de la mortalidad infantil a través de las estadísticas vitales

Tradicionalmente, los datos básicos para la medición de la mortalidad (número de defunciones anuales) y, en particular, de la mortalidad infantil (naci-

(6) Elizaga, 1969 (pág. 11).

(7) Behm Rosas, 1962 (pág. 18).

(8) Por ejemplo, entre 0 y 1 año, 0 y 2 años, 0 y 5 años, etc.

mientos y defunciones de menores de un año) son suministrados por la oficina de Registro Civil.

Se supone que estos datos deben ser recolectados en forma ininterrumpida, tratando de mantener la buena calidad y una amplia cobertura o nivel nacional. Estos requisitos, sin embargo, difícilmente se cumplen cabalmente en la práctica.

De hecho, en la República Argentina, la recolección de los hechos vitales ofrece una información que puede considerarse como razonablemente aceptable. En los últimos años, sin embargo, ésta se ha visto afectada por diversos órdenes de factores, disminuyendo, en consecuencia, las posibilidades de su utilización.

El primer problema tiene que ver con la producción de los datos: las últimas publicaciones de nacimientos y defunciones corresponden al año 1966 y de esa fecha en adelante se puede disponer de información inédita, que llega solamente hasta 1970. En segundo lugar, ha habido un cierto deterioro en la calidad de los datos. En un trabajo realizado por Pantelides (9), se analiza la información de nacimientos durante el período que va desde 1959 hasta 1970, observándose que aproximadamente a partir de 1965 desciende notablemente la calidad de la serie, debido fundamentalmente a cambios en los criterios de elaboración de los datos y a la existencia de una ley de amnistía que no se aplicó simultáneamente en todas las provincias. Se concluye en ese trabajo que "la serie de nacimientos, especialmente en el último quinquenio estudiado (1966-1970), no puede ser utilizada sin un previo ajuste y un estudio a fondo de los criterios usados".

En cuanto a la serie de defunciones en general, y en particular la de menores de un año, es muy difícil establecer las deficiencias en el registro. En el caso de las defunciones infantiles, el número absoluto de muertes no es un indicador adecuado, ya que está afectado por la variación de los nacimientos. De todos modos, su tendencia histórica presenta mayor regularidad que la de los nacimientos y sus oscilaciones no indican aparentemente la presencia de factores de alteración particularmente significativos.

Lo más indicado sería seguir la evolución de la tasa de mortalidad infantil (cociente entre defunciones de menores de un año y nacimientos del mismo período), pero las irregularidades mencionadas anteriormente en la serie de nacimientos desacreditan su utilidad para algunos períodos.

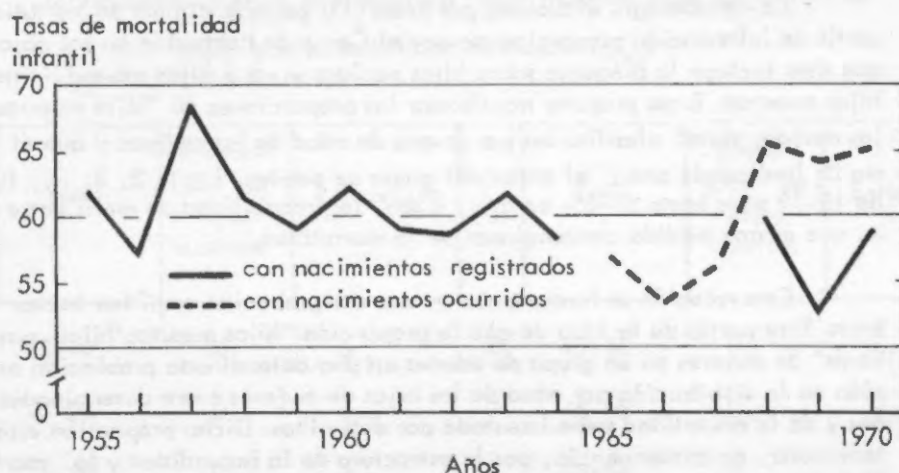
Hasta 1964, aproximadamente, se observa una cierta estabilidad en el nivel de las tasas que se calcularon sobre la base de los nacimientos registrados —que incluyen los ocurridos más las inscripciones tardías—, siendo probable que éstas últimas hayan compensado en alguna medida las omisiones del registro. Entre 1965 y 1967 sólo se registran los nacimientos ocurridos lo cual da como resultado un descenso en las tasas de mortalidad infantil de esos años. Entre 1968 y 1970, en cambio, se dispone de ambas series de nacimientos, de las cuales, la de

(9) Pantelides, s.f.

nacimientos registrados está afectada por la aplicación de la ley de amnistía antes mencionada.

GRAFICO 1

Tasas de mortalidad infantil, 1955-1970 (por mil)



Fuente: Argentina, Dirección Nacional de Estadística y Censos, s.f.
Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, s.f.
Argentina, Subsecretaría de Salud Pública, datos inéditos.

Como se dispone de dos series de nacimientos es posible calcular dos juegos de tasas que muestran, como puede verse en el gráfico 1, tendencias opuestas en la evolución de la mortalidad infantil. Se sabe que la verdadera tasa debe estar ubicada en algún punto entre ambas pero hasta el momento no hay elementos que permitan asignar a los nacimientos y a las defunciones sus verdaderos valores. Para una medición correcta del nivel de la mortalidad infantil se requiere información de calidad comparable en el numerador y en el denominador.

Además de las limitaciones que tienen que ver con la calidad de los datos, cabe mencionar que cuando se pretende estudiar la mortalidad infantil en relación con variables socioeconómicas se encuentra con que este tipo de datos no aparece en ninguno de los tabulados disponibles en el Departamento de Estadística de la Subsecretaría de Salud Pública.

Una posibilidad que se abre a la investigación acerca de la influencia de los factores socioeconómicos en la mortalidad infantil, a partir de esta fuente de datos, es la que ha explorado Behm Rosas en su libro Mortalidad infantil y nivel de vida (10), y que consistió en parear cada informe de muerte con el correspondiente certificado de nacimiento para calcular tasas de mortalidad según ocupación del padre, atención del parto y otras variables que aparecen registradas en este último.

(10) Behm Rosas, 1962.

Es de esperar que, en algún momento, resurja el interés por este tipo de datos o que por lo menos se actualice la información que se recolecta en forma habitual, tomando especialmente en consideración la necesidad de coordinar la producción de las series de nacimientos y defunciones.

2.3. El método de William Brass

La metodología elaborada por Brass (11) permite estimar la mortalidad a partir de información proporcionada por el Censo de Población en los casos en que éste incluye la pregunta sobre hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes (o hijos muertos). Brass propone transformar las proporciones de "hijos muertos/hijos nacidos vivos" clasificados por grupos de edad de las mujeres y que él llama D_i (indicando con i el orden del grupo de edades, $i = 1, 2, 3, \dots, 10$, desde 15-19 años hasta 60-65) en $q(x)$, o sea, la probabilidad de morir entre 0 y x , que es una medida convencional de la mortalidad.

Esta relación se fundamenta en una comprobación empírica hecha por Brass. Este partió de la idea de que la proporción "hijos muertos/hijos nacidos vivos" de mujeres en un grupo de edades en una determinada población es función de la distribución por edad de los hijos de mujeres entre determinadas edades y de la mortalidad experimentada por esos niños. Dicha proporción está determinada, en consecuencia, por la estructura de la fecundidad y la mortalidad vigentes. Siguiendo esta idea y adoptando un modelo de mortalidad (12) y otro de fecundidad (13) (en el que hacía variar la edad mínima de la fecundidad) Brass derivó valores de D_i para diversos intervalos de edades de las madres. Comparando estos valores con las probabilidades de muerte que obtiene de su tabla de mortalidad modelo, observa que las proporciones D_i son muy próximas a valores de $q(x)$ para edades exactas. Por ejemplo, la proporción "hijos muertos/hijos nacidos vivos" que corresponde a las mujeres de 15-19 años es aproximadamente igual a la probabilidad de morir durante el primer año de vida; la de las mujeres de 20-24 años es cercana a la probabilidad de morir entre 0 y 2 años; etcétera. Como es más práctico y facilita su uso y comparación con las medidas de la mortalidad obtenidas de otras fuentes, Brass ha elaborado una tabla de factores que permite convertir D_i en $q(x)$ para edades exactas (tabla 1, anexo). Las correspondencias son las que pueden observarse en el cuadro 1.

Brass encontró que la relación entre pares correspondientes de D_i y $q(x)$ está influenciada principalmente por las características de la fecundidad y, en particular, por la edad en que comienza la fecundidad. Cuanto más temprana es, mayor es la edad de los hijos en cada intervalo de edad de las madres, y cuanto mayores los hijos mayor su exposición al riesgo de muerte. En consecuencia, la elección del multiplicador depende de la estructura de la fecundidad. De acuerdo con esto, la selección del multiplicador está orientada por indicadores de esa característica: el cociente entre el promedio de hijos por mujer (paridez media) de las mujeres de 15-19 y el de las de 20-24 (P_1/P_2) en el caso de los

(11) El método de Brass puede estudiarse más detalladamente en Brass y Coale, 1968, y en Brass, 1973.

(12) Brass y Coale, 1968 (pág. 22).

(13) Brass y Coale, 1968 (pág. 22).

grupos de edades más jóvenes y la edad media de la fecundidad (\bar{m}) para los de 30 años en adelante.

CUADRO 1

Correspondencia entre la proporción "hijos muertos/hijos nacidos vivos" (D_i) y la probabilidad de muerte ($q_{(x)}$)

| i | Edad | Propor- ción de hijos muertos | Estimación | i | Edad | Propor- ción de hijos muertos | Estimación |
|---|-------|--|------------|----|-------|--|------------|
| 1 | 15-19 | D_1 | $q_{(1)}$ | 6 | 40-44 | D_6 | $q_{(15)}$ |
| 2 | 20-24 | D_2 | $q_{(2)}$ | 7 | 45-49 | D_7 | $q_{(20)}$ |
| 3 | 25-29 | D_3 | $q_{(3)}$ | 8 | 50-54 | D_8 | $q_{(25)}$ |
| 4 | 30-34 | D_4 | $q_{(5)}$ | 9 | 55-59 | D_9 | $q_{(30)}$ |
| 5 | 35-39 | D_5 | $q_{(10)}$ | 10 | 60-64 | D_{10} | $q_{(35)}$ |

Fuente: Behm Rosas, 1974.

De todas maneras los multiplicadores tienen un valor muy próximo a 1, lo que significa que la proporción "hijos muertos/hijos nacidos vivos" (que es un dato que se obtiene del censo), apenas se altera al ser afectado por el multiplicador correspondiente (siempre que la edad media de la fecundidad esté al rededor de los 28 años). Por ejemplo, cuando D_2 vale 0,06386, $q_{(2)}$ vale 0,06418 en el caso de la Argentina. Brass tiene entonces el gran mérito de haber puesto de manifiesto esta relación entre un valor empírico D_i y otro de naturaleza teórica $q_{(x)}$.

Se ha señalado, sin embargo, que los $q_{(x)}$ obtenidos no pueden considerarse en ningún caso como valores exactos: $q_{(1)}$, por ejemplo, es uno de los menos confiables, ya que al depender de la información declarada por las mujeres de 15-19 años puede verse fácilmente afectada por omisiones o errores de los datos y aún por el hecho de que en general la mortalidad infantil entre los hijos nacidos de madres más jóvenes no es representativa de la mortalidad infantil general (14). Por otra parte $q_{(10)}$ y subsiguientes se basan en el recuerdo de sucesos acaecidos muchos años atrás que, además de estar sujetos a errores

(14) Brass y Coale, 1968.

y omisiones, reflejan una mortalidad mucho más lejana de la mortalidad actual. Se deduce entonces que las mejores estimaciones de la mortalidad son $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$, interpretadas como tasas medias prevalecientes respectivamente en los 2-3 años, 5-6 años y 8-9 años anteriores al censo.

De todas maneras, a partir de estos indicadores se puede calcular por otros métodos el valor correspondiente a $q(1)$.

El método de Brass se basa además en un conjunto de supuestos que han sido expuestos en el Manual IV de Naciones Unidas (15):

- 1) que la ley de fecundidad haya sido más o menos constante en el pasado inmediato y se conozca la forma aproximada de la ley;
- 2) que las tasas de mortalidad infantil y juvenil hayan sido más o menos constantes en los últimos años;
- 3) que no haya una fuerte asociación entre la edad de la madre y la mortalidad infantil y entre la tasa de mortalidad de las madres y la de sus hijos;
- 4) que las tasas de omisión de los niños muertos y de los niños sobrevivientes sean aproximadamente las mismas en los totales de nacimientos declarados.

No se puede esperar que estas condiciones se cumplan cabalmente en una población real; sin embargo se ha comprobado que los multiplicadores son relativamente poco sensibles a la forma detallada de la función de fecundidad y que el método en general es bastante robusto en el sentido de que "el error es relativamente pequeño cuando no se cumplen las condiciones teóricas implícitas en el método o hay disparidades entre los modelos de mortalidad y fecundidad empleados en el cálculo de los multiplicadores de Brass y la situación real de mortalidad y fecundidad, a menos que estas disparidades sean extremas" (16).

2.4. Datos básicos

Los datos básicos (hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes clasificados por edad de la madre) se obtuvieron de la Muestra del Censo Nacional de Población, realizado en el territorio de la República Argentina en setiembre de 1970, y fueron especialmente elaborados para este estudio.

Esta ha sido, por otra parte, la primera ocasión en que en un censo argentino se formula la pregunta acerca de los hijos sobrevivientes. En efecto, a todas las mujeres de 12 años y más, independientemente del estado civil, se las interrogó acerca de:

- ¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?
- ¿Cuántos están actualmente vivos?
- ¿Cuántos han muerto?

(15) Naciones Unidas, 1968.

(16) Behm Rosas, 1974.

Si bien la información censal sobre hijos nacidos vivos puede ser considerada como relativamente confiable (17), resulta prácticamente imposible evaluar la calidad de la información sobre defunciones declaradas por las mujeres (número de hijos muertos a una mujer desde el comienzo de su vida reproductiva), ya que en este caso no se dispone de fuentes de datos alternativos. Por otra parte, el número de hijos muertos se ve más afectada que el número de hijos nacidos vivos por el error de muestreo, en virtud de que la frecuencia del hecho es menor y, en consecuencia, mucha más pequeño su valor absoluto.

2.5. Selección de variables para el análisis

El método de Brass permite el estudio de diferenciales directamente, utilizando datos del propio censo. Basta clasificar el número de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes por alguna variable seleccionada proveniente de la boleta censal. Aquí se han elegido dos: el lugar de residencia -a nivel de región- y el nivel de instrucción de las madres.

Lugar de residencia (regiones)

Se sabe que el nivel promedio de la mortalidad para el país constituye una síntesis nada elocuente de las marcadas diferencias que, de hecho, existen entre regiones y cuyo conocimiento es muy necesario si se quiere implementar algún plan de acción concreto destinado a reducir el número de defunciones.

Por otra parte, las diferencias geográficas existen en países de alta y baja mortalidad y parecen ser resultado, en gran medida, de diferencias en las condiciones socioeconómicas de la población (18).

En este caso los datos básicos se tabularon a nivel provincial, pero esta clasificación no pudo mantenerse para el cálculo de las probabilidades de muerte debido al tamaño de la muestra.

Se agruparon entonces las provincias en regiones, a saber:

- 1) Area metropolitana: Capital Federal y partidos del Gran Buenos Aires;
- 2) Pampeana : resto de la provincia de Buenos Aires, Entre Ríos y Santa Fe;
- 3) Centro : Córdoba, La Rioja y San Luis;
- 4) Cuyo : Mendoza y San Juan;
- 5) Nordeste : Corrientes, Misiones, Chaco y Formosa;
- 6) Noroeste : Salta, Jujuy, Catamarca, Santiago del Estero y Tucumán;

(17) Pantelides, s.f.

