

D-04805.03

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE - San José

CURSO DE ANALISIS DEMOGRAFICO BASICO
1977



TRABAJO FINAL DE INVESTIGACION

Título : LA MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS AÑOS DE LA VIDA
ARGENTINA, 1965-1966

Autor : ALICIA MAGUID DE DELUCCHI

Asesor(es): DR. HUGO BEHM

(Distribución Interna)

San José, Costa Rica
Diciembre de 1977



INDICE

	Página
I. EL PROBLEMA EN ESTUDIO	1
II. DESCRIPCION DEL METODO	7
- El Método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad en la niñez	7
- El método de Sullivan	8
- Ajuste de las estimaciones y selección del valor ${}_2q_0$ para el análisis de la mortalidad	9
- Supuestos del Método	10
III. FUENTES DE INFORMACION	14
IV. LAS VARIABLES DEL ESTUDIO	17
- Variables geográficas	17
- Nivel de educación de la mujer	18
V. LA MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS AÑOS DE LA VIDA	22
- La mortalidad en el menor de dos años en el total del país	22
- Mortalidad en el menor de dos años según divisiones geográficas	24
- Mortalidad en el menor de dos años según el nivel de educación de la mujer	34
VI. CONCLUSIONES	38
ANEXO 1: EJEMPLO DE APLICACION DEL METODO DE SULLIVAN PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ A PARTIR DE LA PROPORCION DE HIJOS FALLECIDOS	41
ANEXO 2: METODO PARA COMPARAR LAS ESTIMACIONES DE ${}_2q_0$ CON DATOS ORIGINADOS EN LAS ESTADISTICAS VITALES ...	46
ANEXO 3: COMPARACION DE LA SERIE ${}_1Q_0$, ${}_2Q_0$, ${}_3Q_0$, ${}_4Q_0$ Y ${}_5Q_0$ DE LA TABLA DE VIDA DE ARGENTINA 1959-61 CON LAS DE LOS MODELOS DE MORTALIDAD DE COALE-DEMENY ...	51

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro		Página
1	TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL EN PAISES SELECCIONADOS DE LA AMERICA LATINA ALREDEDOR DE 1972	2
2	TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL Y EN LA EDAD 1-4 AÑOS EN ARGENTINA Y SUECIA ALREDEDOR DE 1972	3
3	DISTRIBUCION DE LA POBLACION SEGUN REGIONES Y PROVINCIAS, ARGENTINA, 1970	19
4	DISTRIBUCION DE LAS MUJERES DE 20 A 34 AÑOS POR NIVEL DE INSTRUCCION, ARGENTINA, 1970	21
5	PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR LOS DOS AÑOS, A PARTIR DEL NACIMIENTO, PAISES SELECCIONADOS	23
6	PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR REGIONES Y PROVINCIAS, ARGENTINA, 1965-1966	24
7	PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS POR PROVINCIAS	26
8	COMPARACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR LOS DOS AÑOS, A PARTIR DEL NACIMIENTO Y POBLACION EXPUESTA AL RIESGO POR REGIONES, ARGENTINA, 1965-1966	27
9	COMPARACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR NIVELES DE EDUCACION DE LA MUJER, ARGENTINA, 1965-1966	34
10	CONTRASTES DE LA PROBABILIDAD DE MORIR EN LOS DOS PRIMEROS AÑOS DE LA VIDA, A PARTIR DEL NACIMIENTO, ENTRE GRUPOS EXTREMOS DE EDUCACION, PAISES LATINOAMERICANOS SELECCIONADOS ALREDEDOR DE 1965-1970	36
Gráfico		
1	PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, SEGUN REGIONES Y PROVINCIAS, ARGENTINA 1965-1966	25
2	PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR REGIONES GEOGRAFICAS, ARGENTINA, 1965-1966	28

Gráfico	Página
3 EXCESO DE MORTALIDAD EN EL MENOR DE DOS AÑOS RESPECTO A LA REGION METROPOLITANA, ARGENTINA, 1965-1966	29
4 DISTRIBUCION RELATIVA DE LOS NACIMIENTOS SEGUN REGIONES GEOGRAFICAS, ARGENTINA, 1965-1966	30
5 PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, PARA DIVERSOS PERIODOS, SEGUN REGIONES GEOGRAFICAS, ARGENTINA	33
6 PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER, ARGENTINA, 1965-1966	35
7 AJUSTE DE LAS TASAS BRUTAS DE NATALIDAD CORRESPONDIENTES A 1965-1966, ARGENTINA	50 a
8 COMPARACION ENTRE LAS ${}_xq_0$ DE LA TABLA DE VIDA ARGENTINA 1959-1961 Y LAS ${}_xq_0$ CORRESPONDIENTES, AJUSTADAS SEGUN LOS MODELOS DE COALE-DEMENY	53 a

1. EL PROBLEMA EN ESTUDIO

A pesar de la reducción de la mortalidad en los primeros años de la vida observada en muchos países de América Latina, ella sigue siendo alta en comparación con las tasas alcanzadas por los países más desarrollados.

La Organización Panamericana de la Salud estimó en 1968 ^{1/} que se habrían evitado el 76 por ciento de 1 006 000 muertes de menores de cinco años registradas en América Latina si en ella se hubieran alcanzado las tasas de mortalidad que existían ese año en los Estados Unidos. Por otra parte, la III Reunión de Ministros de Salud de las Américas ^{2/} señala en 1972, que los progresos en materia de salud materno-infantil han sido parciales en la última década. El informe asimismo indica que las causas de defunción en la niñez son comúnmente reducibles, destacando como factores determinantes "el reducido ingreso nacional y su distorsionada distribución entre las familias" y el alcance limitado, discontinuo y de eficiencia restringida de los servicios de salud materno-infantil.

La mortalidad infantil en la Argentina que puede derivarse de las tablas de vida elaboradas para diferentes fechas censales denota un descenso sostenido entre 1914 y 1960. En efecto, mientras que en el período 1913-1915 ^{3/} alcanza un 116.1 por mil, en 1946-1948 ^{4/} descien- de a 71,4 por mil y en 1959-61 ^{5/} se sitúa alrededor de 57,6 por mil, lo que representa una reducción de 38,5 por ciento en el primer lapso y de 19,3 por ciento en el segundo.

^{1/} Organización Panamericana de la Salud, Las condiciones de la Salud en las Américas, 1965-68, Publicación Científica N° 207, setiembre, 1970.

^{2/} Organización Panamericana de la Salud, III Reunión Especial de Ministros de Salud de las Américas, documento oficial N° 123, setiembre, 1973.

^{3/} Somoza, 1971.

^{4/} Camisa, 1964.

^{5/} Camisa, 1968.

En el año 1970 la tasa de mortalidad infantil de Argentina es 58,9 por mil de acuerdo a los datos publicados por el Anuario Demográfico ^{6/} de Naciones Unidas.

A pesar de los progresos producidos, se observa que los niveles alcanzados por la Argentina si bien representan valores más bajos que los de la mayoría de los países de América Latina, no la colocan todavía entre los países latinoamericanos más privilegiados en cuanto a los logros obtenidos en la reducción de la mortalidad infantil. El cuadro 1 muestra la comparación con estos países de América Latina donde el registro de mortalidad se supone satisfactorio.

Cuadro 1
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL EN PAISES SELECCIONADOS
DE LA AMERICA LATINA ALREDEDOR DE 1972

Países	Tasas de mortalidad infantil (por mil)
Cuba, 1972 ^{a/}	28,7
Uruguay, 1970 ^{b/}	42,6
Costa Rica, 1972 ^{c/}	54,6
Argentina, 1970 ^{d/}	58,9

^{a/} Ministerio de Salud Pública, Anuario Estadístico, 1974.

^{c/} Dirección General de Estadística y Censos, Estadísticas Vitales, 1973.

^{b/} y ^{d/} Naciones Unidas, Anuario Demográfico, 1974.

^{6/} Naciones Unidas, Anuario Demográfico, 1974.

Asimismo de la comparación con Suecia surge un marcado exceso de mortalidad para Argentina, en especial en el primer año de vida y principalmente en la mortalidad infantil tardía:

Cuadro 2

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL Y EN LA EDAD 1-4 AÑOS EN ARGENTINA Y SUECIA ALREDEDOR DE 1972

Países	Tasas de mortalidad (por mil)			
	Infantil	Neonatal	Inf. tardía	1-4 años
Argentina, 1970	58,9	24,5	34,4	1,7
Suecia, 1972	10,8	8,7	2,1	0,5
Mortalidad Argentina/ Suecia	5,4	2,8	16,4	3,4

Fuente: Naciones Unidas, Anuario Demográfico, 1973

Por otra parte, existen indicios de que en la Argentina, se ha producido un fenómeno atípico en la década 1960-1970: la mortalidad ha detenido su tendencia decreciente e incluso ésta se ha revertido por otra de aumento.

A partir de estimaciones de la esperanza de vida al nacer para este período, Accinelli y Muller ^{7/} sostienen que: "entre 1960 y 1970 la esperanza de vida al nacer experimenta un descenso de 0,78 años que equivale a una disminución anual del 0,08".

^{7/} Accinelli, M. y Muller, M., Un hecho inquietante: la evolución reciente de la mortalidad en la Argentina, CENEP, 1977 (Inédito).

Con respecto a la mortalidad infantil los estudios realizados para la Capital Federal ^{8/} demuestran que la tasa ha subido de 31 a 36 por mil, entre 1962 y 1970; este hecho es sumamente significativo por corresponder a la zona más privilegiada en cuanto a la disponibilidad de servicios de salud.

Los hechos señalados ponen de relieve la importancia del estudio de la mortalidad en los primeros años de la vida por:

- a) El alto nivel en que se encuentra.
- b) La persistencia de causas de muerte en la niñez, evitables que indican que la mortalidad en estas edades es todavía susceptible de ser reducida.
- c) La carencia de estudios de la mortalidad infantil referentes a un período con características especiales, dadas las limitaciones que se señalaran más adelante, en las estadísticas vitales.

Interesa fundamentalmente identificar los grupos de la población que están expuestos a diferentes riesgos de muerte y los factores que los determinan, para posibilitar una mayor eficiencia en la implementación de políticas dirigidas a reducir en el país, el número de muertes, dando preferencia a los sectores expuestos a mayores riesgos.

Reconocida la necesidad de profundizar en el análisis de las características de la mortalidad en los primeros años de la vida, los países en vías de desarrollo presentan en general una contradictoria escasez de información.

^{8/} Arruñada, Rothman y Segré, Diferenciales socioeconómicos de la mortalidad infantil, Argentina, 1977, Inédito.

La Argentina cuenta con un registro de estadísticas vitales que puede aceptarse como de buena calidad en relación con otros países de la región. Sin embargo, en los últimos años el sistema de registro se ha visto afectado por diversos factores que hacen problemática su utilización.

En el trabajo de Pantelides ^{9/} se señalan como problemas fundamentales de la información proveniente de esta fuente, los siguientes:

1. Falta de actualización en la publicación de los datos: las últimas publicaciones referentes a los hechos vitales correspondían al año 1966, en la fecha que se publicó el trabajo citado.
2. Falta de cobertura en el tiempo: se tabulan datos incompletos para algunas provincias (que cubren sólo seis meses).
3. Cambios en los criterios de elaboración del dato de nacimientos: hasta 1964 se publicaban los nacimientos registrados - incluidos los registros tardíos - en cada año y a partir de 1965 sólo aparecen las cifras de nacimientos ocurridos en el año, con la consiguiente reducción de las cifras; a partir de 1968 se presentan dos series paralelas, una de nacimientos ocurridos y otra de nacimientos registrados, la que se ve afectada por una ley de amnistía de inscripción.

La misma autora concluye que no puede utilizarse la serie de nacimientos del quinquenio 1966-1970 "sin un previo ajuste y estudio a fondo de los criterios utilizados".

En cuanto a las defunciones, según consta en las publicaciones oficiales de los hechos vitales, han sufrido a partir de 1965 el mismo cambio en los criterios en la elaboración del dato que los nacimientos, sin embargo la serie no presenta irregularidades de importancia.

^{9/} Pantelides, E., Los datos para el estudio de la fecundidad en la Argentina, Serie de Investigaciones Demográficas N° 2, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Argentina, 1974.

Dados los problemas planteados, es importante lograr estimaciones de la mortalidad en los primeros años de la vida a través de una metodología que utilice fuentes de datos independientes de las Estadísticas Vitales. Esta metodología fue elaborada por William Brass y publicada por CELADE en 1971 ^{10/}. La misma permite obtener estimaciones basándose en la proporción de hijos fallecidos declarados por las mujeres en censos o encuestas, sobre el total de hijos nacidos vivos, clasificados en grupos quinquenales de edades.

El método posibilita estudiar esta mortalidad según diferenciales geográficos y socioeconómicos a fin de detectar los contrastes entre los distintos grupos de población.

El objetivo de la presente investigación es estudiar por medio del método de Brass - variante Sullivan - la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en la Argentina, a partir del censo de población de 1970.

Se estiman diferenciales geográficos y socioeconómicos de la mortalidad en el menor de dos años, utilizando el nivel de instrucción de la mujer como indicador.

Así, se pretende identificar los sectores de población expuestos a diferentes riesgos de morir en esa edad, referidos al período 1965-66.

Si bien Schkolnik ^{11/} ha realizado un estudio de la mortalidad infantil para el mismo período utilizando el método de W. Brass, se considera importante realizar nuevas estimaciones mediante la variante Sullivan y aportar información con mayor grado de desagregación a nivel geográfico, en este caso por provincias.

^{10/} Brass, W., Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad), CELADE, Serie DS N° 9, Costa Rica, 1973.

^{11/} Schkolnik, Susana, Mortalidad Infantil en la Argentina, Serie de Investigaciones demográficas N° 3, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Argentina, 1975.

II. DESCRIPCION DEL METODO

1. El método de Brass para la estimación retrospectiva de la mortalidad en la niñez

El método elaborado por primera vez por W. Brass ^{12/} en 1964 consiste en lograr estimaciones de la probabilidad de morir (${}_xq_0$) entre el nacimiento y determinadas edades exactas x , a partir de la información censal referente a la proporción de hijos fallecidos sobre el total de hijos nacidos vivos de las mujeres, clasificadas por grupos quinquenales de edades.

Calculando la proporción de fallecidos del total de hijos nacidos vivos (D_i) por grupos quinquenales de edades de la mujer i ($i = 1$ para 15-19; $i = 2$ para 20-24, $i = 3$ para 25-29; etc.) y relacionando estas proporciones con las probabilidades de morir de los hijos (${}_xq_0$), se encontró aproximadamente la siguiente correspondencia, que es independiente del nivel general de la mortalidad:

La proporción de hijos fallecidos en mujeres de edad:	aproximadamente corresponde a:
15-19 años = D_1	1^q_0
20-24 años = D_2	2^q_0
25-29 años = D_3	3^q_0
30-34 años = D_4	5^q_0

Esta correspondencia indica que las proporciones de hijos fallecidos podrían convertirse sin mucha alteración en medidas de la probabilidad de morir. Para ello Brass calculó una serie de coeficientes (K_i), obteniendo la siguiente relación:

$${}_xq_0 = K_i D_i$$

^{12/} Brass, W., The Demography of Tropical Africa, Princeton University Press, 1968; reproducido en "Métodos de Análisis y estimación". CELADE, serie D, N° 63, 1970.

Obtuvo estos coeficientes utilizando determinados modelos de mortalidad y fecundidad. Para obtener las probabilidades de morir ${}_xq_0$ partió de su modelo de mortalidad, denominado "standard general" y la distribución de la fecundidad se representó por un polinomio, que es función de la edad en que se inicia la procreación. Dado que D_i y ${}_xq_0$ se conocen por los modelos utilizados, es posible calcular K_i , valor que permitirá corregir, en una situación real, las proporciones de hijos fallecidos (D_i) y obtener estimaciones de ${}_xq_0$.

En la práctica, el coeficiente K_i varía con la localización de la edad de la fecundidad. Por ello Brass tabuló series de valores K_i para distintas localizaciones por edad de la fecundidad, usando varios indicadores de la localización de la edad, tales como la edad media de la fecundidad y el cociente P_2/P_3 (promedio de hijos tenidos por mujeres de edad 20-24 sobre el mismo promedio para mujeres del grupo 25-29 años).

En la aplicación de la tabla habitualmente se utiliza la razón P_2/P_3 para seleccionar los valores respectivos de K_i . Se observa que todos los valores de K_i son cercanos a 1, lo que indica que la proporción de hijos fallecidos y la probabilidad de morir de la tabla, no son muy diferentes.

2. El método de Sullivan

Mientras que Brass se basó en un único modelo de mortalidad y en un modelo fijo de fecundidad, aunque variable según la ubicación de la edad en que ésta se inicia, Sullivan ^{13/} desarrolló en 1972 una variante del método, utilizando la siguiente relación:

$$\frac{{}_xq_0}{D_i} = K_i = a_i + b_i \left(\frac{P_2}{P_3} \right)$$

13/ Sullivan, J.,: Models for the Estimation of the Probability of Dying between Birth and Exact ages of Early Childhood, Population Studies, Vol. 26, N°1, 1972.

Esta regresión se obtuvo de una amplia gama de niveles de las familias de las tablas modelo de mortalidad de Coale-Demeny y de un conjunto de distribuciones empíricas de la fecundidad específica por edades.

Así, Sullivan calcula los coeficientes a_i y b_i , mediante un análisis de regresión lineal con respecto a $\frac{P_2}{P_3}$, para cada una de las familias regionales de Coale-Demeny.

La experiencia indica ^{14/} que los métodos de Brass y Sullivan dan resultados casi idénticos en la práctica. El método de Sullivan, utilizado en esta investigación tiene la ventaja de ser más simple de usar y algo más flexible.

En el caso de Argentina, se usó el modelo oeste ya que, según Sullivan, es el más indicado cuando se desconoce la estructura de la mortalidad de la población.