(18) Naciones Unidas, 1973 b.

7) Camahue-Patagonia: La Pampa, Neuquén, Chubut, Río Negro, Santa Cruz y Tierra del Fuego.

Esta regionalización respeta las divisiones político-administrativas existentes (la información en la Muestra sólo está disponible a nivel de provincias), así como la proximidad geográfica de las provincias. Podría argumentarse que los límites político-administrativos constituyen un criterio de delimitación relativamente arbitrario desde el punto de vista de la continuidad de las condiciones socioeconómicas de zonas adyacentes, aunque éstas pertenezcan a diferentes provincias o regiones. Sin embargo, respecto a estos límites tiene la ventaja de que facilita la implementación de cualquier plan de acción concreto, tanto en lo que se refiere al nivel organizativo como al manejo de los recursos disponibles para tal fin.

Por otra parte, si bien el ideal hubiera sido disponer de una división regional que cumpliera cabalmente la condición de reunir zonas semejantes desde el punto de vista económico y social, podría afirmarse que la proximidad geográfica, en la mayoría de los casos (19), coincide con una relativa homogeneidad interna desde este punto de vista.

Nivel de instrucción

En diversos estudios se ha intentado explorar la relación que existe entre mortalidad infantil y clases sociales o, desde una perspectiva más general, grupos socioeconómicos (20).

La elección de los indicadores que permitan construir grupos teóricamente significativos desde este punto de vista es una cuestión bastante controvertida debido a que la forma en que se resuelva el problema no es independiente del marco conceptual con el que se trabaja. Por otra parte, en cualquier caso es necesario combinar dos o más variables ya que el concepto hace referencia a un conjunto de aspectos relacionados con las condiciones de vida de la población.

Habitualmente son los indicadores económicos (ocupación, categoría ocupacional y rama de actividad) los que se recomienda elegir para este propósito, especialmente cuando se trabaja con datos censales. Sin embargo algunos esfuerzos realizados en esta dirección han permitido llegar a la conclusión de que los problemas de la información estadística dificultan todo intento de clasificar a la población en grupos socioeconómicos diferenciados.

En un estudio realizado por Torrado (21) se concluye, entre otras cosas, que los sistemas clasificatorios que se usan para las características económicas "no son totalmente aptos para el estudio de la diferenciación de la población en términos de su condición socioeconómica aún considerando a esta última de los más plurales enfoques teóricos". Sin embargo no todos los problemas pro-

(19) La región Centro sería una de las más heterogéneas.

(20) Naciones Unidas, 1973 b.

(21) Torrado, 1974.

vienen del uso de determinados sistemas clasificatorios, también se pone de manifiesto allí que "las tabulaciones de que se dispone y los niveles de desglose con que se presenta la información son tan escasos e inadecuados que los grupos o categorías sociales que así se delimitan presentan una profunda heterogeneidad interna, al punto de hacer ocioso e inoperante cualquier intento de análisis e interpretación".

El nivel de instrucción de las personas es otra de las variables susceptible de ser considerada como un indicador de nivel socioeconómico. En efecto, aún cuando no es un indicador "económico" en el sentido en que habitualmente se usa esta expresión, sus diferencias, con seguridad en la mayoría de los casos, expresan diferencias en cuanto al tipo de inserción de los individuos en el sistema productivo. Pero, de manera más general, el nivel de instrucción alcanzada indica las posibilidades de acceso a los beneficios de la educación y la posibilidad de cubrir el costo que éstos traen aparejados (incluyendo lo que en economía se denomina "costos de oportunidad").

Además se han hecho otros estudios relacionando mortalidad infantil y variables tales como ocupación del padre, ingreso y nivel de instrucción de los padres, especialmente de las madres, encontrándose entre la mortalidad infantil y esta última variable una asociación importante en la mayoría de los casos (22).

Algunos autores sostienen, por su parte, que el nivel de instrucción de las madres, como indicador único de nivel socioeconómico, parece ser el mejor en el análisis de la mortalidad (23).

Efectivamente, ante la necesidad de elegir un sólo criterio de clasificación surge éste como el más apropiado para los objetivos del estudio que cualquiera de las características "económicas" tomadas separadamente.

No obstante la utilidad que se le atribuye aquí a esta variable es necesario agregar que los grupos así formados no son, en todos los casos, estrictamente comparables. Esto significa que, en el caso de las comparaciones interregionales, el mismo nivel de instrucción no remite necesariamente a idénticas condiciones de vida. Por ejemplo, probablemente los sectores sociales más bajos en las regiones más pobres tienen seguramente un nivel de vida más deteriorado que los sectores sociales más bajos en las regiones más ricas.

El grado de instrucción de las mujeres tiene que ver también con la disponibilidad de conocimientos y creencias que están vinculadas con el cuidado de los hijos, hábitos de alimentación, higiene, etc. Pero éstas también están sujetas a otro tipo de influencias provenientes del medio. En las zonas urbanas, por ejemplo, están más difundidos cierto tipo de conocimientos que tienen que ver con la atención de los hijos, prevención de enfermedades, etc., no sólo gracias a los medios de comunicación de masas sino también por el efecto de la proximidad geográfica y en consecuencia, la mayor probabilidad de que se

(22) Naciones Unidas, 1973 b.

(23) Behm Rosas, 1974.

socialicen conocimientos que existen en otros grupos sociales (24).

La decisión final en lo que se refiere a las categorías de años de estudio adoptadas resultó de la necesidad de compatibilizar diversas exigencias. Por un lado se requería que los grupos diferenciados según nivel de instrucción maximizaran las diferencias en cuanto al nivel socioeconómico de las familias, es decir, que la mejor clasificación por nivel de instrucción sería aquella que permitiera formar los grupos más heterogéneos en los otros aspectos relevantes. Con este criterio y tomando también en consideración la exigencia de un número medio de casos requeridos y -en menor grado- la posibilidad de que esta información fuera susceptible de ser utilizada en comparaciones internacionales se decidió clasificar a las mujeres en cuatro grupos de nivel de instrucción. El primer grupo comprende a los que nunca han recibido instrucción formal y a los analfabetos funcionales (0 a 2 años), el segundo grupo incluye del tercero al sexto año de educación primaria, o sea, primaria incompleta (3 a 6 años). El tercer grupo es el de aquellos que han completado la educación primaria (7 años) y, finalmente se agrupó en una sola categoría a todos los que tienen 8 y más años de instrucción.

2.6. Cálculo y evaluación de las probabilidades de muerte

Como se mencionó anteriormente, Brass señala la conveniencia de limitar el cálculo de las probabilidades de muerte a $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$, por considerarlos menos sujetos a errores que los restantes indicadores de la mortalidad. De acuerdo con este criterio, se ha seguido el procedimiento ejemplificado en el cuadro 2.

En la última columna se indican las probabilidades de muerte según la información provista por las mujeres de distintos grupos de edades. Se observa allí que las $q(x)$ no muestran una tendencia a aumentar a medida que avanza la edad. Esto es contrario a lo que cabría esperar, ya que al ser mayor el número de años vividos por los hijos aumenta el tiempo de exposición al riesgo de muerte. En este caso, además, hay otra razón para esperar que eso suceda y es que las de mayor edad han estado expuestas a una mortalidad más elevada en el pasado.

Con el propósito de evaluar la bondad del método, tanto en la que se refiere al nivel de las tasas estimadas con el método de Brass como a los problemas de coherencia interna entre los diferentes valores, se ha procedido a comparar estos resultados con otros obtenidos a partir de datos provenientes del registro de hechos vitales. Pero esta tarea presentaba dificultades derivadas de las deficiencias ya mencionadas en las estadísticas vitales. Se requería revisar cuidadosamente estos datos en los años anteriores a 1970, y verificar su coherencia con los resultados censales.

24) Esta lleva al problema de la diferenciación urbano-rural que no ha podido ser tratada en este trabajo debido a que dicha información no se encontraba disponible en la muestra.

CUADRO 2

Total del país. Estimación de la probabilidad de morir desde el nacimiento hasta las edades exactas 2, 3 y 5 años, a partir de la información de hijos nacidos vivos (HNV) e hijos sobrevivientes (HS)

| Edad de las mujeres | Intervalo | Total de mujeres | Hijos nacidos vivos | Hijos sobrevivientes | Proporción de hijos muertos | Paridez media | Multiplícanda-res | Edad de los hijos | Probabilidad de morir entre cero y x |
|---------------------|-----------|------------------|---------------------|----------------------|-----------------------------|-----------------|-------------------|-------------------|--------------------------------------|
| | i | N_i^F | (HNV) _i | (HS) _i | D_i <u>a/</u> | P_i <u>b/</u> | C_i | x | $q_{(x)}$ <u>c/</u> |
| 20-24 | 2 | 14.603 | 11.697 | 10.950 | 0,06386 | 0,801 | 1,0049 | 2 | 0,06418 |
| 25-29 | 3 | 14.348 | 23.758 | 22.382 | 0,05792 | 1,656 | 0,99095 | 3 | 0,05739 |
| 30-34 | 4 | 13.997 | 33.317 | 31.209 | 0,06327 | | 1,0146 | 5 | 0,06418 |

$$P_1 / P_2 : 0,217:$$

$$\bar{m} : 2,86$$

Fuente: Argentino. Tabulaciones especiales, Muestra del Censo Nacional de 1970

$$\underline{a/} \quad D_i = 1 - \frac{(HS)_i}{(HNV)_i} \quad \underline{b/} \quad P_i = \frac{(HNV)_i}{N_i^F} \quad \underline{c/} \quad q_{(x)} = D_i \cdot C_i$$

Del análisis crítico de las series de nacimientos y defunciones para el total del país en las últimas diez años, se llegó a la conclusión de que el número de nacimientos que resulta de promediar los datos de los años 1962 y 1963, las muertes de esas cohortes y los resultados de la Muestra del Censo Nacional de 1970 son informaciones coherentes, si se corrigen apenas en un 1,5 por ciento los nacimientos supuestamente afectados por omisión. El procedimiento fue tomar el promedio de los nacimientos de los años 1962 y 1963; a éstos se le fueron restando las muertes que correspondían a esas cohortes y se obtuvo el número de sobrevivientes (entre 7 y 8 años) que se esperaría encontrar en 1970. Los resultados censales excedían los valores encontrados en aproximadamente un 1,5 por ciento y, dado que se puede suponer que a nivel nacional -particularmente a esa edad- la población puede considerarse como prácticamente cerrada (no afectada por migraciones), se resolvió corregir el número de nacimientos en esa misma proporción (tablo 2, anexo).

Esto no garantiza, por supuesto, la corrección de cualquiera de estas series independientemente unas de otras, pero puede admitirse, en todo caso, que los

niveles de mortalidad que pueden derivarse de ellas resultan adecuadas, por efecto de compensación de errores.

El procedimiento seguida con los datos provenientes de los registros fue:

- estimar la fecundidad y la mortalidad del período;
- calcular el número de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes "esperados" según a);
- derivar de b) los valores de $q_{(x)}$ correspondientes.

Finalmente se compararon estos valores con los obtenidos empleando el método de Brass.

Como no se disponía de tasas específicas de fecundidad por edades individuales (ésta es una medida actual de la fecundidad y representa el número de hijos tenidas en un año por las mujeres que tienen una edad determinada), fue necesario estimarlas a partir de las tasas de nacimientos registradas en los años 1962 y 1963, que están clasificadas por edades quinquenales (tabla 9, anexo). Estas se trasladaron a un gráfico y luego se leyeron en el eje de las ordenadas los valores correspondientes a las tasas de fecundidad por edades simples (tabla 10 a, anexo). La ley de mortalidad se derivó de una tabla de vida entre 0 y 20 años- por edades individuales, expresamente construida para la misma fecha (tabla 11, anexo).

Con esta información se procedió a calcular, entonces, el número de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes que se esperaba encontrar en caso de que no se hubieran registrado cambios en el nivel de la mortalidad ni en la estructura de la fecundidad entre 1962-63 y los años inmediatamente anteriores a 1970.

CUADRO 3

Total del país. Relación "hijos sobrevivientes/hijos nacidos vivos" y probabilidades de muerte esperadas según datos de registros y observadas según la Muestra del Censo Nacional de 1970, por edad de las madres

| Edad | Hijos sobrevivientes/ hijos nacidos vivos | | Probabilidad de muerte | |
|-------|--|----------------------|------------------------|----------------------|
| | Esperada <u>a</u> / | Observada <u>b</u> / | Esperada <u>a</u> / | Observada <u>b</u> / |
| 20-24 | 93,7 | 93,6 | 0,06654 | 0,06418 |
| 25-29 | 93,2 | 94,2 | 0,06923 | 0,05740 |
| 30-34 | 92,9 | 93,7 | 0,07169 | 0,06422 |

Fuente: a tabla 10 b, anexo.

b Argentina. Tabulaciones especiales, Muestra del Censo Nacional de 1970.

Comparando la relación "hijos sobrevivientes/hijos nacidos vivos" esperada y observado se pone de manifiesto que ambas series concuerdan en el caso de las mujeres de 20 a 24 años de edad, mientras que en los demás grupos los valores observados se encuentran por encima de los esperados. Esto significa que la mortalidad declarada descende a medida que aumenta la edad de las mujeres (cuadro 3).

Tal como era de esperar, esta misma incoherencia se manifiesta en los valores calculados de $q(x)$ para las mujeres mayores de 25 años, considerando que el factor de corrección (el multiplicador de Brass) no introduce grandes modificaciones en los valores originales.

Como no puede aceptarse que la proporción de hijos sobrevivientes aumenta al aumentar la edad de las mujeres, lo primero que cabe pensar es que en el censo habría subdeclaración de hijos muertos de parte de las mujeres mayores de 25 años. Esto es razonable: cuando la mujer es más joven, la defunción de un hijo es un acontecimiento más reciente, por lo general y es menos probable que se le olvide mencionarlo.

Es cierto que los valores que se observan en el cuadro 3 no son muy diferentes entre sí (93,7 y 93,6; 93,2 y 94,2; 92,9 y 93,7), pero aún así son importantes porque en realidad se está midiendo una frecuencia - muertes por edad - que es baja.

En resumen, considerando que se dispone de una tabla de vida que da una pauta del nivel y la estructura de la mortalidad en la Argentina - total del país- y que parece razonable aceptar la hipótesis de la omisión en la declaración de hijos muertos a medida que aumenta la edad de las mujeres, se decidió apoyar el estudio en la información proporcionado por las mujeres de 20-24 años y utilizar este valor como pivote para obtener estimaciones más adecuadas de la mortalidad en otras edades, en especial de la mortalidad infantil. Brass da un criterio para hacer esta estimación, basándose en $q(2)$ si se cuenta con una tabla de vida de referencia. (Ver Anexo, página 61).

Cuando en lo sucesivo se haga referencia a la mortalidad infantil por región y nivel de instrucción debe entenderse que se trata de un valor de $q(1)$ derivado de la estimación de $q(2)$ obtenida del censo.

3. LA MORTALIDAD INFANTIL EN LA ARGENTINA EN EL PERIODO 1965-1970

3.1. Total del país

De cada mil niños que nacen anualmente, sesenta de ellos, aproximadamente, mueren antes de cumplir el primer año de vida. Este valor, que corresponde al total del país, si bien aculta las disparidades existentes a nivel regional, se usa generalmente para evaluar la situación nacional en relación con la que han alcanzado otros países.

La comparación tiene, sin embargo, algunos inconvenientes -sobre todo en el caso de América Latina-, derivados del hecho de que los países con más alta mortalidad infantil son también aquellos que carecen de estadísticas apropiadas y donde la omisión es, por lo general, muy elevada. De todas maneras, de acuerdo con los datos publicados por el Demographic Yearbook (25) alrededor de 1970 se observa que la Argentina no se encuentra precisamente entre los países más privilegiados en cuanto a los logros obtenidos en la reducción de la mortalidad infantil. Si bien es cierto que presenta una tasa más baja (60,8 por mil) que la de algunos países latinoamericanos (en 1968, Guatemala 92,0; Ecuador 86,1; Chile 91,6; México 64,2 por mil) no se puede decir, sin embargo, que sea la más baja de la región ya que Uruguay, Cuba y Puerto Rico presentan niveles de mortalidad infantil inferiores al de Argentina (53,9, 41,3 y 29,2 por mil respectivamente). Por otra parte, ésta se encuentra muy por encima de aquellos países más adelantados en la reducción de la mortalidad infantil (Suecia 13,1; Finlandia 14,4; Japón 15,3; Noruega 13,7; Dinamarca 16,4 por mil, etcétera).

El descenso de la mortalidad infantil se ha producido a diferentes ritmos y con distintas características según los países de que se trate y el nivel inicial. Estudiando su evolución histórica, Behm Rosas ha agrupado un conjunto de países según el nivel de la mortalidad infantil prevaleciente entre 1939-41 y 1959 aproximadamente. Se destaca allí que la reducción de la mortalidad infantil ha sido proporcionalmente menor, en general, en los países que tenían tasas altas en 1939-41.

El grupo de países entre los cuales se encuentra la Argentina (Italia, Bélgica y Francia), y cuyas niveles eran similares en 1940 (tasa promedio del grupo 90,8 por mil), exhibe alrededor de 1960 tasas inferiores al 50 por mil. La Argentina en cambio, parece haber detenido su descenso a mediados de la década del 50 (26).

La mortalidad infantil en la Argentina, que puede deducirse de las tablas de vida elaboradas para las diferentes fechas censales, pone de manifiesto un descenso importante entre 1914 y 1960 (cuadro 4).

(25) Naciones Unidas, 1973 a.

(26) Behm Rosas, 1962 (pág. 53).

CUADRO 4

Total del país. Tasas de mortalidad infantil para fechas censales

| Años | Tasa de mortalidad infantil | Reducción porcentual |
|------|-----------------------------|----------------------|
|------|-----------------------------|----------------------|

Tablas de vida:

| | | |
|-------------------|-------|------|
| 1913-15 <u>a/</u> | 116,1 | |
| 1946-48 <u>b/</u> | 71,5 | 38,4 |
| 1959-61 <u>c/</u> | 59,6 | 16,6 |

Brass:

| | |
|---------|------|
| 1965-70 | 60,8 |
|---------|------|

Fuente: a/ Somoza, 1971. b/ Camisa, 1964. c/ Camisa, 1968.

La comparación entre el último valor de las tablas de vida y el que se estimó en este trabajo, que es representativo de la mortalidad vigente en los años anteriores a 1970 (1965-1970 aproximadamente), reveló sin embargo un pequeño incremento en el nivel de mortalidad infantil. Si bien podría argumentarse que las estimaciones no son estrictamente comparables y que el aumento observado no es lo suficientemente significativo, este dato constituye un toque de atención que podría estar señalando una inversión en la tendencia histórica.

Existen algunos indicios parciales que corroborarían esto. A partir de estimaciones de mortalidad hechas para la Capital Federal se pone en evidencia un aumento de la mortalidad de los menores de un año entre 1960 y 1970. Para ambos sexos la tasa ha subido de 31 a 38 por mil, siendo más significativo el aumento en el caso de los varones (de 32 a 42 por mil) que en el de las mujeres (de 28 a 35 por mil) (27), y si bien en la Capital Federal sólo tiene lugar aproximadamente un 17 por ciento del total de los nacimientos del país, se trata de una zona altamente privilegiada en cuanto a la disponibilidad de servicios médicos y atención sanitaria en general.

Parece prematuro especular acerca de cuáles serían los motivos de este aumento. Sería necesario investigar acerca de los cambios que pudieran haberse producido en los factores que inciden en la mortalidad infantil.

3.2. Mortalidad infantil por regiones

Introducción

La Argentina es un país con marcadas diferencias regionales en cuanto al grado de evolución de las condiciones socioeconómicas y culturales de su población y ello es resultado de un proceso muy antiguo.

Según algunos autores la creación del Virreinato del Río de La Plata dió lugar a la conjunción de regiones muy dispares tanto desde el punto de vista de sus recursos naturales como de su desarrollo económico. Si se agrega a esto el hecho de que sólo existían entre las regiones vínculos muy débiles se tiene un conjunto de circunstancias poco favorables para la constitución de una sociedad integrada (28). Por esta época, el Litoral (que agrupaba los territorios de Buenos Aires, Santa Fe, Sudeste de Córdoba, Corrientes, Entre Ríos y el margen oriental del Plata) era una de las regiones más atrasadas. El Interior (resto del territorio al norte de lo Patagonio hasta la actual frontera con Bolivia, y de allí hacia el norte, la región del Alto Perú) lo superaba tanto desde el punto de vista de sus recursos como de su población. Sin embargo, el período del Virreinato puede considerarse como de transición en la medida en que aún cuando ya comienza a manifestarse en él el predominio del litoral sobre las regiones del interior éstas últimas logran resistir el avance gracias a su ubicación en la ruta del Alto Perú lo cual, no obstante la decadencia de la explotación minera de Potosí en el siglo XVIII, le asegura todavía un mercado suficientemente amplio.

La expansión del litoral está asociada, a fines del siglo XVIII, con la apertura del Río de La Plata al comercio colonial y al desarrollo de la ganadería. Un factor decisivo fue el aumento de la importancia de la ciudad de Buenos Aires, importancia que proviene del papel de intermediaria de su puerto. Por éste se canalizaba el comercio de exportación y llegaban los bienes manufacturados del exterior. Estos entraron en franca competencia con la producción nacional, particularmente con aquella proveniente del interior del país, en detrimento de esta última. Si bien la expansión ganadera y de las actividades comerciales fueron creando una demanda efectiva en el litoral, esto no se pudo canalizar hacia las economías regionales debido fundamentalmente a la política del libre cambio. Se fue prefigurando de este modo el conflicto entre el litoral y las demás regiones del país.

Desde mediados del siglo XIX se acentúan los factores que dan impulso a la economía del litoral y el resto del país queda rezagado, ajeno a estas influencias. La región pompeona se ve poblada y el ferrocarril, cuyo trazado se orientó de acuerdo con los intereses predominantes en esta zona, desarticula definitivamente las economías regionales.

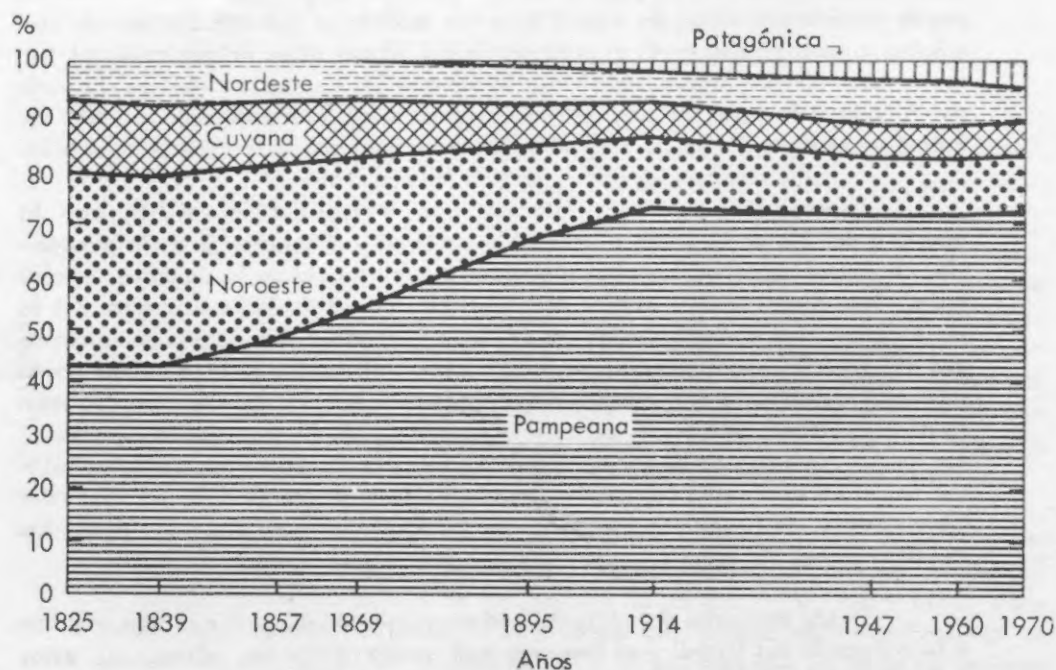
A partir de 1930, aproximadamente, el desequilibrio interregional adquiere contornos aún más precisos al abrirse una etapa de crecimiento industrial que, aunque tuvo sus orígenes en el siglo pasado, recibe un fuerte impulso de la contracción resultante de la crisis de 1929, ante la necesidad de sustituir im-

(28) Assadourian, Beato y Chiaramonte, 1962.

partaciones. Esta tuvo su enclave geográfico en las ciudades del litoral, pero principalmente en la ciudad de Buenos Aires. Obviamente, las opciones de localización industrial no eran muchas, ya que la producción estaba orientada básicamente a los bienes de consumo final y, al menos hasta mediados de la década de 1940, se basaba en la adopción de técnicas intensivas en mano de obra (29): se requería entonces contar con un mercado de consumo amplia y de disponer de una oferta de trabajo capaz de satisfacer las necesidades del capital. Esta actuó, a su vez, como un elemento de atracción de mano de obra del interior del país, tanto desde las zonas rurales como desde centros urbanos más pequeños, y coincidió con la política oficial de proporcionar infraestructura adecuada a las ciudades, que se vieran beneficiadas con este desarrollo (30).

GRAFICO 2

Distribución porcentual de la población por regiones, a/ para distintos años, entre 1825 y 1970



Fuente: Lattes, 1974.

a/ Las regiones no concuerdan exactamente con las que se usarán en este trabajo, pero no altera el sentido de los diferenciales.

(29) Rafman, 1972.

(30) Rotman, 1972.

El proceso de concentración económica -que, como queda dicho, fue también predominantemente urbano- se fue acentuando cada vez más, aún cuando se limitó en cierta medida la capacidad del sector industrial para absorber mano de obra. Esto no detuvo, sin embargo, la corriente migratoria interna, cuya destino ha sido, principalmente, la actividad terciaria.

Se ha analizado, por ejemplo, el caso de Buenos Aires (ciudad y provincia), que "ha ido aumentando ininterrumpidamente la magnitud (absoluta y relativa) de su absorción de población proveniente de las restantes provincias en conjunto . . . La proporción que absorbe del volumen total de inmigrantes nativos en los cuatro períodos intercensales fueron: 15, 20, 44 y 68 por ciento sucesivamente" (31).

En la Argentina han tenido gran importancia los movimientos internos de población, que pueden considerarse a su vez, al menos en este caso, como un indicador de desequilibrios interregionales. Rofman señala que "probablemente el volumen y la dirección de las migraciones está marcando el nivel diferencial de las oportunidades de empleo y las posibilidades de inversiones rentables para la mayor parte de la población entre las áreas receptoras y emisoras"(32). La región Pampeana ha sido siempre la que concentró más población, mientras que el Noroeste tiene como principal característica su acentuada pérdida de importancia con respecto al resto del país. Los cambios en las restantes regiones son mucho menos espectaculares, como puede verse en el gráfico 2, que ha sido tomado del trabajo de Lattes, "Redistribución espacial de la población y sus componentes" (33).

Comparaciones interregionales

La expresión "desequilibrios regionales" hace alusión, entonces, a la existencia de provincias con marcadas diferencias en el tipo y grado de desarrollo de su economía así como de su organización social y el peso relativo de las clases sociales dentro de ella.

Una de las expresiones de estas diferencias es el nivel de la mortalidad infantil que oscila entre valores relativamente distantes entre algunas de las regiones del país.

La región menos favorecida es la que comprende las provincias del Noroeste (100,7 por mil) disminuyendo hacia el Nordeste y la región Comahue-Patagonia que se encuentran en niveles semejantes (76,6 y 73,9 por mil respectivamente). Cuyo (61,9 por mil) muestra una mortalidad a nivel del promedio del país mientras que las regiones Centra, Pampeana y el Área Metropolitana se encuentran por debajo de aquélla, en orden decreciente (51,4; 50,9 y 43,9 por mil respectivamente).

Las cifras ponen en evidencia una notable dispersión con respecto al promedio: la mortalidad del Nordeste y de la zona Comahue-Patagonia casi du-

(31) Lattes, 1973.

(32) Rofman, 1972.

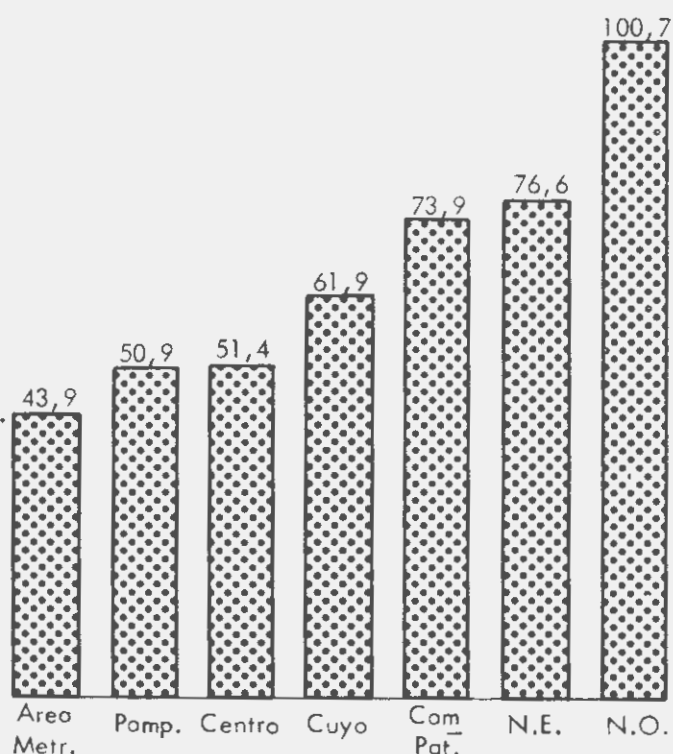
(33) Lattes, 1974.

plican la del Area Metropolitana, mientras que la del Noroeste es aproximadamente dos veces y media mayor que aquélla.

Estas tres regiones son, indudablemente, aquellas en las que prevalecen las peores condiciones de vida del país. Obviamente también existen dentro de ellas sectores sociales privilegiados que disfrutan de altos niveles de consumo pero se puede decir, sin temor a equivocarse, que en general estas regiones se caracterizan por un deterioro de las condiciones materiales de existencia en relación con las restantes; algunos de sus manifestaciones más evidentes en el área de la salud es la insuficiencia de servicios médicos y hospitalarios, la existencia de enfermedades endémicas, desnutrición, etcétera y, en general, un bajo nivel de disponibilidad de recursos en sectores mayoritarios de la población para atender las necesidades esenciales.