3. Ajuste de las estimaciones y selección del valor ${}_2q_0$ para el análisis de la mortalidad

El método de Sullivan proporciona estimaciones de ${}_2q_0$, ${}_3q_0$ y ${}_5q_0$, basadas respectivamente en la proporción de hijos muertos de las mujeres de 20-24, 25-29 y 30-34 años.

Debido a errores en los datos básicos y de muestreo, no siempre estos valores se ordenan en forma creciente, hecho que se ha comprobado en el presente estudio.

^{14/} Solíz, Augusto; América Central: Estimaciones de la mortalidad Infantil y Juvenil, CELADE, Serie C., N° 1003, 1976.

Se ha decidido seleccionar el valor de ${}_2q_0$ para el análisis descriptivo de la mortalidad ya que tiene la ventaja de abarcar la mayoría de las defunciones que se producen en los menores de cinco años y corresponder a muertes que son evitables en su gran mayoría.

A fin de obtener la estimación de ${}_2q_0$ corregida, se ajustaron los valores observados combinando las tres estimaciones mencionadas (${}_2q_0$, ${}_3q_0$ y ${}_5q_0$), suponiendo que los errores podrían de algún modo compensarse y que la validez de la estimación aumentaría con el empleo de un número mayor de observaciones.

El procedimiento utilizado es simple: para cada ${}_xq_0$ observada se calculó por interpolación lineal el correspondiente nivel en la familia oeste de Coale-Demeny. A continuación se promediaron los tres niveles obtenidos y nuevamente utilizando la interpolación lineal se calculó el valor de ${}_2q_0$ correspondiente a ese nivel promedio.

En el anexo I se presentan ejemplos de la aplicación de este método.

En el análisis se han descartado las estimaciones que se basan en sub grupos con menos de 150 hijos nacidos vivos, por considerar que están expuestas a errores de muestreo excesivos.

4. Supuestos del método

Los supuestos en que se fundan tanto el método de Brass como el de Sullivan son los siguientes:

- a) La fecundidad y la mortalidad han permanecido invariables en años recientes (para fines prácticos, en los últimos 10 años)

La alteración de estas hipótesis de estabilidad cobran importancia si hubiera descensos marcados o bruscos en la fecundidad o en la mortalidad.

En el caso de Argentina los datos disponibles denotan un descenso suave de la fecundidad y una tendencia a la estabilización de la mortalidad, de manera que no se ve alterado en forma significativa esta condición teórica del método.

- b) La mortalidad observada en los hijos de las mujeres informantes es la misma que la de todos los nacidos vivos de la población

Este supuesto no se cumpliría si los hijos de las mujeres que han fallecido o que no declararon tuvieran una mortalidad diferente (mayor o menor) que la de los hijos de las mujeres informantes.

En el caso de la omisión de mujeres que han fallecido, si hubiera una asociación positiva entre mortalidad del hijo y la de la madre, se produciría una subestimación de la mortalidad al considerar solamente la información proveniente de las mujeres sobrevivientes cuyos hijos están expuestos a un menor riesgo de morir.

Con respecto a las desviaciones debidas a la omisión en la declaración de los datos básicos, en este estudio se comprobó que la omisión es diferencial según diversas características de las mujeres: edad, estado civil y nivel de instrucción. Si suponemos que estas características a su vez están relacionadas con distintos grados de exposición al riesgo de morir de los hijos, podemos aceptar que las estimaciones se verán afectadas por el no cumplimiento de este supuesto. El análisis de las desviaciones producidas por estos factores se señalan en el capítulo siguiente al evaluar los datos básicos.

- c) Los riesgos de morir de los hijos son independientes de la edad de la madre:

Si los hijos de madres muy jóvenes tienen una mortalidad mayor que el promedio, la proporción de fallecidos de estas mujeres provocaría una

sobreestimación del nivel de la mortalidad. El método de Sullivan no toma en cuenta la información proveniente del grupo de mujeres de 15 a 19 años, la que se considera además poco confiable, evitando en parte las desviaciones con respecto a este supuesto. Por otra parte en el presente estudio se ajustan los valores observados, de manera que los efectos de sobreestimación (debidos a la información proveniente de las mujeres más jóvenes) y subestimación (a partir de los datos proporcionados por las mujeres de 30-34 años) tiendan a compensarse, reduciendo al mínimo el no cumplimiento de este supuesto.

- d) La estructura de la fecundidad y la estructura de la mortalidad de la población en estudio son aproximadamente similares a la de los modelos utilizados en los métodos:

Al aplicar el método, la realidad se ajusta al modelo, por la localización en la edad de la distribución de la fecundidad, que se selecciona según el cociente P_2/P_3 observado.

Con respecto a la estructura de la mortalidad de la población Argentina en 1960, como puede verse en el anexo 3 no se presentan diferencias graves con respecto a la del modelo oeste de Coale-Demeny.

Sería necesario agregar el supuesto de que los datos básicos sean exactos, es decir que no haya omisión diferencial en la declaración de hijos fallecidos y sobrevivientes. Si fuera más probable que se omitiera un hijo fallecido que un sobreviviente, la mortalidad resultaría subestimada.

A pesar de que estas condiciones teóricas rara vez se cumplen estrictamente en las situaciones reales, el método ha demostrado su robustez a través de numerosas experiencias, o sea que no es sensible a las desviaciones poco marcadas de los supuestos señalados.

En el siguiente capítulo se comentan las limitaciones derivadas de las deficiencias de los datos básicos, que habrá que tener presentes a la hora de interpretar los resultados para la Argentina.

Dado el carácter retrospectivo del método, las estimaciones de la probabilidad de morir antes de cumplir los dos años de edad se refieren a los 4-5 años anteriores al censo, es decir, para el presente estudio, a los años 1965-1966.

III. FUENTES DE INFORMACION

El estudio se basa en una muestra aleatoria (sistemática) oficial del 2% tomada del Censo Nacional de Población de la República Argentina que se realizó en setiembre de 1970.

Los datos básicos necesarios fueron elaborados en la Muestra OMUECE-70 de Argentina por el CELADE.

Estos se originan en las siguientes tres preguntas formuladas a todas las mujeres de 12 años y más:

- ¿Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?, de ellos:
- ¿Cuántos están actualmente vivos?
- ¿Cuántos han muerto?

Si bien Pantelides ^{15/} en el estudio ya citado, evalúa como confiables los datos referidos a los nacidos vivos basándose por un lado en la coherencia entre los nacimientos estimados sobre datos censales y la tendencia observada en los registros y por otro, en la regularidad que presenta la estructura de las tasas de fecundidad por edades, resulta significativo el porcentaje de omisión en la declaración de estas preguntas. En efecto, el 17,4 por ciento de las mujeres entre 20 y 34 años (que son las utilizadas en el estudio) no dieron en forma completa esta información.

La proporción es mayor en las solteras (32,6) a pesar de que la pregunta sobre estado civil fue posterior a la del número de hijos, reduciéndose a alrededor de un 9 por ciento para las casadas, unidas y divorciadas. El

^{15/} Pantelides, op.cit.

porcentaje de omisión aumenta para las mujeres con más de ocho años de instrucción y también se caracteriza por ser más elevado en las menores de 25 años.

Resulta difícil poder determinar el efecto que estas omisiones tienen sobre las estimaciones de la mortalidad.

Si se acepta que los hijos de mujeres solteras tienen un riesgo mayor de morir, una omisión más alta en la declaración por parte de este grupo conducirá a una subestimación de la mortalidad en estudio.

Por otro lado, el hecho de que sean las mujeres más instruidas a las que corresponde una mayor proporción de omisión y dado que en numerosos estudios -incluido el presente- se comprueba que la mayor educación de las madres está asociada con un menor riesgo de morir de los hijos, el efecto de esta característica de la omisión sería una sobreestimación de la probabilidad de morir antes de cumplir los dos años.

Como ya se dijo y en base a los datos disponibles es riesgoso determinar el sentido de las desviaciones, las que dependerán del peso que tenga cada factor de error.

Otro modo por el cual las omisiones detectadas pueden afectar los resultados es a través de la alteración del cociente P_2/P_3 -ya definido- utilizado en la regresión de Sullivan. Los estudios en los que fue posible estimar la incidencia de este factor demostraron que su significación es mínima en relación a otras fuentes de error.

Lamentablemente no se cuenta con información acerca de la exactitud en la declaración de la edad de las mujeres, que es otro aspecto que debiera considerarse.

También puede evaluarse la calidad de los datos básicos observando si la serie de proporciones de fallecidos D_2 , D_3 y D_4 es creciente, ya que debiera serlo porque el tiempo de exposición al riesgo de morir aumenta con la edad. Se comprobó que esta condición no se cumplía en el 78 por ciento de los casos, debiendo adjudicarse a errores de muestreo o en la declaración de la información utilizada. Para superar estas irregularidades se suavizan las $q(x)$ observadas según se ha explicado en el capítulo anterior.

Finalmente, es necesario destacar que dadas las limitaciones analizadas en el cumplimiento de los supuestos y en los datos básicos, los resultados obtenidos en el presente estudio deben ser interpretados sólo como indicadores aproximados del nivel y de los contrastes principales de la mortalidad.