GRAFICO 3

Tasas de mortalidad infantil por regiones, 1965-1970 (por mil)



Otra forma de visualizar esta diferencia entre las regiones es calculando el número aproximado de muertes que podrían evitarse si cada una de ellas tuviera el nivel de mortalidad infantil que se ha estimado para el Área Metropolitana (43,9 por mil) que es la más baja de las siete regiones en que se ha dividido el país. No se pretende con esto obtener un dato de gran precisión sino que se trata más bien de dar una idea en torno de la magnitud del "beneficio" que podría obtener cada una de las regiones -en términos de vidas humanas- si se redujera su mortalidad infantil a un nivel que está, sin embargo, muy por encima del nivel mínimo alcanzado por los países más adelantados en este sentido.

Más aún, ésta es una primera aproximación pues, como se verá más adelante, aún dentro de las regiones menos beneficiadas hay sectores sociales que gozan del privilegio de una mortalidad infantil baja.

Para conocer la importancia relativa de las muertes "evitables" se calculó la proporción de defunciones que se evitarían con respecto al total dentro de cada una de las regiones (Cuadro 5).

CUADRO 5

Cantidad de muertes infantiles que se "evitarían" si todas las regiones tuvieran la tasa de mortalidad infantil del Área Metropolitana (43,9 por mil)*

| Regiones | Muertes esperadas con tasas regionales | Cantidad de muertes "evitables" por año | |
|--------------------|--|---|------|
| | | Nº absoluto | % |
| Total del país | 29.248 | 8.234 | 28,2 |
| Área Metropolitana | 5.601 | - | - |
| Pampeana | 6.238 | 858 | 13,8 |
| Centro | 2.483 | 363 | 14,6 |
| Cuyo | 2.010 | 584 | 29,1 |
| Comahue-Patagonia | 1.709 | 694 | 40,6 |
| Nordeste | 4.267 | 1.821 | 42,7 |
| Noroeste | 6.940 | 3.914 | 56,4 |

Fuente: Tabla 6, Anexo.

* El cálculo se hizo sobre la base de los nacimientos de 1967; más que la precisión de las cifras lo que importa es el orden de magnitud de las mismas.

Como se puede observar en el cuadro 5, a la región Noroeste le corresponde casi el 50 por ciento de todas las muertes "evitables", siguiéndole en importancia la región Nordeste. Las regiones Centro, Cuyo y Comahue-Patagonia, por tener tasas más bajas y un número menor de nacimientos, recibirían un be-

neficio menor. La región Pampeana, en cambio, aún cuando concentra un número grande de nacimientos -en términos relativos-, no tiene un volumen muy importante de defunciones que evitar, ya que su mortalidad apenas supera a la del Área Metropolitana, que es el nivel "modelo" en este caso.

3.3. Mortalidad infantil según años de estudio de las madres

Es cierto, como ya se ha comentado en páginas anteriores, que el nivel de instrucción no es un indicador suficiente para determinar la pertenencia a una clase social, pero sí puede tomarse como una forma de aproximarse al problema.

La idea que está detrás de esta decisión es la de que existe un sistema económico-social que hace imposible la igualdad de oportunidades para las individuos o más bien, en términos generales, para las clases sociales. Esta desigualdad de oportunidades que se pone de manifiesto en diferencias de ingresos, ocupación, vivienda, salud, etcétera, también se expresa a través de las diferencias en el grado de instrucción recibido por las personas, aspecto con el cual se encuentran asociados y, en consecuencia, no sería correcta interpretar la relación encontrada (entre mortalidad infantil y nivel de instrucción) como producto del efecto de la educación tomada aisladamente.

De esto se infiere que tampoco la información presentada aquí servirá para sacar la conclusión de que un cambio en la educación por sí misma podría producir cambios en los niveles de mortalidad infantil. En realidad, difícilmente puede creerse que esta situación (de posibilidades diferenciales de acceso a la educación para diferentes grupos de individuos en la sociedad) pueda modificarse sin que se modifiquen las condiciones que han dado origen a tal situación.

En cuanto al análisis de los datos, tal como se esperaba encontrar, el nivel de la mortalidad infantil es muy sensible al grado de instrucción recibido por las madres: mueren más niños al comienzo de la vida si la madre es analfabeta o ha asistido a la escuela unos pocos años que si, por el contrario, ha tenido una escolaridad más prolongada.

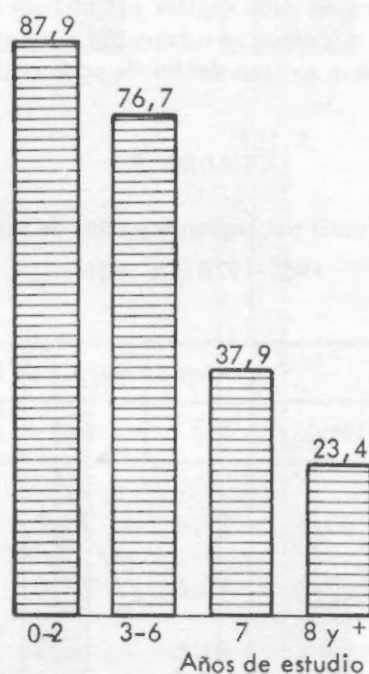
Cuando se clasificó a las madres según años de estudio se encuentra una dispersión entre las tasas que es mayor que la observada entre regiones (64,6 y 56,8 por mil, respectivamente). Esto podría explicarse por el hecho de que si bien las regiones suponen un cierto nivel de diferenciación a, más bien, de estratificación en lo que se refiere a las condiciones generales de vida de la población, este corte no permitió recortar grupos más homogéneos internamente (y más heterogéneos entre sí) que la división por regiones. En otras palabras: sin olvidar las diferencias que existen y que de hecho se pondrán de manifiesto al analizar ambas variables simultáneamente entre grupos de similar instrucción en diferentes regiones, con toda seguridad las analfabetas del Noroeste tienen un nivel de mortalidad infantil que se parece más al de las analfabetas de cualquier otra región que al de las mujeres más instruidas de su misma región.

Cabe destacar que, al menos para el total del país, el descenso más significativo en el nivel de la mortalidad infantil se encuentra asociado con el he-

cho de haber completado o no la educación primaria. No hay mucha diferencia entre la mortalidad de los hijos de los onalfabetas y la de los hijos de aquellas mujeres que han llegado a tener hasta seis años de instrucción formal (10 por ciento es, aproximadamente, la magnitud del descenso entre uno y otro grupo). En cambio, entre éstos y las que completaron la escuela primaria la tasa ha disminuido un 50 por ciento en beneficio de las últimas. Los años de estudio, más allá de la educación primaria, también van asociados a un descenso importante en la mortalidad, aunque menor que el anterior (38 por ciento). En total, entre las categorías extremas de educación se observa que la tasa de mortalidad infantil reduce su valor en un 73 por ciento aproximadamente (gráfico 4).

GRAFICO 4

Tasas de mortalidad infantil según nivel de instrucción de las madres,
1965-1970 (por mil)



Fuente: Argentina, Tabulaciones especiales. Muestra del Censo Nacional de 1970.

3.4. Mortalidad infantil por regiones y años de estudio de las madres

Dentro de cada una de las regiones se calculó el nivel de la mortalidad infantil según el grado de instrucción recibido por las madres, considerando a

esta última variable como indicador de nivel socioeconómico. El objetivo de esto ha sido el de tratar de detectar aproximadamente el rango de variación de la mortalidad infantil según los niños pertenezcan a sectores sociales altos o bajos.

El análisis regional tiene una utilidad práctica ya que permite la localización geográfica de los sectores de la población que se encuentran más expuestos al riesgo de muerte en el primer año de vida y, dada el desequilibrio económico y social del desarrollo regional argentino, no parece arriesgado suponer que, en promedio, existen diferencias en el nivel de vida de la población entre las distintas regiones en que ha sido dividido el país a los fines de este estudio.

Si bien es necesario que una madre esté convencida de la necesidad de atención profesional para sus hijos, dicha atención debe estar disponible en el momento adecuado, a una distancia razonable de su casa y, fundamentalmente, la falta de medios económicos no debiera constituir un obstáculo insuperable para conseguirla. El análisis regional puede servir para aislar un poco este aspecto debido a la desigual distribución de estos servicios en el territorio nacional.

Pero esto no equivale a afirmar que esta situación vale para todos los individuos o grupos dentro de cada región: por el contrario, si se introduce la variable años de estudio es porque se supone que ésta permitirá sacar a luz algunas de las diferencias que existen dentro de cada región.

CUADRO 6

Tasas de mortalidad infantil por regiones y años de estudio de las madres
1965-1970 (por mil)

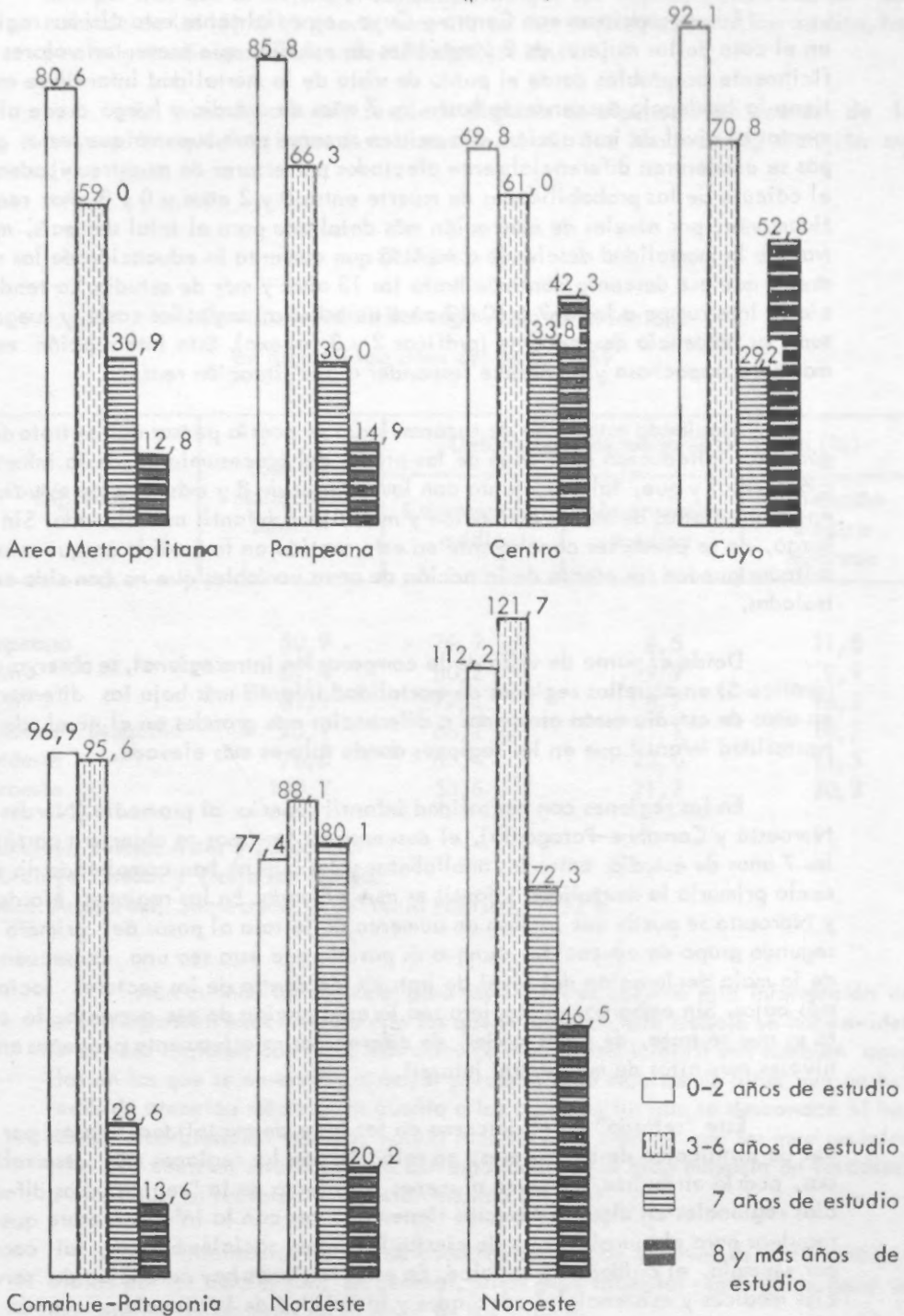
| Regiones | Años de estudio de las madres | | | | |
|--------------------|-------------------------------|-------|-------|------|---------|
| | Total | 0-2 | 3-6 | 7 | 8 y más |
| Total del país | 60,8 | 87,9 | 76,7 | 37,9 | 23,4 |
| Area Metropolitana | 43,9 | 80,6 | 59,0 | 30,9 | 12,8 |
| Pampeano | 50,9 | 85,8 | 66,3 | 30,0 | 14,9 |
| Centro | 51,4 | 69,8 | 61,0 | 33,8 | 42,3 |
| Cuyo | 61,9 | 92,1 | 70,8 | 29,2 | 52,8 |
| Comahue-Patagonia | 73,9 | 96,9 | 95,6 | 28,6 | 13,6 |
| Nordeste | 76,6 | 77,4 | 88,1 | 80,1 | 20,2 |
| Noroeste | 100,7 | 112,2 | 121,7 | 72,3 | 46,5 |

Fuente: Argentina, Tabulaciones especiales. Muestra del Censo Nacional de 1970.

En general se observa que en cada una de las regiones se reproduce la relación entre mortalidad infantil e instrucción que se encontrara para todo el

Tasas de mortalidad infantil por regiones y años de estudio de las madres

1965-1970 (por mil)



país: a medida que aumenta el número de años de estudio disminuye el nivel de la mortalidad infantil.

Las excepciones son Centra y Cuya, especialmente esta última región, en el caso de las mujeres de 8 y más años de estudio, que presentan valores difícilmente aceptables desde el punto de vista de la mortalidad infantil: se mantiene la tendencia descendente hasta las 7 años de estudio y luego crece al aumentar el nivel de instrucción. No existen razones para suponer que estos grupos se encuentren diferencialmente afectados por errores de muestreo y, además, el cálculo de las probabilidades de muerte entre 0 y 2 años y 0 y 3 años respectivamente, por niveles de educación más detallada para el total del país, muestra que la mortalidad desciende a medida que aumenta la educación de las madres y que ese descenso continúa hasta los 13 años y más de estudio. La tendencia se interrumpe a las 8-9 ó 10-12 años de estudio, según las casos, y luego retoma su tendencia descendente (gráficos 2 y 3, anexo). Esta interrupción es sumamente sospechosa y no parece responder a una situación real.

Siguiendo esta línea de razonamiento se podría pensar que se trata de algún error introducido en alguna de las etapas del procesamiento de la información censal y que, tal vez, junto con las mujeres de 8 y más años de estudio se encuentren otras de menor educación y mortalidad infantil más elevada. Sin embargo, no se puede ser concluyente en este sentido en la medida en que estos resultados pueden ser efecto de la acción de otras variables que no han sido controladas.

Desde el punto de vista de la comparación intraregional, se observa que (gráfico 5) en aquellas regiones de mortalidad infantil más baja las diferencias en años de estudio están asociadas a diferencias más grandes en el nivel de la mortalidad infantil que en las regiones donde ésta es más elevada.

En las regiones con mortalidad infantil superior al promedio (Nordeste, Noroeste y Comahue-Patagonia), el descenso de las tasas se observa a partir de las 7 años de estudio: entre las analfabetas y los que no han completado la escuela primaria la mortalidad infantil es muy elevada. En las regiones Nordeste y Noroeste se puede ver incluso un aumento de la tasa al pasar del primero al segundo grupo de educación, aunque es posible que esto sea una consecuencia de la mala declaración del nivel de instrucción dentro de los sectores sociales más bajos. Sin embargo, cualquiera sea la explicación de ese aumento, lo cierto es que se trata, de todos modos, de diferencias relativamente pequeñas entre niveles muy altos de mortalidad infantil.

Este "retardo" en el descenso de las tasas de mortalidad infantil por nivel de instrucción de las mujeres, en relación con las regiones más desarrolladas, podría atribuirse, en parte al menos, al efecto de la "región". Las diferencias regionales en algunos aspectos tienen que ver con la infraestructura que se requiere para el cumplimiento de ciertas funciones sociales básicas, tal como, por ejemplo, el cuidado de la salud. En estas regiones hay carencia de servicios médicos y asistenciales adecuados y la calidad de la atención, cuando no se dispone de recursos económicos, se encuentra -dada la escasez existente- a niveles muy bajos.

Tal vez el estudio de la mortalidad por causas pudiera arrojar alguna luz sobre ciertos hechos: preeminencia de enfermedades que no se pueden disminuir por más que se mejore el conocimiento que las mujeres tienen acerca del cuidado de los hijos. Lo que se necesita en este sentido es atención médica, hospitales y medicinas al alcance de la población.

En relación con esto se puede disponer de algunos datos acerca de la proporción de defunciones de menores de un año que han recibido atención médica.

CUADRO 7

Defunciones infantiles según tipo de atención,
en algunas regiones del país, 1969

| Regiones | Tasa de mortalidad infantil | Defunciones de menores de 1 año (%) | | |
|-------------------|-----------------------------|-------------------------------------|---------------------|--------------------------|
| | | Con atención médica | Sin atención médica | Atención médico ignorado |
| Pampeana | 50,9 | 79,9 <u>a/</u> | 8,5 | 11,5 |
| Centro | 51,4 | 80,2 | 9,9 | 9,9 |
| Cuyo | 61,9 | 77,1 | 6,7 | 16,2 |
| Comahue-Patagonia | 73,9 | 68,2 <u>b/</u> | 21,1 | 10,7 |
| Nordeste | 76,6 | 65,4 | 23,0 | 11,5 |
| Noroeste | 100,7 | 58,6 | 21,2 | 20,3 |

a/ Excluye Buenos Aires y Santo Fe.

b/ Excluye Chubut y Tierra del Fuego.

Fuente: Argentina, Subsecretaría de Salud Pública, 1972 b.

Aún cuando las regiones para las cuales se obtiene esta información no se corresponden exactamente con los que se usan en este trabajo se hace evidente que las regiones con tasas más altas de mortalidad infantil son también aquellas en las que se observa un mayor porcentaje de muertes de niños que no han recibido atención médica. En cuanto a los casos en los que se desconoce si han tenido o no atención médica, habría razones para suponer que las muertes infantiles que caen en esta categoría corresponden, en la gran mayoría de los casos, a niños que no recibieron atención médica (34).

Las diferencias dentro de cada región, según el nivel de instrucción recibido por las madres son, en general, altos para todas las regiones aunque se encuentren variaciones en el nivel de sus valores.

(34) Argentina, Subsecretaría de Salud Pública, 1972 b.

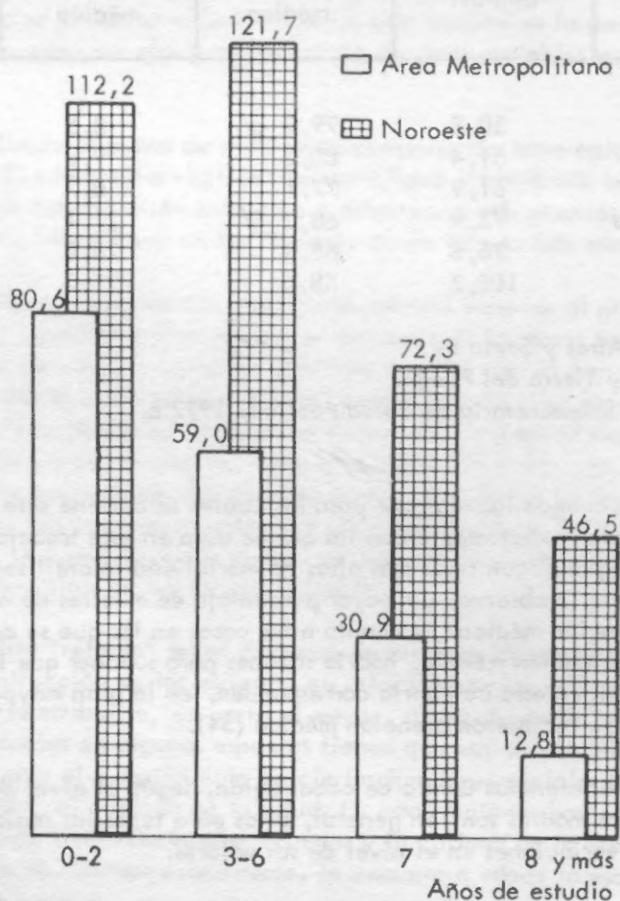
Las regiones de alta mortalidad son las que acusan mayores diferencias entre los grupos extremos: Comahue-Patagonia y Noroeste (Centro y Cuyo no se toman en cuenta por las razones antes mencionadas).

El primer caso es el que pone en evidencia mayores contrastes: sus niveles más altos de mortalidad infantil se aproximan al de las mujeres analfabetas del Noroeste, mientras que las más bajas son similares al de las mujeres más instruidas del Area Metropolitana. En el Noroeste, en cambio, aún cuando la dispersión de los valores es alta no se encuentran niveles tan bajos; los sectores más beneficiados (8 y más años de instrucción) tienen un nivel de mortalidad infantil casi comparable al de los mujeres de educación primaria incompleta en el Area Metropolitana.

La comparación interregional es la que pone al descubierto las diferencias entre sectores de nivel de instrucción semejante.

GRAFICO 6

Tasas de mortalidad infantil del Area Metropolitana y Región Noroeste
(por mil)



Fuente: Cuadro 6

En términos generales es difícil encontrar una pauta común a todos los grupos de mujeres de igual nivel de instrucción pero en algunos el rango de variación de los valores es más amplio que en otras: se observa que en los grupos extremos (analfabetas y mujeres con 8 y más años de estudio) se encuentra menor dispersión de los valores que en las dos grupos intermedias.

Desde el punto de vista de la comparación intra e interregional, tal vez el caso más dramático lo constituya el contraste entre el Noroeste y el Área Metropolitana. Además de la abrumadora diferencia interna en cada una de las regiones (12,8 contra 80,6 por mil en el Área Metropolitana y 46,5 contra 121,7 por mil en el Noroeste), si se compara la tasa más baja del Área Metropolitana con la más alta del Noroeste se observa que aquella representa apenas el 10 por ciento de esta última (gráfico 6).

Las diferencias dentro de cada región en los valores de las tasas de mortalidad infantil son, en general, altas para todas las regiones. Los mayores se encuentran en Comahue-Patagonia y Noroeste (Centro y Cuyo no se toman en cuenta por las razones antes mencionadas).

De todas maneras interesa destacar que hay un sector social (representado por las mujeres más instruidas) para el cual la mortalidad infantil es aproximadamente igual a la que tienen los países que mayores éxitos han logrado en este campo (Suecia, Finlandia, Japón, etc.) y esto contrasta fuertemente con el de aquellas sectores expuestos a mayores riesgos de muerte.

CUADRO 8

Cantidad de muertes infantiles que se "evitarían" si todas las regiones tuvieran la tasa de mortalidad infantil correspondiente a las mujeres más instruidas del Área Metropolitana (12,8 por mil)

| Regiones | Muertes esperadas con tasas regionales | Cantidad de muertes "evitables" por año | |
|--------------------|--|---|------|
| | | Nº absoluto | % |
| Total del país | 29.248 | 23.121 | 79,1 |
| Área Metropolitana | 5.601 | 3.968 | 70,8 |
| Pampeana | 6.238 | 4.669 | 74,9 |
| Centro | 2.483 | 1.865 | 75,1 |
| Cuyo | 2.010 | 1.594 | 79,3 |
| Comahue-Patagonia | 1.709 | 1.413 | 82,7 |
| Nordeste | 4.267 | 3.554 | 83,3 |
| Noroeste | 6.940 | 6.058 | 87,3 |

Fuente: Tabla 6, Anexo.

Al calcular ahora el número de muertes de menores de un año que se evitarían si todas las regiones del país tuvieran el nivel de mortalidad que corresponde a las mujeres con 8 y más años de estudio del Área Metropolitana se obtienen valores que darían una pauta de uno de los objetivos que debería proponerse una política de población en la Argentina.

El cuadro 8 permite observar el sustancial aumento en el número de muertes que se evitarían con una tasa de 12,8 por mil en relación con la del promedio del Área Metropolitana.

CUADRO 8

La tasa de mortalidad infantil correspondiente a las mujeres con estudios de la Área Metropolitana (12,8 por mil) y la cantidad de muertes evitables que se evitarían si todas las regiones tuvieran esta tasa.

| Región | Mujeres con 8 y más años de estudio | Cantidad de muertes evitables | |
|--------------------|-------------------------------------|-------------------------------|-------|
| | | Por mil | % |
| Total del país | 25.215 | 20.131 | 79,4 |
| Área Metropolitana | 4.501 | 3.968 | 88,2 |
| Buenos Aires | 4.138 | 4.009 | 96,9 |
| Centro | 2.987 | 1.605 | 53,7 |
| Cuyo | 4.019 | 1.834 | 45,6 |
| Comando-Patagonia | 2.009 | 1.412 | 70,2 |
| Misiones | 2.007 | 3.524 | 175,5 |
| Formosa | 2.710 | 2.078 | 76,7 |

4. CONCLUSIONES

Si bien es cierto que, como se afirma en una publicación de Naciones Unidas (35), en los países "donde son más elevadas las tasas de mortalidad infantil existe aún un amplio campo para la prevención de muertes evitables de infantes y mujeres embarazadas y para tratar las enfermedades de aquéllos", también lo es el hecho de que, cuando la mortalidad ha comenzado a descender, es muy difícil que continúe más allá de cierto nivel, a menos que se produzcan cambios en las condiciones de vida de los individuos y mejoras en los sistemas de atención médica (36). Bajo determinadas circunstancias se puede esperar que, como resultado de factores relativamente externos a lo que se ha dado en llamar el nivel de vida de la población, se verifique un descenso en los niveles de mortalidad general y aún de mortalidad infantil. Pero seguramente esto ocurre cuando la mortalidad es muy elevada. Como se sabe, la mortalidad infantil es mucho más difícil de reducir que la mortalidad en otras edades precisamente debido a su estrecha relación con las condiciones de vida de la población y, en esta medida, es difícil creer que pueda reducirse a niveles muy bajos (como aquéllos que se pueden encontrar en los países más desarrollados, entre 10 y 15 por mil, por ejemplo) sin que existan cambios de ese tipo.

La Argentina tiene (según la mortalidad infantil promedio del período 1965-1970: 60,8 por mil) un nivel que si bien está por debajo de los que pueden observarse en algunos países de América Latina (para los que hay información fidedigna) no es, como a veces parece creerse, el más bajo de la región. Niveles más bajos se encuentran en Uruguay, Cuba o Puerto Rico.

Este trabajo ha consistido en una estimación de la mortalidad infantil en la Argentina para el período 1965-1970, por regiones y educación de las mujeres.

Sus rasgos más importantes son los siguientes:

1. La mortalidad infantil en la Argentina, que puede deducirse de las tablas de vida elaboradas para los diferentes censos, pone de manifiesto un descenso importante entre 1914 y 1960. La comparación entre el valor correspondiente a 1960 y el que se estimó en este trabajo -que es representativo de la mortalidad vigente en los años anteriores a 1970- revela un pequeño incremento o, por lo menos, una estabilización en la tasa de mortalidad infantil.
2. La Argentina es un país con marcadas diferencias regionales en cuanto al grado de evolución de las condiciones socioeconómicas y culturales de su población. Una de las expresiones de estas diferencias es el nivel de la mortalidad infantil que oscila entre valores relativamente distantes entre algunas de las regiones del país. La región menos favorecida es la que comprende las provincias del Noroeste (100,7 por mil) disminuyendo hacia el Noreste y la región Comahue-Patagonia que se encuentran en niveles semejantes (76,6 y 73,9 por mil respectivamente). Cuyo (61,9 por mil) muestra una mortalidad a nivel del prome

(35) Naciones Unidas, 1963.

(36) Behm Rosas, González, Tapia, 1973.

dia del país mientras que las regiones Centro, Pampeana y el Área Metropolitana se encuentran por debajo de aquélla, en orden decreciente (51,4; 50,9 y 43,9 por mil respectivamente).

3. El nivel de la mortalidad infantil es muy sensible al grado de instrucción recibida por las mujeres: mueren más niños al comienzo de la vida si la madre es analfabeta o ha asistido a la escuela unos pocos años que si, por el contrario, ha tenido una escolaridad más prolongada.

4. Dentro de cada una de las regiones se calculó el nivel de la mortalidad infantil según el grado de instrucción de las mujeres, considerando a esta última variable como indicador de nivel socioeconómico. En general se observa que en cada una de las regiones se reproduce la relación entre mortalidad infantil e instrucción que se encontrara para toda el país: a medida que aumenta el número de años de estudio disminuye el nivel de la mortalidad infantil. Dentro de cada región las diferencias según el grado de instrucción de las madres son, en general, altas para todas las regiones, independientemente de que se trate de las más o de las menos desarrolladas.

Desde el punto de vista de la comparación intra e interregional, tal vez el caso más dramático lo constituya el contraste entre el Noroeste y el Área Metropolitana. Además de la abrumadora diferencia interna en cada una de las regiones, si se compara la tasa más baja del Área Metropolitana con la más alta del Noroeste, se observa que aquélla representa apenas el 10 por ciento de esta última.

5. Finalmente cabe mencionar que a través de este trabajo ha sido posible evaluar positivamente la eficacia del método de Brass para estimar la mortalidad. Esto ha sido posible porque Argentina cuenta con registros de hechos vitales que, con excepción de los últimos años (a partir de 1965 aproximadamente) pueden considerarse como razonablemente aceptables.

Las estimaciones de mortalidad infantil por regiones y nivel de instrucción de las mujeres permiten visualizar con cierta aproximación las diferencias sociales asociadas a diferencias en el nivel de la mortalidad y hacen posible incluso el cálculo del número de vidas humanas que podrían salvarse de la muerte antes del primer año de vida si a todas las mujeres les correspondiera un nivel de mortalidad infantil como el de aquellas que presentan el nivel más bajo: alrededor del 80 por ciento de las muertes de menores de un año serían "evitables" cada año para el total del país.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS.