IV. LAS VARIABLES DEL ESTUDIO

Las variables independientes consideradas en la investigación son geográficas y socioeconómicas.

a) Variables geográficas

La división administrativa mayor en la Argentina es la provincia. El país tiene 23 provincias y el territorio nacional de Tierra del Fuego. De las 24 divisiones administrativas mayores no se pudo estimar la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años para siete de ellas debido a que el tamaño de la muestra no cubría el requisito de un mínimo de 150 hijos tenidos ya especificado. A efectos de obtener un panorama global de la mortalidad en estudio se agruparon las provincias en seis regiones basándose fundamentalmente en dos criterios; proximidad geográfica y homogeneidad interna en cuanto a características socioeconómicas y a los niveles de mortalidad estimados.

La agrupación considerada, que respeta las divisiones político-administrativas es la siguiente:

1. REGION METROPOLITANA: Capital Federal y Partidos del Gran Buenos Aires.
2. REGION PAMPEANA: Resto de la Provincia de Buenos Aires, Entre Ríos, Santa Fé, Córdoba y La Pampa.
3. REGION CUYO: Mendoza, San Juan y San Luis.
4. REGION NORDESTE: Corrientes, Misiones, Chaco y Formosa.

5. REGION COMAHUE-PATAGONIA: Río Negro, Neuquén, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego.
6. REGION NOROESTE: Santiago del Estero, Catamarca, Tucumán, La Rioja, Salta y Jujuy.

Entre las regiones de la Argentina hay marcadas diferencias socio-económicas reflejo de un desarrollo histórico particular para cada caso. Si bien estas regiones presentan contrastes entre sí, están lejos de representar una forma perfecta de dividir el país ya que por un lado no respetan la continuidad de las condiciones socio-económicas de zonas adyacentes y por otro no son en su interior totalmente homogéneas. De lo dicho se deduce la utilidad de considerar también a las provincias como unidades de análisis, ya que es el único nivel de desagregación geográfica que posibilitan las tabulaciones utilizadas.

La distribución de la población censada de acuerdo a estas variables se muestra en el cuadro 3, resaltando el alto grado de concentración de la misma en la región metropolitana y pampeana, en las que reside más del 70 por ciento de los habitantes de la Argentina.

b) Nivel de educación de la mujer

Numerosas experiencias han demostrado la asociación existente entre la mortalidad infantil y el nivel de vida o nivel socioeconómico. Dada la complejidad de esta variable resulta imposible medirla con un solo indicador. Habría que considerar las distintas dimensiones que la componen, las que por sus características hacen difícil el análisis a partir de datos de población censales.

En la presente investigación se utiliza "los años de estudio formales completados por la mujer" como indicador del nivel de vida.

Cuadro 3.

DISTRIBUCION DE LA POBLACION SEGUN REGIONES Y PROVINCIAS,
ARGENTINA, 1970

Regiones y provincias	Población (en miles)	
	Números absolutos	Porcentaje
TOTAL	23 286	100,0
<u>METROPOLITANA</u>	<u>8 223</u>	<u>35,3</u>
CAPITAL FEDERAL	2 892	12,4
PARTIDOS GRAN BS.AS.	5 331	22,9
<u>PAMPEANA</u>	<u>8 597</u>	<u>36,9</u>
RESTO PVCIA. BS.AS.	3 406	14,6
CORDOBA	2 083	8,9
ENTRE RIOS	820	3,5
SANTA FE	2 118	9,2
LA PAMPA	170	0,7
<u>CUYO</u>	<u>1 542</u>	<u>6,6</u>
MENDOZA	968	4,1
SAN JUAN	393	1,7
SAN LUIS	181	0,8
<u>NORDESTE</u>	<u>1 810</u>	<u>7,8</u>
CORRIENTES	573	2,5
MISIONES	445	1,9
CHACO	561	2,4
FORMOSA	231	1,0
<u>COMAHUE-PATAGONIA</u>	<u>712</u>	<u>3,1</u>
RIO NEGRO	262	1,1
NEUQUEN	163	0,7
CHUBUT	193	0,8
SANTA CRUZ	82	0,4
TIERRA DEL FUEGO	12	0,1
<u>NOROESTE</u>	<u>2 402</u>	<u>10,3</u>
SANTIAGO DEL ESTERO	520	2,2
CATAMARCA	173	0,7
LA RIOJA	137	0,6
TUCUMAN	766	3,3
SALTA	504	2,2
JUJUY	302	1,3

Fuente: Censo Nacional de Población 1970, Resultados obtenidos por muestra, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Argentina.

Si bien esta variable no expresa todo el efecto de la clase social sobre la mortalidad, numerosos estudios han demostrado que es un indicador aceptable.

Por otra parte es clara la relación entre la educación de la madre y las creencias, valores y pautas de conducta que condicionan el cuidado del niño.

La escala de años formales utilizada en el estudio y su interpretación para la Argentina es la siguiente:

Años de instrucción

Ninguno	Corresponde generalmente a la condición de analfabeta.
1-2	
3-4	Educación primaria incompleta
5-6	
7	Corresponde a educación primaria completa, ya que la misma alcanza siete años.
8-9	De 5 años que comprende la educación media, este grupo se refiere a mujeres que interrumpieron sus estudios en la primera mitad.
10-12	Incluye a las mujeres que completaron el ciclo medio o que interrumpieron sus estudios en alguno de los tres últimos años. Constituyen el 73 por ciento de las mujeres del grupo 10 y más años de educación formal.
13 y más	Corresponde a mujeres con educación superior.

El cuadro 4 muestra la distribución de las mujeres de 20 a 34 años de edad por tramos de educación, según la muestra del censo de 1970.

Cuadro 4
DISTRIBUCION DE LAS MUJERES DE 20 A 34 AÑOS POR NIVEL
DE INSTRUCCION, ARGENTINA, 1970

Años de instrucción	Mujeres de 20-34 años de edad <u>a/</u>	
	Población	Porcentaje
TOTAL <u>a/</u>	42 666	100,0
Ninguno	1 737	4,1
1-2	3 007	7,1
3-4	6 432	15,1
5-6	4 499	10,5
7	14 255	33,4
8-9	2 193	5,1
10-12	7 732	18,1
13 y más	2 811	6,6

a/ Con declaración de hijos tenidos, hijos sobrevivientes y nivel de instrucción. Muestra OMUECE-70, CELADE

V. LA MORTALIDAD EN LOS PRIMEROS AÑOS DE LA VIDA

1. La mortalidad en el menor de dos años en el total del país

La probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad exacta dos años, se estima en 58 por mil para la Argentina, en base a los datos proporcionados por la muestra del censo de 1970.

Como paso previo al análisis es conveniente comparar esta estimación con la resultante de las estadísticas vitales oficiales. Para ello se calculó la probabilidad de morir antes de cumplir la edad exacta dos años a partir de los nacidos vivos registrados (corregidos por omisión) y las correspondientes defunciones registradas, según se detalla en el anexo 2.

Los resultados obtenidos son los siguientes:

	<u>Estadísticas vitales</u>	<u>Estimación del estudio</u>
${}_2q_0$ para nacidos en 1965	61,7 por mil	
${}_2q_0$ para nacidos en 1966	57,4 por mil	
Promedio	59,6 por mil	57,9 por mil
Presunta omisión	-----	$\frac{59,6 - 57,9}{59,6} \cdot 100 = 2,8\%$

La diferencia encontrada es poco significativa, más aún si se tiene presente que el método de corrección de los nacimientos es grueso.

Esta pequeña subestimación del método utilizado en la investigación puede atribuirse al hecho de que hay una tendencia a omitir la declaración del hijo, si éste ha fallecido, error que se ha observado con frecuencia en otros estudios similares.

De lo dicho anteriormente se desprende que las cifras contenidas en este estudio representan estimaciones mínimas de la mortalidad, las que no obstante posibilitan definir claramente los contrastes según regiones geográficas y nivel de instrucción de las madres, como se verá más adelante.

A fin de interpretar el nivel de la mortalidad encontrado en Argentina en el menor de dos años, en el cuadro 5 se compara con valores similares observados en otros países.

Cuadro 5

PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR LOS DOS
AÑOS, A PARTIR DEL NACIMIENTO, PAISES
SELECCIONADOS

Países	Probabilidad de morir (por mil)
Bolivia, 1971-72	202
Perú, 1967-68	169
Guatemala, 1968-69	144
Honduras, 1969-70	138
Ecuador, 1969-70	127
Chile, 1965-66	91
Costa Rica, 1968-69	81
<u>Argentina, 1965-66</u>	<u>58</u>
Cuba, 1970	48
Estados Unidos, 1970	21
Suecia, 1965	16

Fuentes: Behm y colaboradores: Mortalidad en los primeros años de la vida en países de la América Latina, CELADE, 1976-1977.

U.S. Department of Health, Education and Welfare, Life Tables, Vital Statistics of the U.S. 1970, Vol. II, Section 4.

Anuario Demográfico 1966 (Suecia)

Cuba: La esperanza de vida, Departamento de Demografía, JUCEPLAN, 1974.