- ARGENTINA, DIRECCION NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS, s.f., Hechos demográficos de la República Argentina, 1954 - 1960.
- ARGENTINA, INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS, s.f., Hechos demográficos de la República Argentina, 1961 - 1966.
- ARGENTINA, INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS, 1974. Evolución de la población argentina 1950 - 2000, Buenos Aires.
- ARGENTINA, SUBSECRETARIA DE SALUD PUBLICA, 1972 a. "Morbimortalidad en la población de 1 a 4 años de edad", en Boletín del Programa Nacional de Estadísticas de Salud, año 2, Nº 20, Departamento de Estadísticas de Salud, 27 de Septiembre.
- ARGENTINA, SUBSECRETARIA DE SALUD PUBLICA, 1972 b. "Atención médica de los muertos infantiles en 19 provincias argentinas. Año 1969", en Boletín del Programa Nacional de Estadísticas de Salud, año 1, Nº 12, Departamento de Estadísticas de Salud, 13 de marzo.
- ASSADOURIAN, C.S., BEATO G., CHIARAMONTE, S. C., 1972. Historia Argentina. De la conquista a la Independencia. Paidós, Buenos Aires.
- BEHM ROSAS, Hugo, 1962. Mortalidad infantil y nivel de vida, Eds. de la Universidad de Chile, Santiago, Chile.
- BEHM ROSAS, Hugo, 1974. "El método de Brass para estimar la mortalidad basada en la proporción de hijos fallecidos" (Resumen bibliográfico), CELADE, Distribución Interna, Santiago, Chile.
- BEHM ROSAS, H., GONZALEZ, F., TAPIA, R., 1973. Action programs to reduce mortality in developing countries, International Population Conference, Liege.
- BRASS, W., y COALE, A., 1968. "Método de análisis y estimación", traducción del capítulo 3 de The Demography of Tropical Africa, Princeton, Princeton University Press, CELADE, Serie D, Nº 63, octubre, 1970.
- BRASS, W., 1973. Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad), 16 - 24 de septiembre de 1971, San José de Costa Rica. Traducción y resumen de Jorge L. Samozá. CELADE, Serie D S, Nº 9, San José, Costa Rica.
- CAMISA, Zulma C., 1964. Tabla abreviada de mortalidad, República Argentina, 1946 - 48, CELADE, Serie C/18, Santiago, Chile.
- CAMISA, Zulma C., 1968. Argentina: Evaluación y ajuste del Censo de Población de 1960 por sexo y edad y tabla abreviada de mortalidad, 1959 - 1961, CELADE, Serie C/ 32, Santiago de Chile.
- ELIZAGA, Juan Carlos, 1969 Métodos demográficos para el estudio de la mortalidad, CELADE, Santiago de Chile.

FERRER, Aldo, 1963. La economía argentina, FCE, México.

LATTES, Alfredo, 1973. "Las migraciones en la Argentina entre mediados del siglo XIX y 1960", en Desarrollo Económico, vol. 12, N° 48, enero - marzo.

LATTES, Alfredo, 1974 "Redistribución espacial y migraciones" en Zulma Recchini de Lattes y Alfredo Lattes, comp. La población de la Argentina, serie Investigaciones Demográficas N° 1, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Buenos Aires, 1975.

LEGUINA, Joaquín, 1973. Fundamentos de Demografía, Siglo XXI, España.

MULLER, María, 1974. La mortalidad en Buenos Aires entre 1855 y 1960, Editorial del Instituto, Buenos Aires, Argentina.

MULLER, María (inédito). La mortalidad en la Ciudad de Buenos Aires, en 1970. Buenos Aires, Argentina.

NACIONES UNIDAS, 1954. Informe sobre la definición y medición internacional del nivel de vida. E/CN. 3/179; E/CN. 5/299, N. York.

NACIONES UNIDAS, 1963. Boletín de Población de las Naciones Unidas, N° 6-1962 con especial referencia a la situación y las tendencias recientes de la mortalidad en el mundo, ST/SOA/ Ser. N/6, Nueva York.

NACIONES UNIDAS, 1968. Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos, Estudios de Población N° 42, ST/SOA/ Serie A/42, N.Y. (Manual IV).

NACIONES UNIDAS, 1972. La situación demográfica en el mundo en 1970, ST/SOA/ Serie A/49, N.Y.

NACIONES UNIDAS, 1973 a. Demographic Yearbook, ST/STAT/SER. R/1, N. York.

NACIONES UNIDAS, 1973 b. The Determinants and Consequences of Population Trends, ST/SOA/SER. A/50, N. York, vol. I.

PANTELIDES, Edith Alejandra, s.f. Los datos para el estudio de la fecundidad en la Argentina, Serie de Investigaciones Demográficas N° 2, Instituto Nacional de Estadístico y Censos.

ROFMAN, Alejandro, 1972. "Las desigualdades regionales en la Argentina", en Polémica, N° 96, Centro Editor de América Latina, Buenos Aires.

SOMOZA, Jorge L., 1971. La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960. Editorial del Instituto, Buenos Aires, Argentina.

TORRADO, Susana, 1974. Las estadísticas de la fuerza de trabajo en el estudio de las clases sociales. Programa de Actividades conjuntas ELAS - CELADE, comunicación al Grupo de Trabajo sobre "Sistema Integrado de Estadísticas Demográficas y Socio-económicas", CLACSO, México.

TABLA 1

Factores de multiplicación para estimar la proporción de hijos nacidos vivos

que mueren en la edad x , $q(x)$, según la proporción fallecido entre los hijos

nacidos vivos o los muertos de 15-29, 20-25, etc.

| | | | | | | | | | |
|-------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 15-20 | $q(1)$ | 0,859 | 0,890 | 0,928 | 0,977 | 1,041 | 1,129 | 1,254 | 1,425 |
| 20-25 | $q(2)$ | 0,932 | 0,956 | 0,982 | 1,010 | 1,043 | 1,082 | 1,129 | 1,188 |
| 25-30 | $q(3)$ | 0,948 | 0,962 | 0,973 | 0,994 | 1,015 | 1,035 | 1,055 | 1,081 |
| 30-35 | $q(5)$ | 0,961 | 0,972 | 0,986 | 1,007 | 1,027 | 1,047 | 1,068 | 1,093 |
| 35-40 | $q(10)$ | 0,966 | 0,987 | 0,994 | 1,011 | 1,024 | 1,045 | 1,064 | 1,089 |
| 40-45 | $q(15)$ | 0,970 | 0,985 | 0,991 | 0,995 | 1,004 | 1,020 | 1,037 | 1,052 |
| 45-50 | $q(20)$ | 0,977 | 0,987 | 0,994 | 0,998 | 1,003 | 1,015 | 1,029 | 1,037 |
| 50-55 | $q(25)$ | 0,984 | 0,990 | 0,993 | 0,997 | 1,000 | 1,010 | 1,021 | 1,027 |
| 55-60 | $q(30)$ | 0,991 | 0,993 | 0,995 | 0,997 | 1,000 | 1,004 | 1,008 | 1,011 |
| 60-65 | $q(35)$ | 0,999 | 0,999 | 0,999 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |

ANEXO

Factor para la
selección de
multiplicación

TABLAS Y GRAFICOS DE REFERENCIA

| | | | | | | | | |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| R_1/P_2 | 0,387 | 0,735 | 1,068 | 0,205 | 0,183 | 0,070 | 0,035 | 0,014 |
| R_1 | 24,7 | 25,7 | 26,7 | 27,7 | 28,7 | 29,7 | 30,7 | 31,7 |
| R_1' | 24,2 | 25,2 | 26,2 | 27,2 | 28,2 | 29,2 | 30,2 | 31,2 |

B. Intervalos decenales de edad de los muertos

| | | | | | | | | | |
|-------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 15-25 | $q(5)$ | 0,902 | 1,000 | 1,031 | 1,065 | 1,072 | 1,105 | 1,144 | 1,193 |
| 25-35 | $q(10)$ | 0,950 | 1,000 | 1,045 | 1,072 | 1,048 | 1,047 | 1,081 | 1,079 |
| 35-45 | $q(15)$ | 0,972 | 0,992 | 1,009 | 1,026 | 1,040 | 1,054 | 1,071 | 1,086 |
| 45-55 | $q(20)$ | 0,990 | 1,000 | 1,025 | 1,042 | 1,062 | 1,080 | 1,099 | 1,112 |
| 55-65 | $q(25)$ | 0,998 | 1,000 | 1,025 | 1,042 | 1,061 | 1,080 | 1,099 | 1,119 |

q' No hay nativa fuerte para preferir $q' = 0$. Si la tabla de fecundidad se registra, si se calcula fácilmente de otro modo, R_1 se obtiene como la edad X en la cual $R_1 = 2 P_{50}$.

TABLA 1

Factores de multiplicación para estimar la proporción de hijos nacidos vivos que mueren en la edad a , $q(a)$, según la proporción fallecida entre los hijos nacidos vivos a las mujeres de 15-20, 20-25, etc.

| | | | | | | | | | |
|-------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 15-20 | $q(1)$ | 0,859 | 0,890 | 0,928 | 0,977 | 1,041 | 1,129 | 1,254 | 1,425 |
| 20-25 | $q(2)$ | 0,938 | 0,959 | 0,983 | 1,010 | 1,043 | 1,082 | 1,129 | 1,188 |
| 25-30 | $q(3)$ | 0,948 | 0,962 | 0,978 | 0,994 | 1,012 | 1,033 | 1,055 | 1,081 |
| 30-35 | $q(5)$ | 0,961 | 0,975 | 0,988 | 1,002 | 1,016 | 1,031 | 1,046 | 1,063 |
| 35-40 | $q(10)$ | 0,966 | 0,982 | 0,996 | 1,011 | 1,026 | 1,040 | 1,054 | 1,069 |
| 40-45 | $q(15)$ | 0,938 | 0,955 | 0,971 | 0,988 | 1,004 | 1,021 | 1,037 | 1,052 |
| 45-50 | $q(20)$ | 0,937 | 0,953 | 0,969 | 0,986 | 1,003 | 1,021 | 1,039 | 1,057 |
| 50-55 | $q(25)$ | 0,949 | 0,966 | 0,983 | 1,001 | 1,019 | 1,036 | 1,054 | 1,072 |
| 55-60 | $q(30)$ | 0,951 | 0,968 | 0,985 | 1,002 | 1,020 | 1,039 | 1,058 | 1,076 |
| 60-65 | $q(35)$ | 0,949 | 0,965 | 0,982 | 0,999 | 1,016 | 1,034 | 1,052 | 1,070 |

Guía para la selección del multiplicador $\frac{a}{\bar{m}}$

| | | | | | | | | |
|------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| P_1/P_2 | 0,387 | 0,330 | 0,268 | 0,205 | 0,143 | 0,090 | 0,045 | 0,014 |
| \bar{m} | 24,7 | 25,7 | 26,7 | 27,7 | 28,7 | 29,7 | 30,7 | 31,7 |
| \bar{m}' | 24,2 | 25,2 | 26,2 | 27,2 | 28,2 | 29,2 | 30,2 | 31,2 |

B. Intervalos decenales de edad de las mujeres

| | | | | | | | | | |
|-------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 15-25 | $q(2)$ | 0,982 | 1,000 | 1,021 | 1,045 | 1,072 | 1,105 | 1,144 | 1,193 |
| 25-35 | $q(5)$ | 0,990 | 1,004 | 1,018 | 1,033 | 1,048 | 1,064 | 1,081 | 1,099 |
| 35-45 | $q(15)$ | 0,977 | 0,993 | 1,009 | 1,024 | 1,040 | 1,056 | 1,071 | 1,086 |
| 45-55 | $q(25)$ | 0,990 | 1,008 | 1,025 | 1,043 | 1,062 | 1,080 | 1,099 | 1,118 |
| 55-65 | $q(35)$ | 0,990 | 1,007 | 1,025 | 1,043 | 1,061 | 1,080 | 1,099 | 1,119 |

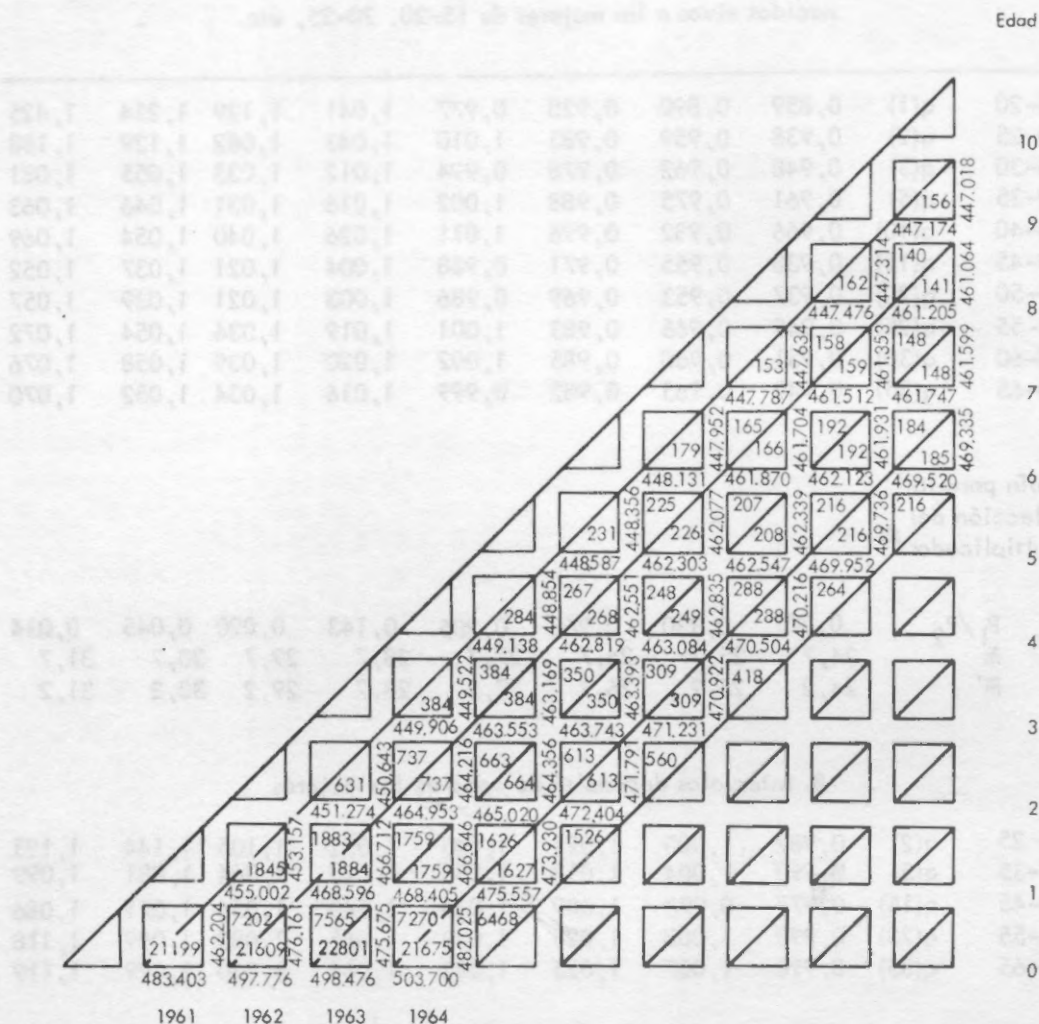
$\frac{a}{\bar{m}}$ No hay motiva fuerte para preferir \bar{m} o \bar{m}' . Si la tabla de fecundidad se registra, \bar{m} se calcula fácilmente; de otro modo, \bar{m}' se estima como la edad X en la cual $P_5 = \frac{1}{2} P_{50}$

Fuente: Brass W. y Coale, A.J., 1968.

GRAFICO 1

Diagrama de Lexis para la población menor de 10 años, 1961 - 1964

(Nacimientos corregidos por omisión)



Fuente: Argentina, INDEC, s.f.