La Argentina se ubica entre los países de más baja mortalidad de América Latina, no obstante su nivel excede al de Cuba y la diferencia es aún mucho mayor en relación con los países más avanzados.

2. Mortalidad en el menor de dos años según divisiones geográficas

En el cuadro 6 y en el gráfico 1 se presenta la estimación del riesgo de morir entre el nacimiento y los dos años de edad por regiones y provincias.

Cuadro 6

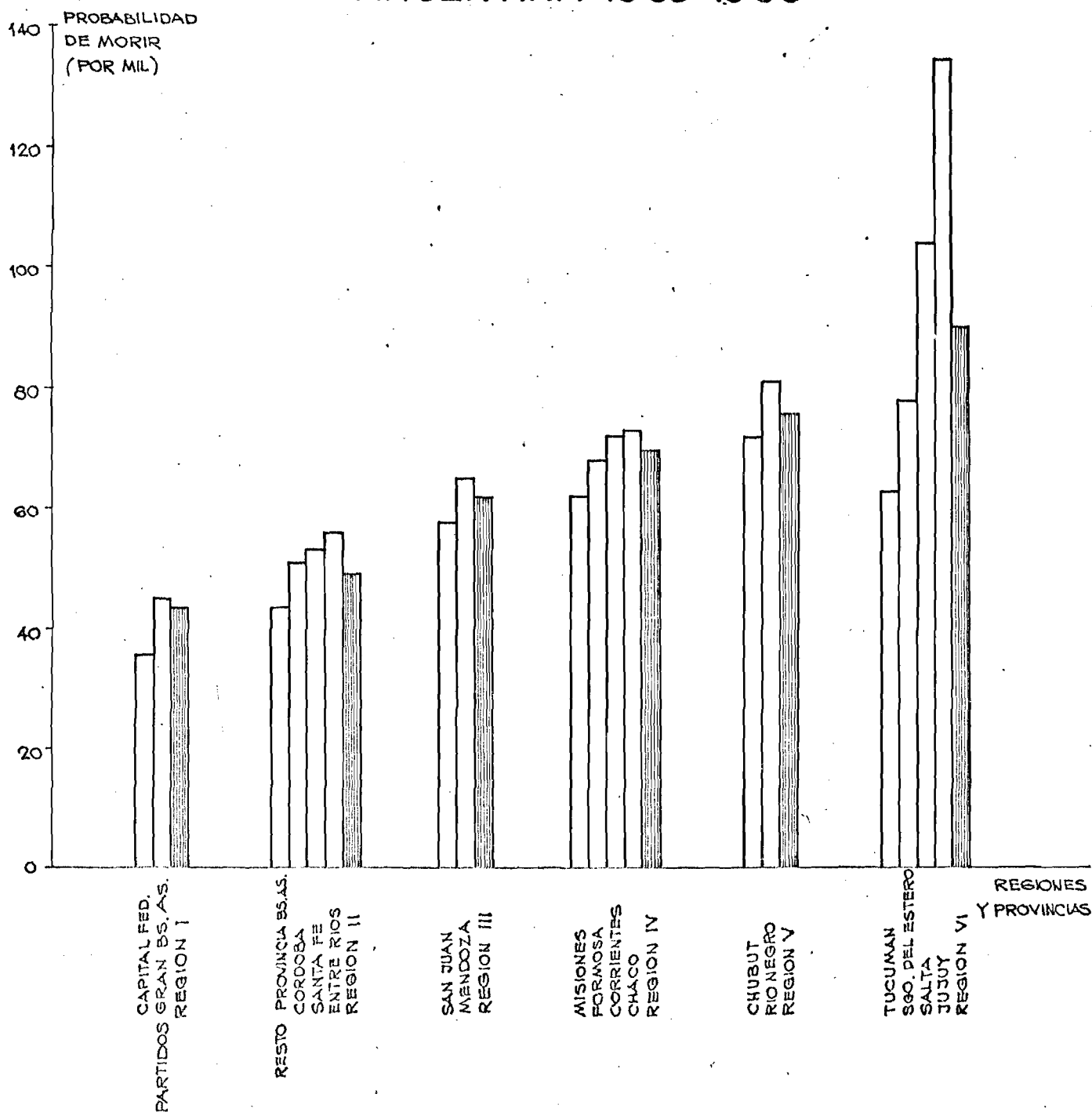
PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR REGIONES Y PROVINCIAS, ARGENTINA 1965-1966

Regiones y provincias	Probabilidad de morir (por mil)	Regiones y provincias	Probabilidad de morir (por mil)
<u>TOTAL DEL PAIS</u>	58	IV.- <u>NORDESTE</u>	69
I.- <u>METROPOLITANA</u>	43	CORRIENTES	72
CAPITAL FEDERAL	36	MISIONES	62
PARTIDOS GRAN BUENOS AIRES	45	CHACO	73
II.- <u>PAMPEANA</u>	49	FORMOSA	68
RESTO PROVINCIA DE BUENOS AIRES	43	V.- <u>COMAHUE-PATAGONIA</u>	76
ENTRE RIOS	56	RIO NEGRO	81
SANTA FE	53	NEUQUEN	*
CORDOBA	51	CHUBUT	71
LA PAMPA	*	SANTA CRUZ	*
III.- <u>CUYO</u>	62	TIERRA DEL FUEGO	*
MENDOZA	65	VI.- <u>NOROESTE</u>	90
SAN JUAN	57	SGO. DEL ESTERO	78
SAN LUIS	*	CATAMARCA	*
		TUCUMAN	63
		LA RIOJA	*
		SALTA	104
		JUJUY	135

* Valores no calculados por existir menos de 150 hijos tenidos por mujeres del grupo.

GRAFICO I

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS
DOS AÑOS DE EDAD, SEGUN REGIONES Y PROVINCIAS.
ARGENTINA 1965-1966



Se observa una gran heterogeneidad de la mortalidad tanto a nivel de provincias como de regiones.

Las provincias para las que fue posible realizar la estimación, presentan riesgos que varían entre el 36 por mil en la Capital Federal y el 135 por mil en Jujuy, lo que representa una sobremortalidad cuatro veces más alta en esta provincia con respecto al nivel mínimo alcanzado en el país.

El grupo de provincias con menor mortalidad -con probabilidades de morir entre el nacimiento y los dos años inferiores al 53 por mil- está constituido por la Capital Federal, la provincia de Buenos Aires, Córdoba y Santa Fé, en las que por otra parte se localizan las ciudades mayores del país (Capital, Córdoba y Rosario).

Las provincias con mayor mortalidad -Salta y Jujuy- pertenecen a la región Noroeste, con probabilidades de morir del 104 por mil y 135 por mil respectivamente.

En el cuadro 7 se ordenan las provincias según el nivel de mortalidad en el menor de dos años.

Cuadro 7

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS POR PROVINCIAS

Provincia	Probabilidad de morir (por mil)	Provincia	Probabilidad de morir (por mil)
Capital Federal	36	Mendoza	65
Resto Pvcia. Bs.As.	43	Formosa	68
Partidos Gran Bs.As.	45	Chubut	71
Córdoba	51	Corrientes	72
Santa Fé	53	Chaco	73
Entre Ríos	56	Sgo. del Estero	78
San Juan	57	Río Negro	81
Misiones	62	Salta	104
Tucumán	63	Jujuy	135

Si consideramos las diferencias regionales, surgen marcados contrastes en el nivel de la mortalidad en estudio que permiten distinguir claramente regiones privilegiadas y regiones poco favorecidas.

La región de mayor mortalidad corresponde a las provincias del Noroeste (90 por mil) disminuyendo hacia la Región Comahue - Patagonia y Nordeste (76 por mil y 69 por mil respectivamente). La Región Cuyo presenta un nivel próximo al promedio (62 por mil) mientras que la Región Pampeana y Metropolitana se ubican por debajo del mismo (49 por mil y 43 por mil respectivamente). La localización geográfica de la mortalidad se expresa en el gráfico 2.

Las cifras denotan una dispersión importante con respecto al promedio nacional, resultante de la ponderación de poblaciones con riesgos muy distintos de morir. La significación de los contrastes de la mortalidad del niño menor de dos años se interpreta mejor si se introduce el concepto epidemiológico de expuestos a estos riesgos. Para tal fin, en el cuadro 8 y gráfico 3 y 4 se presentan para cada región, el porcentaje de sobremortalidad con respecto a la Región Metropolitana y la distribución relativa de los nacidos vivos anuales en el período de referencia.

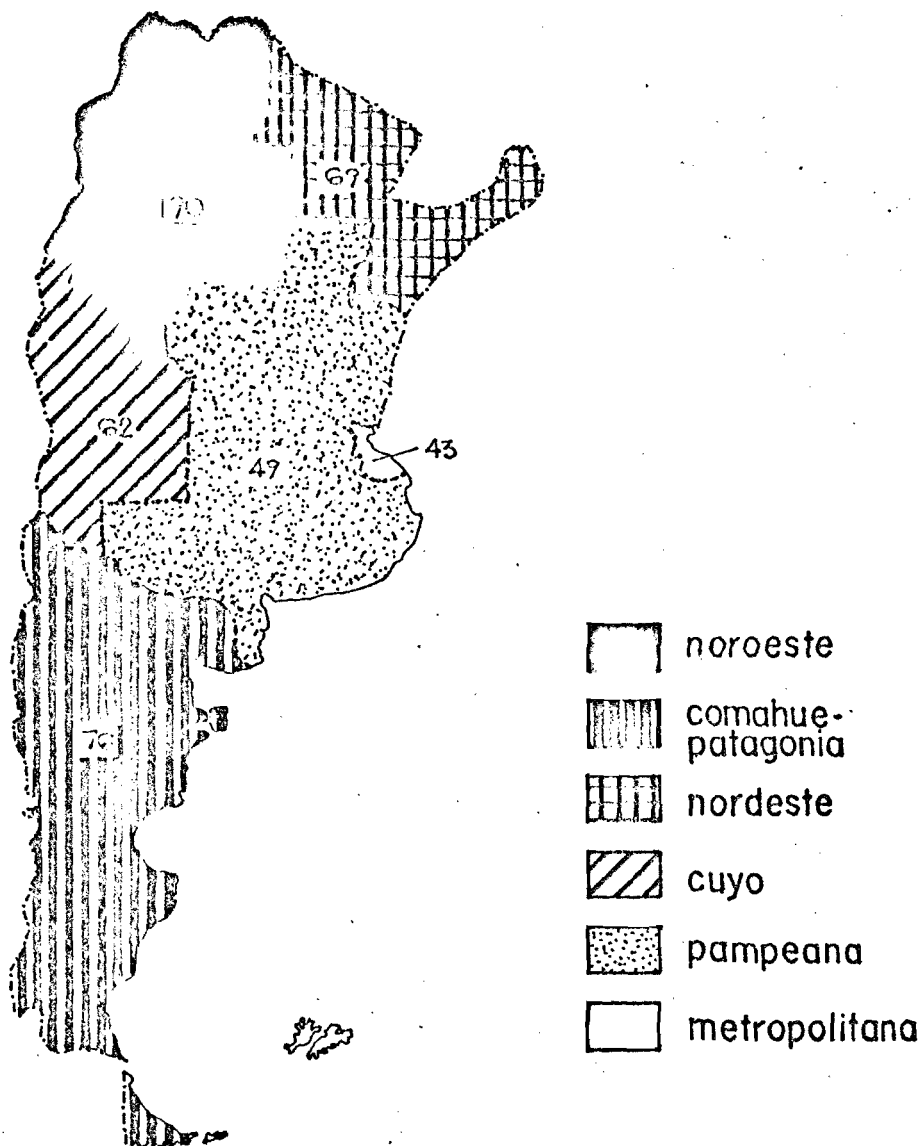
Cuadro 8

COMPARACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ANTES DE CUMPLIR LOS DOS AÑOS, A PARTIR DEL NACIMIENTO Y POBLACION EXPUESTA AL RIESGO POR REGIONES, ARGENTINA, 1965-66

Regiones	Probabilidad de morir	Exceso respecto a la mortalidad de región Metropolitana	Nacimientos promedio 1965-66
	(por mil)	(por cien)	(Porcentaje)
TOTAL	58	35	100,0
1. Metropolitana	43	--	27,0
2. Pampeana	49	14	34,0
3. Cuyo	62	44	7,3
4. Nordeste	69	60	12,2
5. Comahue-Patagonia	76	77	4,0
6. Noroeste	90	109	15,5

Fuente: Hechos demográficos 1961-66, Tomo 1, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Argentina.

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y
 LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR REGIONES GEOGRAFICAS
 ARGENTINA 1965-1966



EXCESO DE MORTALIDAD EN EL MENOR DE DOS AÑOS
RESPECTO A LA REGION METROPOLITANA
ARGENTINA 1965-1966

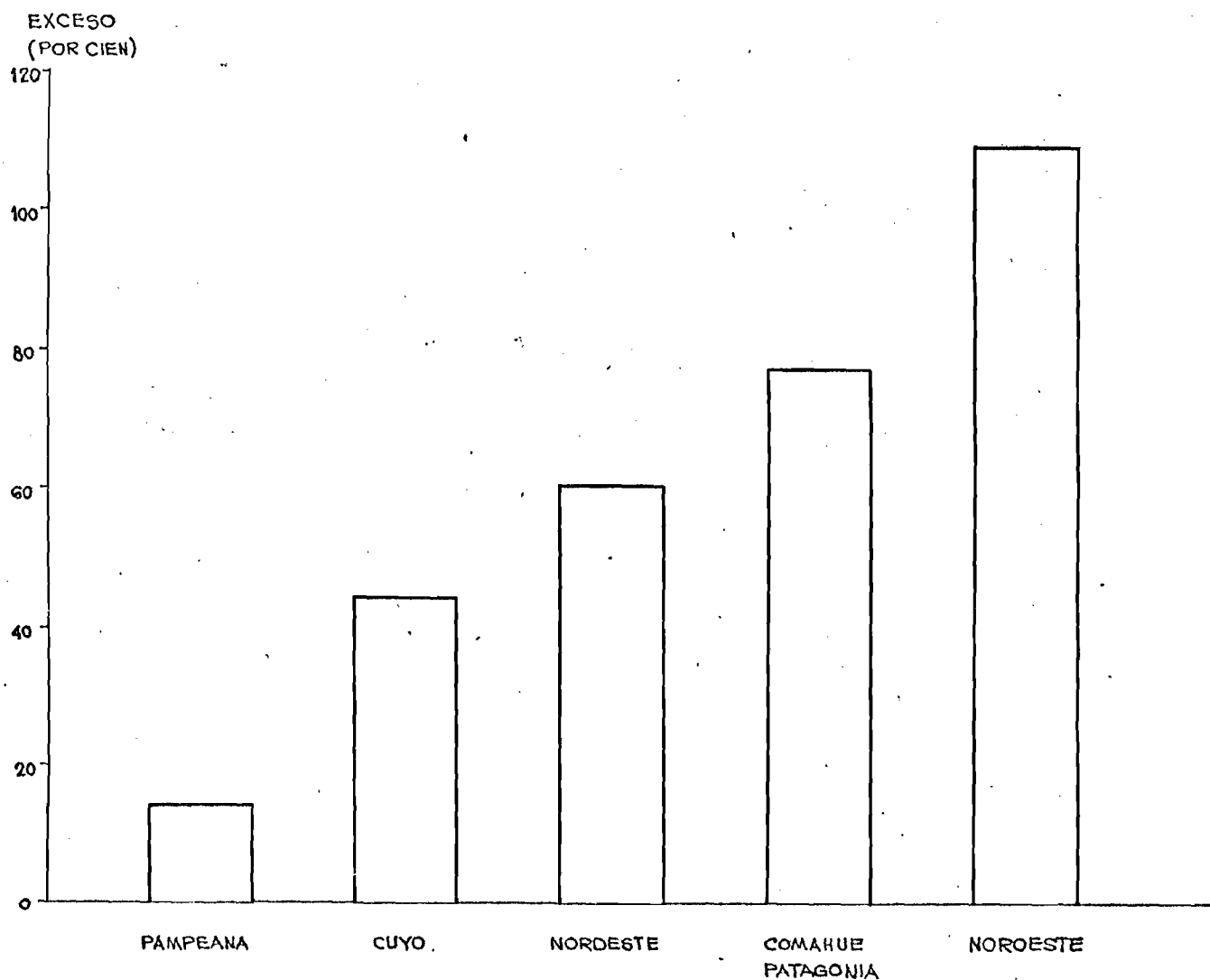
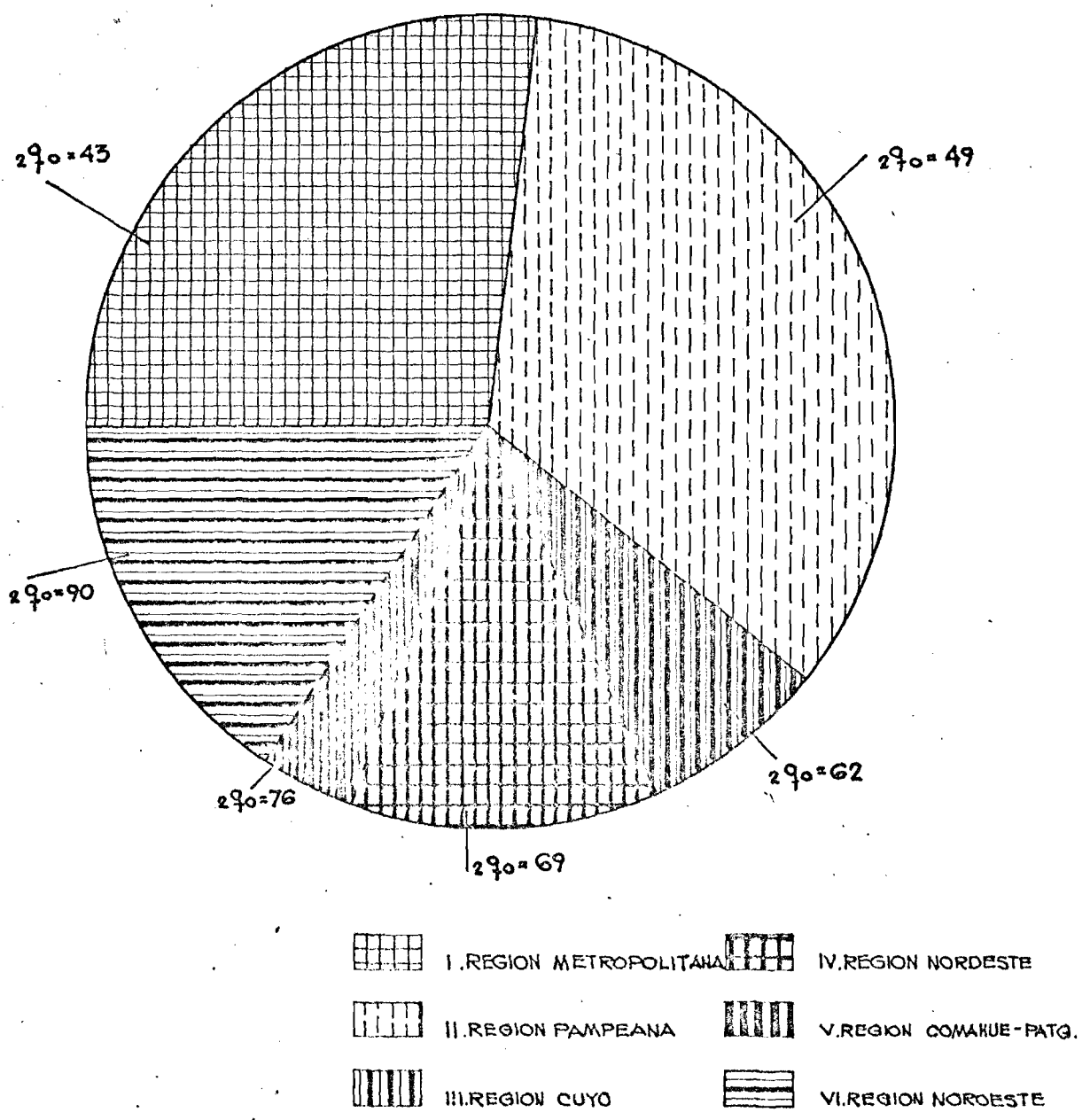