TABLA 2

Estimación de la probabilidad de morir desde el nacimiento

hasta la edad exacta 2, 3 y 5 años, a través de la

información de hijos nacidos vivos (HNV)

e hijos sobrevivientes (HS), por regiones

| Nivel de instrucción y edad | Intervalo i | Total mujeres N_i^F | Hijos nacidos vivos (HNV) i | Hijos sobrevivientes (HS) i | Proporción de hijos muertos D_i | Paridez media P_i | Multiplificador C_i | Edad de los hijos x | Probabilidad de morir entre cero y x $q(x)$ |
|-----------------------------|---------------|-----------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|---|
|-----------------------------|---------------|-----------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|---|

Area Metropolitana

Total

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|--------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 5.288 | 3.035 | 2.893 | 0,04679 | 0,57394 | 1,0083 | 2 | 0,04718 |
| 25-29 | 3 | 5.278 | 6.784 | 6.493 | 0,04290 | 1,28534 | 0,9930 | 3 | 0,04260 |
| 30-34 | 4 | 5.192 | 9.780 | 9.334 | 0,04560 | | 1,0205 | 5 | 0,04653 |

0 - 2

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-------|-------|---------|---------|--------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 295 | 398 | 364 | 0,08543 | 1,34915 | 0,9753 | 2 | 0,08332 |
| 25-29 | 3 | 358 | 746 | 694 | 0,06971 | 2,08380 | 0,9728 | 3 | 0,06781 |
| 30-34 | 4 | 410 | 1.218 | 1.098 | 0,09852 | | 1,0078 | 5 | 0,09929 |

3 - 6

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|--------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 926 | 1.013 | 949 | 0,06318 | 1,09395 | 0,9877 | 2 | 0,06240 |
| 25-29 | 3 | 1.055 | 1.940 | 1.829 | 0,05722 | 1,83886 | 0,9808 | 3 | 0,05612 |
| 30-34 | 4 | 1.171 | 2.702 | 2.559 | 0,05292 | | 1,0020 | 5 | 0,05303 |

7

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|--------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 1.858 | 1.084 | 1.047 | 0,03413 | 0,58342 | 0,9847 | 2 | 0,03361 |
| 25-29 | 3 | 1.953 | 2.373 | 2.297 | 0,03203 | 1,21505 | 0,9790 | 3 | 0,03136 |
| 30-34 | 4 | 1.987 | 3.394 | 3.271 | 0,03624 | | 1,0160 | 5 | 0,03682 |

8 y más

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|--------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 2.151 | 524 | 517 | 0,01336 | 0,24361 | 1,0636 | 2 | 0,01421 |
| 25-29 | 3 | 1.876 | 1.671 | 1.622 | 0,02932 | 0,89072 | 1,0441 | 3 | 0,03061 |
| 30-34 | 4 | 1.594 | 2.417 | 2.360 | 0,02358 | | 1,0630 | 5 | 0,02507 |

TABLA 2 (continuación)

| Nivel de instrucción y edad | Inter- valo i | Total mujeres N_i | Hijos nacidos vivos (HNV) i | Hijos sobrevi- vientes (HS) i | Proporción de hijos muertos D_i | Paridez media P_i | Multi- plicador C_i | Edad de los hijos x | Probabili- dad de mo- rir entre cero y x $q(x)$ |
|--------------------------------------|-----------------------|---------------------------|--|--|--|---------------------------|-----------------------------|--------------------------------|---|
|--------------------------------------|-----------------------|---------------------------|--|--|--|---------------------------|-----------------------------|--------------------------------|---|

Región Pampeana

Total

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 3.784 | 2.976 | 2.816 | 0,05376 | 0,78647 | 1,00830 | 2 | 0,05421 |
| 25-29 | 3 | 3.744 | 6.040 | 5.771 | 0,04454 | 1,61325 | 0,99298 | 3 | 0,04423 |
| 30-34 | 4 | 3.824 | 8.574 | 8.091 | 0,05633 | | 1,01460 | 5 | 0,05715 |

0 - 2

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 287 | 507 | 461 | 0,09073 | 1,76655 | 0,97177 | 2 | 0,08817 |
| 25-29 | 3 | 330 | 914 | 844 | 0,07659 | 2,76970 | 0,97052 | 3 | 0,07433 |
| 30-34 | 4 | 403 | 1.419 | 1.295 | 0,08739 | | 0,99920 | 5 | 0,08732 |

3 - 6

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 820 | 1.067 | 991 | 0,07123 | 1,30122 | 0,97642 | 2 | 0,06955 |
| 25-29 | 3 | 977 | 2.053 | 1.964 | 0,04335 | 2,10133 | 0,97361 | 3 | 0,04221 |
| 30-34 | 4 | 1.153 | 3.015 | 2.809 | 0,06833 | | 1,00060 | 5 | 0,06837 |

7

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 1.361 | 987 | 955 | 0,03242 | 0,72520 | 1,01000 | 2 | 0,03274 |
| 25-29 | 3 | 1.371 | 1.963 | 1.882 | 0,04126 | 1,43180 | 0,99400 | 3 | 0,04101 |
| 30-34 | 4 | 1.442 | 2.763 | 2.645 | 0,04270 | | 1,01180 | 5 | 0,04320 |

8 y más

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 1.294 | 403 | 397 | 0,01489 | 0,31144 | 1,10920 | 2 | 0,01652 |
| 25-29 | 3 | 1.051 | 1.092 | 1.064 | 0,02564 | 1,03901 | 1,04570 | 3 | 0,02681 |
| 30-34 | 4 | 817 | 1.351 | 1.319 | 0,02369 | | 1,05960 | 5 | 0,02510 |

TABLA 2 (continuación)

| Nivel de instrucción y edad | Inter- valo i | Total mujeres F N_i | Hijos nacidos vivos (HNV) $_i$ | Hijos sobrevi- vientes (HS) $_i$ | Proporción de hijos muertos D_i | Paridez medio P_i | Multi- plicador C_i | Edad de los hijos x | Probabili- dad de mo- rir entre cero y x $q(x)$ |
|--------------------------------------|-----------------------|----------------------------------|---|---|--|---------------------------|-----------------------------|--------------------------------|---|
|--------------------------------------|-----------------------|----------------------------------|---|---|--|---------------------------|-----------------------------|--------------------------------|---|

Región Centro

Total

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 1.575 | 1.158 | 1.096 | 0,05354 | 0,73524 | 1,02380 | 2 | 0,05481 |
| 25-29 | 3 | 1.472 | 2.361 | 2.234 | 0,05379 | 1,60394 | 1,00150 | 3 | 0,05387 |
| 30-34 | 4 | 1.451 | 3.515 | 3.303 | 0,06031 | | 1,01900 | 5 | 0,06146 |

0 - 2

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 112 | 161 | 149 | 0,07453 | 1,43750 | 0,97913 | 2 | 0,07297 |
| 25-29 | 3 | 104 | 282 | 254 | 0,09929 | 2,71154 | 0,97542 | 3 | 0,09685 |
| 30-34 | 4 | 155 | 591 | 540 | 0,08629 | | 1,00900 | 5 | 0,08707 |

3 - 6

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 385 | 461 | 431 | 0,06508 | 1,19740 | 0,98900 | 2 | 0,06436 |
| 25-29 | 3 | 413 | 843 | 799 | 0,05219 | 2,04116 | 0,98156 | 3 | 0,05123 |
| 30-34 | 4 | 459 | 1.313 | 1.228 | 0,06474 | | 1,00340 | 5 | 0,06496 |

7

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-------|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 462 | 340 | 328 | 0,03529 | 0,73593 | 1,04030 | 2 | 0,03671 |
| 25-29 | 3 | 496 | 720 | 691 | 0,04028 | 1,45161 | 1,01050 | 3 | 0,04070 |
| 30-34 | 4 | 477 | 1.001 | 945 | 0,05594 | | 1,01180 | 5 | 0,05660 |

8 y más

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 600 | 190 | 182 | 0,04211 | 0,31667 | 1,08050 | 2 | 0,04550 |
| 25-29 | 3 | 454 | 508 | 490 | 0,03543 | 1,11894 | 1,03220 | 3 | 0,03657 |
| 30-34 | 4 | 355 | 600 | 582 | 0,03000 | | 1,06300 | 5 | 0,03189 |

TABLA 2 (continuación)

| Nivel de instrucción y edad | Inter- valo i | Total mujeres N_i^F | Hijos nacidos vivos $(HNV)_i$ | Hijos sobrevi- vientes $(HS)_i$ | Proporción de hijos muertos D_i | Paridez media P_i | Multi- plicador C_i | Edad de los hijos x | Probabili- dad de mo- rir entre cero y x $q_{(x)}$ |
|--------------------------------------|-----------------------|-----------------------------|--|--|--|---------------------------|-----------------------------|--------------------------------|--|
|--------------------------------------|-----------------------|-----------------------------|--|--|--|---------------------------|-----------------------------|--------------------------------|--|

Región Cuyo

Total

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 1.039 | 814 | 762 | 0,06388 | 0,78345 | 1,02120 | 2 | 0,06523 |
| 25-29 | 3 | 938 | 1.714 | 1.610 | 0,06068 | 1,82729 | 1,00010 | 3 | 0,06069 |
| 30-34 | 4 | 874 | 2.342 | 2.177 | 0,07045 | | 1,02350 | 5 | 0,07211 |

0 - 2

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 99 | 143 | 129 | 0,09790 | 1,44444 | 0,96055 | 2 | 0,09404 |
| 25-29 | 3 | 105 | 334 | 305 | 0,08683 | 3,18095 | 0,96303 | 3 | 0,08362 |
| 30-34 | 4 | 116 | 415 | 378 | 0,08916 | | 1,01900 | 5 | 0,09085 |

3 - 6

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 300 | 358 | 332 | 0,07263 | 1,19333 | 1,01750 | 2 | 0,07390 |
| 25-29 | 3 | 267 | 584 | 540 | 0,07534 | 2,18727 | 0,99806 | 3 | 0,07519 |
| 30-34 | 4 | 327 | 982 | 898 | 0,08554 | | 1,00760 | 5 | 0,08619 |

7

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 306 | 197 | 191 | 0,03046 | 0,64379 | 1,04740 | 2 | 0,03190 |
| 25-29 | 3 | 327 | 527 | 507 | 0,03795 | 1,61162 | 1,01440 | 3 | 0,03850 |
| 30-34 | 4 | 259 | 595 | 576 | 0,03193 | | 1,02950 | 5 | 0,03287 |

8 y más

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 330 | 115 | 109 | 0,05217 | 0,34848 | 1,07610 | 2 | 0,05614 |
| 25-29 | 3 | 231 | 256 | 245 | 0,04297 | 1,10823 | 1,02980 | 3 | 0,04425 |
| 30-34 | 4 | 161 | 313 | 293 | 0,06390 | | 1,05280 | 5 | 0,06727 |

TABLA 2 (continuación)

| Nivel de instrucción y edad | Intervalo i | Total mujeres N_i^F | Hijos nacidos vivos (HNV) $_i$ | Hijos sobrevivientes (HS) $_i$ | Proporción de hijos muertos D_i | Paridez media P_i | Multiplificador C_i | Edad de los hijos x | Probabilidad de morir entre cero y x $q(x)$ |
|-----------------------------|---------------|-----------------------|--------------------------------|--------------------------------|-----------------------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|---|
|-----------------------------|---------------|-----------------------|--------------------------------|--------------------------------|-----------------------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|---|

Región Comahue - Patagonia

Total

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 576 | 753 | 694 | 0,07835 | 1,30729 | 0,98145 | 2 | 0,0769 |
| 25-29 | 3 | 531 | 1.144 | 1.041 | 0,09003 | 2,15443 | 0,97697 | 3 | 0,08796 |
| 30-34 | 4 | 500 | 1.471 | 1.362 | 0,07410 | | 1,00200 | 5 | 0,07425 |

0 - 2

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 112 | 200 | 179 | 0,10500 | 1,78571 | 0,93800 | 2 | 0,09849 |
| 25-29 | 3 | 93 | 263 | 240 | 0,08745 | 2,82796 | 0,94800 | 3 | 0,08290 |
| 30-34 | 4 | 108 | 416 | 360 | 0,13462 | | 0,99920 | 5 | 0,13451 |

3 - 6

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 173 | 319 | 287 | 0,10031 | 1,84393 | 0,96984 | 2 | 0,09729 |
| 25-29 | 3 | 149 | 424 | 366 | 0,13679 | 2,84564 | 0,96923 | 3 | 0,13258 |
| 30-34 | 4 | 163 | 525 | 493 | 0,06095 | | 0,99780 | 5 | 0,06082 |

7

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 167 | 159 | 154 | 0,03145 | 0,95210 | 0,99414 | 2 | 0,03126 |
| 25-29 | 3 | 174 | 298 | 286 | 0,04027 | 1,71264 | 0,98460 | 3 | 0,03965 |
| 30-34 | 4 | 154 | 387 | 371 | 0,04134 | | 1,00620 | 5 | 0,0416 |

8 y más

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 117 | 70 | 69 | 0,01429 | 0,59829 | 1,06070 | 2 | 0,01515 |
| 25-29 | 3 | 113 | 156 | 146 | 0,06410 | 1,38053 | 1,02150 | 3 | 0,06548 |
| 30-34 | 4 | 72 | 135 | 132 | 0,02222 | | 1,02200 | 5 | 0,02271 |

TABLA 2 (continuación)

| Nivel de instrucción y edad | Inter- valo i | Total mujeres F N _i | Hijos nacidos vivos (HNV) _i | Hijos sobrevi- vientes (HS) _i | Proporción de hijos muertos D _i | Paridez media P _i | Multi- plicador C _i | Edad de los hijos x | Probabili- dad de mo- rir entre cero y x q(x) |
|--------------------------------------|---------------------|---|---|---|---|------------------------------------|--------------------------------------|------------------------------|---|
|--------------------------------------|---------------------|---|---|---|---|------------------------------------|--------------------------------------|------------------------------|---|

Región Nordeste

Total

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 948 | 1.314 | 1.210 | 0,07915 | 1,38608 | 1,00440 | 2 | 0,07950 |
| 25-29 | 3 | 1.061 | 2.743 | 2.543 | 0,07291 | 2,58530 | 0,99070 | 3 | 0,07223 |
| 30-34 | 4 | 981 | 3.614 | 3.342 | 0,07526 | | 1,00900 | 5 | 0,07594 |

0 - 2

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 233 | 500 | 458 | 0,08400 | 2,14592 | 0,95495 | 2 | 0,08022 |
| 25-29 | 3 | 279 | 1.000 | 914 | 0,08600 | 3,58423 | 0,95930 | 3 | 0,08250 |
| 30-34 | 4 | 339 | 1.676 | 1.504 | 0,10263 | | 1,00200 | 5 | 0,10284 |

3 - 6

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 276 | 508 | 464 | 0,08661 | 1,84058 | 1,04250 | 2 | 0,09029 |
| 25-29 | 3 | 369 | 1.078 | 1.001 | 0,07143 | 2,92141 | 1,01170 | 3 | 0,07227 |
| 30-34 | 4 | 313 | 1.178 | 1.103 | 0,06367 | | 0,99920 | 5 | 0,06362 |

7

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 198 | 204 | 188 | 0,07843 | 1,03030 | 1,05550 | 2 | 0,08278 |
| 25-29 | 3 | 198 | 397 | 371 | 0,06549 | 2,00505 | 1,01870 | 3 | 0,06671 |
| 30-34 | 4 | 166 | 418 | 410 | 0,01914 | | 1,01040 | 5 | 0,01934 |

8 y más

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 230 | 95 | 93 | 0,02105 | 0,41304 | 1,05850 | 2 | 0,02228 |
| 25-29 | 3 | 203 | 250 | 240 | 0,04000 | 1,23153 | 1,02030 | 3 | 0,04081 |
| 30-34 | 4 | 159 | 321 | 311 | 0,03115 | | 1,04600 | 5 | 0,03258 |

TABLA 2 (continuación)

| Nivel de instrucción y edad | Intervalo i | Total mujeres N_i^F | Hijos nacidos vivos $(HNV)_i$ | Hijos sobrevivientes $(HS)_i$ | Proporción de hijos muertos D_i | Paridez media P_i | Multiplificador C_i | Edad de los hijos x | Probabilidad de morir entre cero y x $q(x)$ |
|-----------------------------|---------------|-----------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|---|
|-----------------------------|---------------|-----------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|---|

Región Noroeste

Total

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-------|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 1.393 | 1.647 | 1.479 | 0,10200 | 1,18234 | 0,99971 | 2 | 0,10197 |
| 25-29 | 3 | 1.324 | 2.972 | 2.690 | 0,09489 | 2,24471 | 0,98790 | 3 | 0,09374 |
| 30-34 | 4 | 1.175 | 4.021 | 3.600 | 0,10470 | | 1,00900 | 5 | 0,10564 |

0 - 2

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 259 | 444 | 391 | 0,11937 | 1,71429 | 0,94058 | 2 | 0,11228 |
| 25-29 | 3 | 285 | 904 | 771 | 0,14712 | 3,17193 | 0,94972 | 3 | 0,13972 |
| 30-34 | 4 | 262 | 1.249 | 1.049 | 0,16013 | | 1,00760 | 5 | 0,16135 |

3 - 6

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-------|-------|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 402 | 663 | 584 | 0,11916 | 1,64925 | 1,01270 | 2 | 0,12067 |
| 25-29 | 3 | 419 | 1.153 | 1.047 | 0,09193 | 2,75179 | 0,99545 | 3 | 0,09151 |
| 30-34 | 4 | 414 | 1.616 | 1.475 | 0,08725 | | 1,00200 | 5 | 0,08742 |

7

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 360 | 373 | 345 | 0,07507 | 1,03611 | 1,00440 | 2 | 0,07540 |
| 25-29 | 3 | 296 | 519 | 495 | 0,04624 | 1,75338 | 0,99070 | 3 | 0,04581 |
| 30-34 | 4 | 243 | 641 | 591 | 0,07800 | | 1,00340 | 5 | 0,07825 |

8 y más

| | | | | | | | | | |
|-------|---|-----|-----|-----|---------|---------|---------|---|---------|
| 20-24 | 2 | 359 | 149 | 142 | 0,04698 | 0,41504 | 1,05920 | 2 | 0,04976 |
| 25-29 | 3 | 312 | 378 | 359 | 0,05026 | 1,21154 | 1,02070 | 3 | 0,05130 |
| 30-34 | 4 | 241 | 496 | 469 | 0,05443 | | 1,04300 | 5 | 0,05677 |

Fuente: Argentina, Tabulaciones especiales. Muestra del Censo Nacional de 1970.

TABLA 3
Total del país. Tasas específicas de
fecundidad, 1962 - 1963

| Edad | Total mujeres | Nacimientos | Tasas de fecundidad 5 fx |
|----------|---------------|-------------|-----------------------------|
| 15-19 | 899.000 | 53.299 | 0,05929 |
| 20-24 | 817.000 | 135.488 | 0,16584 |
| 25-29 | 789.000 | 134.494 | 0,17046 |
| 30-34 | 789.000 | 98.131 | 0,12437 |
| 35-39 | 757.000 | 53.299 | 0,07041 |
| 40-44 | 682.000 | 17.933 | 0,02629 |
| 45-49 | 610.000 | 2.989 | 0,00475 |
| 50 y más | 200.800 | 996 | 0,00496 |

Fuente: Argentina, INDEC, 1974.
Argentina, INDEC, s.f.

TABLA 4a

Total del país. Hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes

"esperados" por edades individuales. 1962 - 1963

| Edad | Tasas de fecundidad 1 f _x | Nº de HNV "esperados" | Nº de HS "esperados" |
|------|---|--------------------------|-------------------------|
| 15 | 0,0180 | 0,0000 | 0,0000 |
| 16 | 0,0460 | 0,0180 | 0,0172 |
| 17 | 0,0690 | 0,0640 | 0,0608 |
| 18 | 0,0915 | 0,1330 | 0,1258 |
| 19 | 0,1145 | 0,2245 | 0,2117 |
| 20 | 0,1365 | 0,3390 | 0,3189 |
| 21 | 0,1540 | 0,4755 | 0,4466 |
| 22 | 0,1650 | 0,6295 | 0,5903 |
| 23 | 0,1705 | 0,7945 | 0,7440 |
| 24 | 0,1725 | 0,965 | 0,9025 |
| 25 | 0,1735 | 1,1375 | 1,0625 |
| 26 | 0,1725 | 1,311 | 1,2234 |
| 27 | 0,1700 | 1,4835 | 1,3831 |
| 28 | 0,1650 | 1,6535 | 1,5403 |
| 29 | 0,1575 | 1,8185 | 1,6927 |
| 30 | 0,1485 | 1,976 | 1,8379 |
| 31 | 0,1380 | 2,1245 | 1,9746 |
| 32 | 0,1265 | 2,2625 | 2,1014 |
| 33 | 0,1130 | 2,389 | 2,2175 |
| 34 | 0,1025 | 2,502 | 2,3209 |
| 35 | 0,0910 | 2,593 | 2,4145 |

Fuente: Argentina, INDEC, s.f.

TABLA 4b

Total del país. Hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes

"esperados" por edades quinquenales

| Edad | Nº de HNV "esperados" | Nº de HS "esperados" |
|-------|--------------------------|-------------------------|
| 15-19 | 0,60900 | 0,57495 |
| 20-24 | 3,60275 | 3,37410 |
| 25-29 | 7,82325 | 7,28970 |
| 30-34 | 11,5625 | 10,74060 |

Fuente: Argentina, INDEC, s.f.

TABLA 5

Tabla de vida entre 0 y 20 años

1962 - 1963

| Edad | Sobrevivientes l_x | Defunciones d_x | Probabilidad de morir q_x | Años vividos $x, x+1$ l_x |
|------|-------------------------|----------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| 0 | 100.000 | 5.948 | 0,059475 | 95.539 |
| 1 | 94.052 | 706 | 0,007506 | 93.699 |
| 2 | 93.346 | 269 | 0,002878 | 93.212 |
| 3 | 93.077 | 140 | 0,001509 | 93.007 |
| 4 | 92.937 | 106 | 0,001140 | 92.884 |
| 5 | 92.831 | 99 | 0,001066 | 92.782 |
| 6 | 92.732 | 85 | 0,000917 | 92.690 |
| 7 | 92.647 | 74 | 0,000799 | 92.610 |
| 8 | 92.573 | 64 | 0,000691 | 92.541 |
| 9 | 92.509 | 32 | 0,000346 | 92.493 |
| 10 | 92.477 | 56 | 0,000606 | 92.449 |
| 11 | 92.421 | 56 | 0,000606 | 92.393 |
| 12 | 92.365 | 60 | 0,000650 | 92.335 |
| 13 | 92.305 | 68 | 0,000737 | 92.271 |
| 14 | 92.237 | 66 | 0,000716 | 92.204 |
| 15 | 92.171 | 92 | 0,000998 | 92.125 |
| 16 | 92.079 | 107 | 0,001162 | 92.026 |
| 17 | 91.972 | 118 | 0,001283 | 92.913 |
| 18 | 91.854 | 128 | 0,001394 | 91.790 |
| 19 | 91.726 | 96 | 0,001047 | 91.678 |
| 20 | 91.630 | - | - | - |

Fuente: Argentina, INDEC, s.f.

Estimación de $q(1)$ a partir de $q(2)$

Para estimar $q(1)$ a partir de $q(2)$ Brass propone basarse en la siguiente relación:

$$Y_{(x)} = \alpha + Y_{(x)}^s \quad (1)$$

Donde $Y_{(x)} = \text{logito } (1 - l_x)$ de la tabla resultante conocida inicialmente sólo por $Y_{(2)}$

$$\text{e } Y_{(x)}^s = \frac{1}{2} \log_e \frac{1 - l_x^s}{l_x^s} \quad \text{de la tabla que se ha construido y que se conoce por } x = 0, 1, \dots, 5$$

En general el logito de una cantidad p ($0 < p < 1$) se define:

$$\text{logito } p = \frac{1}{2} \log_e \frac{p}{1 - p}$$

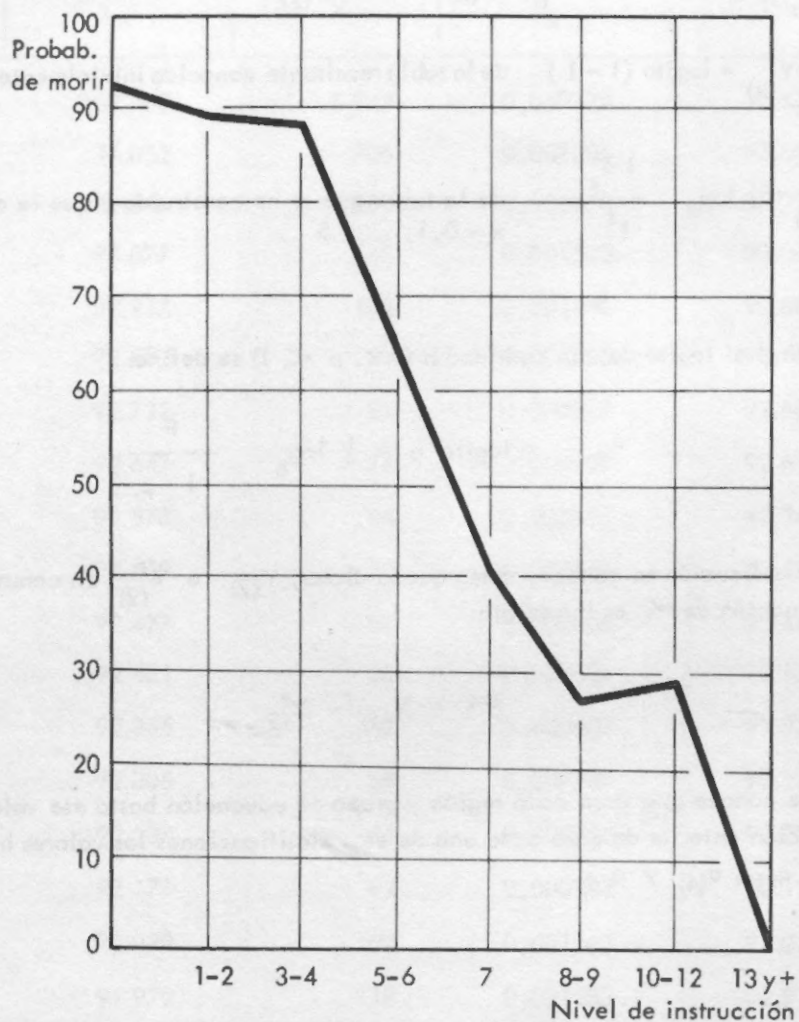
En esta aplicación se conoce, como queda dicho, $Y_{(2)}$ e $Y_{(2)}^s$. En consecuencia la determinación de α es inmediata:

$$\alpha = Y_{(2)} - Y_{(2)}^s$$

Como se conoce $q(2)$ para cada región y grupo de educación basta ese valor para que la relación anterior de para cada una de esas clasificaciones los valores buscados de $q(1)$, $q(3)$, $q(4)$ y $q(5)$.

GRAFICO 2

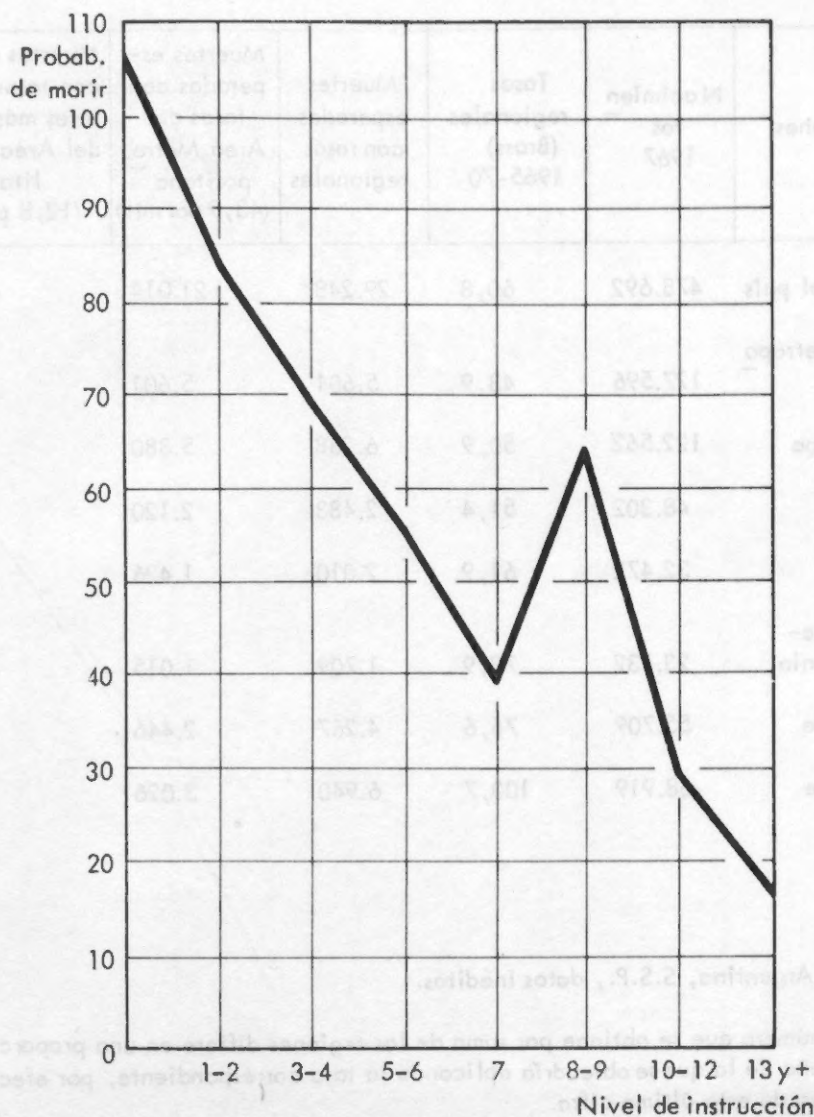
Total del país. Probabilidad de morir entre 0 y 2 años, según nivel de instrucción de las madres, a partir de datos del Censo de 1970 (por mil)



Fuente: Argentina. Tabulaciones especiales, muestra del Censo Nacional de 1970.

GRAFICO 3

Total del país. Probabilidad de morir entre 0 y 3 años, según nivel de instrucción de los padres, o partir de datos del Censo de 1970 (por mil)



Fuente: Argentina. Tabulaciones especiales, muestra del Censo Nacional de 1970,

TABLA 6

Cálculo de las muertes esperadas con la tasa de mortalidad
infantil del Area Metropolitana (del total y de
las mujeres de 8 y más años de instrucción)

| Regiones | Nacimien- tos 1967 | Tasas regionales (Brass) 1965-70 | Muertes esperadas con tasas regionales | Muertes es- peradas con tasas del Area Metro- politana (43,9 por mil) | Muertes esperadas con tasas de las mu- jeres más instruidas del Area Metro- politana (12,8 por mil) |
|-------------------------|--------------------------|---|---|--|--|
| Total del país | 478.692 | 60,8 | 29.248* | 21.014 | 6.127 |
| Area Metro- politana | 127.596 | 43,9 | 5.601 | 5.601 | 1.633 |
| Pampeana | 122.562 | 50,9 | 6.238 | 5.380 | 1.569 |
| Centra | 48.302 | 51,4 | 2.483 | 2.120 | 618 |
| Cuyo | 32.472 | 61,9 | 2.010 | 1.426 | 416 |
| Comahue- Patagonia | 23.132 | 73,9 | 1.709 | 1.015 | 296 |
| Nordeste | 55.709 | 76,6 | 4.267 | 2.446 | 713 |
| Noroeste | 68.919 | 100,7 | 6.940 | 3.026 | 882 |

Fuente: Argentina, S.S.P., datos inéditos.

* Este número que se obtiene por suma de las regiones difiere en una proporción muy pequeña de la que se obtendría aplicando la tasa correspondiente, por efecto del re dondeo de esta última cifra.

INDEC

EDITADO EN EL DEPARTAMENTO DE IMPRESIONES DEL
INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS

Buenos Aires, Octubre de 1975