GRAFICO 4

DISTRIBUCION RELATIVA DE LOS NACIMIENTOS SEGUN REGIONES GEOGRAFICAS _ ARGENTINA 1965-1966



FUENTE : CUADRO 8

El 61 por ciento de los nacimientos vivos anuales del país, acontecen en las áreas privilegiadas: Región Metropolitana y Pampeana, donde los niveles de mortalidad son inferiores al 49 por mil. No obstante, aún prevalecen zonas de alta mortalidad como la conformada por la Regiones Noroeste, Comahue-Patagonia y Nordeste, donde ocurren el 31,7 por ciento de los nacimientos con riesgos de morir para el menor de dos años superiores al 69 por mil.

Es necesario destacar que los contrastes observados en la mortalidad en estudio, cuya magnitud se expresa en el cuadro 8, ponen en evidencia en primer lugar, la persistencia de grandes desequilibrios regionales en las condiciones de vida de la población y en segundo término, la necesidad de reducir los niveles de mortalidad en aquéllas regiones donde prevalece el deterioro de las condiciones materiales de existencia y la insuficiencia de servicios en el área de salud.

Las diferencias encontradas entre las regiones son consistentes con la estructura de la mortalidad temprana que se dio históricamente en la Argentina.

La probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad está en descenso desde principios de este siglo. En el siguiente cuadro pueden apreciarse los descensos producidos entre las fechas para las que se confeccionarán tablas de vida:

Período	Probabilidad de morir (por mil)
1913-1915	148,6
1946-1948	78,1
1959-1961	62,1
1965-1966*	57,9

Fuente: Somoza, J., La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960. Editorial del Instituto, Argentina, 1971.

Las tablas de vida regionales confeccionadas por Somoza ^{16/} correspondientes a distintas épocas para Argentina permiten comparar la estructura de la mortalidad en el menor de dos años en su evolución histórica.

Si bien la composición de las regiones ^{17/} consideradas por este autor no coinciden estrictamente con la utilizada en el presente estudio, comprenden a las provincias de mayor población dentro de cada subdivisión regional. De lo dicho se desprende que la comparación a realizar es objetable pero es la única posible dada la información disponible.

En el gráfico 5 se presenta la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años según las regiones consideradas por Somoza para diversos períodos.

En el mismo se puede observar:

1. La mortalidad en estudio ha descendido desde el bienio 1913-1915, en todas las regiones consideradas. La región que manifiesta un descenso más sostenido es la noroeste.
2. Los diferenciales interregionales en la mortalidad del menor de dos años, se han reducido o a lo sumo se mantuvieron estables, como en el caso de la región noroeste versus Cuyo, entre las fechas consideradas.
3. Las regiones se ubican en el mismo orden diferencial de mortalidad desde 1913-1915 que el encontrado al realizar el presente estudio.

^{16/} Somoza, Jorge, op.cit.

^{17/} Composición de las regiones según Somoza:

REGION BUENOS AIRES: Capital Federal y Provincia de Buenos Aires.

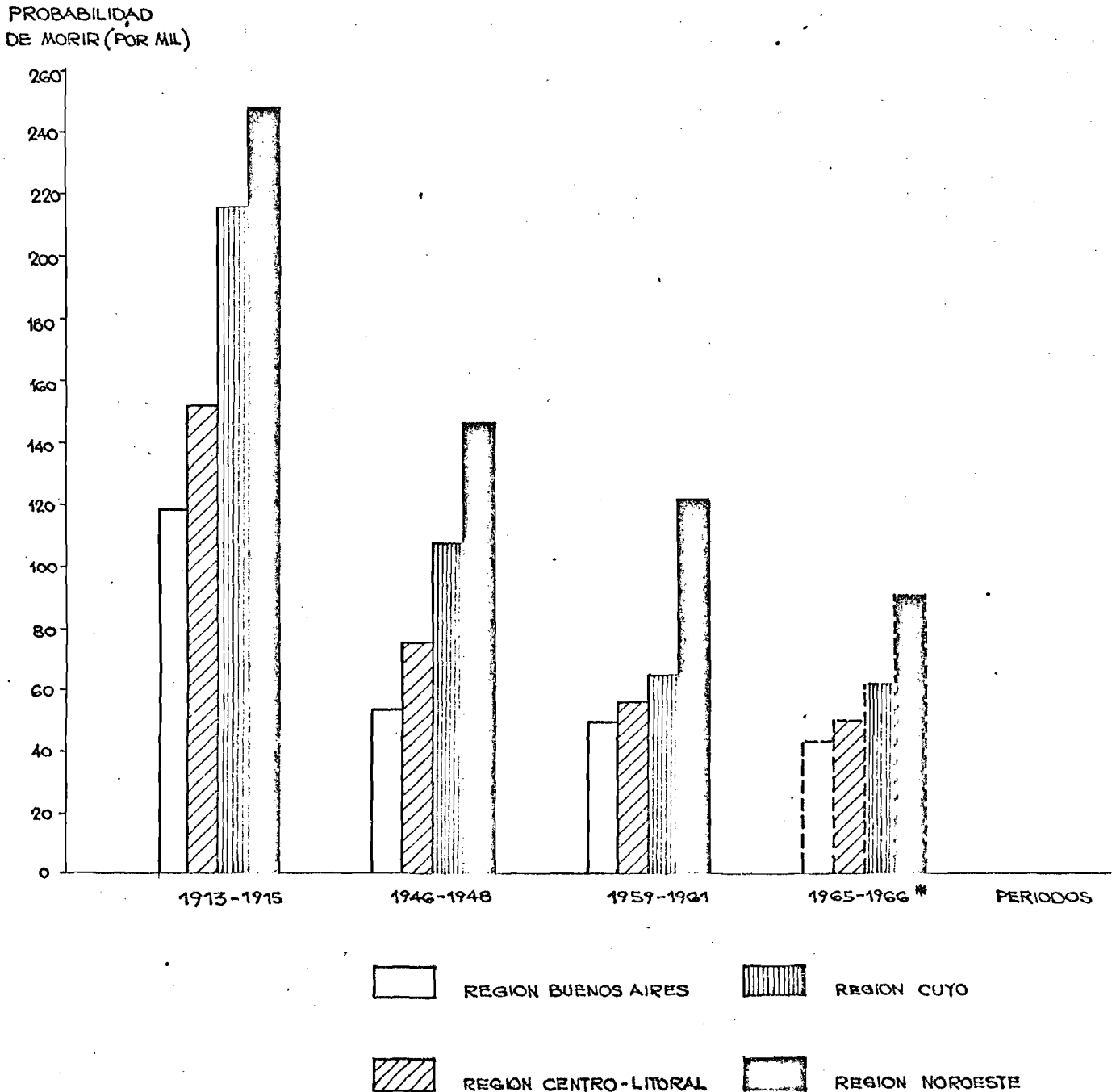
REGION CENTRO LITORAL: Entre Ríos, Córdoba y Santa Fé.

REGION CUYO: San Juan y San Luis.

REGION NOROESTE: Jujuy, Salta y Tucumán.

GRAFICO 5

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y
 LOS DOS AÑOS DE EDAD PARA DIVERSOS PERIODOS,
 SEGUN REGIONES GEOGRAFICAS ARGENTINAS



FUENTE : SOMOZA, JORGE, opus cit.

* ESTIMACION DE ESTE ESTUDIO

En resumen, los diferenciales regionales descritos para 1965-1966, en la probabilidad de morir antes de los dos años de edad, a partir del nacimiento, han estado condicionados históricamente, por los diferentes niveles de mortalidad que presentaban las regiones ya en la primera década de este siglo.

3. Mortalidad en el menor de dos años según el nivel de educación de la mujer.

Se ha señalado ya en forma sucinta la incidencia de la estructura económico-social de la comunidad en que el niño vive sobre la mortalidad a la que está expuesto y la conveniencia de utilizar el nivel de instrucción de las madres como indicador del nivel de vida.

Como se verá en el análisis que sigue, el nivel de instrucción de la mujer determina diferenciales en el riesgo de morir aún mayores que los ya descritos.

En el cuadro 9 y gráfico 6 se presenta la mortalidad en estudio por tramos de nivel de instrucción para el total del país y en el mismo cuadro se indica la magnitud de los contrastes entre grupos socioeconómicos.

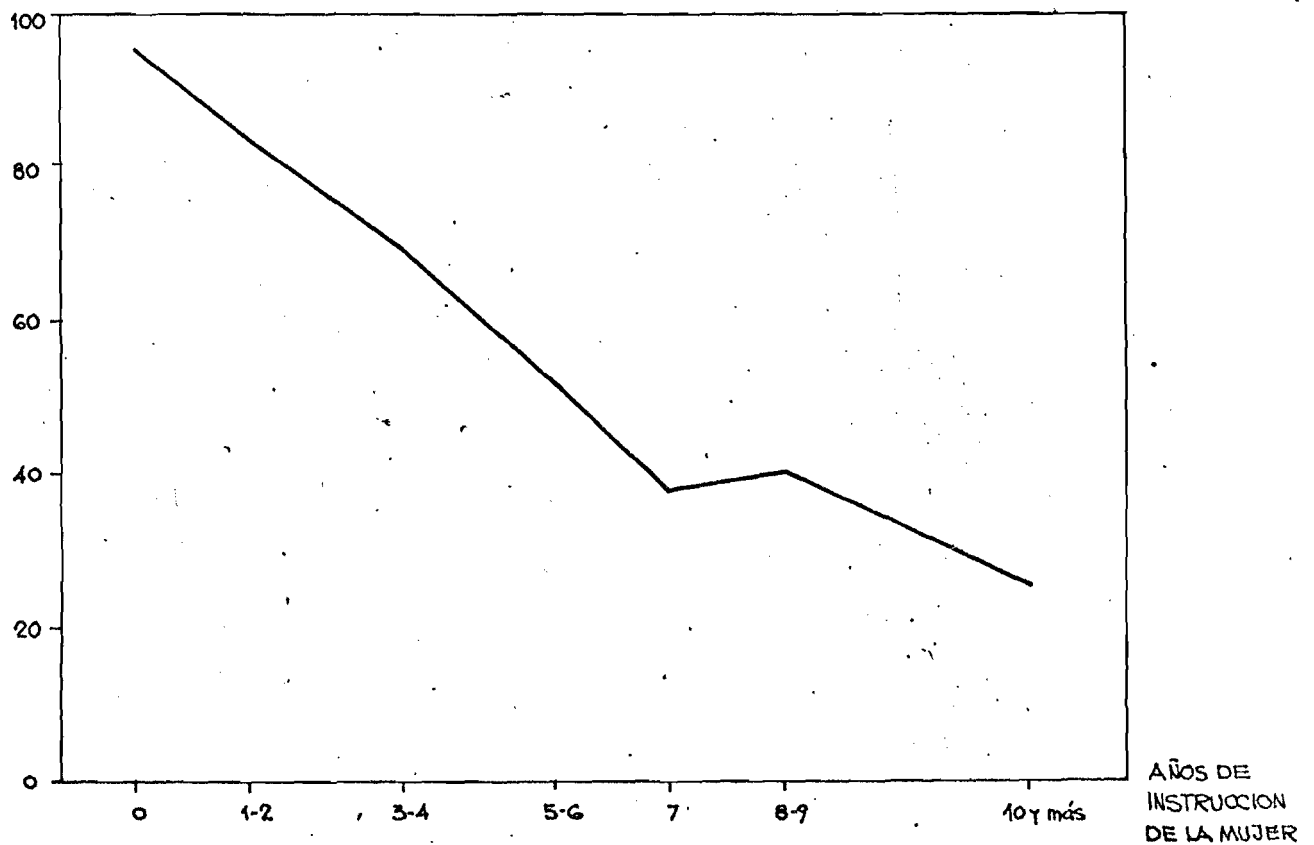
Cuadro 9

COMPARACION DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR NIVELES DE EDUCACION DE LA MUJER, ARGENTINA, 1965-66

Años de instrucción	Probabilidad de morir (por mil)	Mortalidad del grupo
		Mortalidad del grupo 10 y más
0	95	3,6
1-2	83	3,2
3-4	70	2,7
5-6	52	2,0
7	38	1,5
8-9	41	1,6
10 y más	26	1,0

PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LOS DOS AÑOS DE EDAD, POR NIVEL DE INSTRUCCION DE LA MUJER. ARGENTINA 1965-1966

PROBABILIDAD DE MORIR (POR MIL)



Las estimaciones descienden marcadamente a medida que aumentan los años de instrucción, variando desde 95 por mil en los hijos de mujeres analfabetas a 26 por mil en las mujeres de mayor instrucción, lo que representa una mortalidad casi cuatro veces menor en este grupo.

El único caso en que no se presentan diferencias significativas es entre las mujeres con siete años y las que tienen entre 8 y 9 años de educación. Si exceptuamos la comparación entre estos dos grupos, se observa que la magnitud de las diferencias absolutas de la mortalidad tiende a reducirse entre los grupos de mayor instrucción.

En el cuadro 10 se compara la sobremortalidad del grupo sin instrucción con respecto al grupo de 10 y más años de educación, calculada en este estudio, con estimaciones similares efectuadas para países seleccionados de América Latina.

Cuadro 10

CONTRASTES DE LA PROBABILIDAD DE MORIR EN LOS DOS PRIMEROS AÑOS DE LA VIDA, A PARTIR DEL NACIMIENTO, ENTRE GRUPOS EXTREMOS DE EDUCACION, PAISES LATINOAMERICANOS SELECCIONADOS, ALREDEDOR DE 1965-1970

Países	Probabilidad de morir (por mil)	Años de instrucción de la mujer		Mortalidad del grupo 0 grupo 10 y más
		Ninguno	10 y más	
Argentina 65-66	58	95	26	3,6
Paraguay 67-68	75	104	27	3,9
Costa Rica 68-69	81	125	33	3,8
Colombia 68-69	88	126	32	3,9
Chile, 65-66	91	131	46	2,8
Rep. Dom. 70-71	123	172	54	3,2
Ecuador 69-70	127	176	46	3,8

Fuente: Behm y colaboradores: Serie de estudios nacionales sobre Mortalidad en los primeros años de la vida en los países de América Latina, CELADE, 1976-77.

Es interesante destacar dos aspectos que surgen del análisis del citado cuadro:

- a) Las diferencias proporcionales entre grupos extremos de instrucción no varían significativamente entre los países, aunque los niveles de mortalidad son marcadamente diferentes, y
- b) los contrastes entre clases o grupos socioeconómicos se mantienen aún en los países de mayor desarrollo en América Latina.

En la Argentina, a pesar de ubicarse entre los países con menores niveles de mortalidad, las diferencias son tan fuertes como en los demás países, por efecto de las grandes desigualdades en la distribución del ingreso y en los niveles de vida que aún existen.

Finalmente, de todo lo dicho se concluye que la pertenencia o determinado nivel socioeconómico es el factor dominante en la diversidad de niveles de mortalidad encontrados en este estudio.

VI. CONCLUSIONES

Utilizando como única información las dos preguntas hechas en el censo de población de 1970 (hijos tenidos e hijos sobrevivientes), la metodología utilizada ha permitido estimar la mortalidad en los primeros dos años de la vida y caracterizar sus diferencias según variables geográficas y socioeconómicas, para el bienio 1965-66 en la Argentina.

A pesar de las limitaciones de los datos básicos se han obtenido resultados coherentes que identifican algunos factores que están asociados a una mayor mortalidad.

Se comprobó que aunque la Argentina se ubica entre los países más privilegiados de América Latina en cuanto al valor que alcanza la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años, en el período 1965-66, este nivel promedio esconde marcadas diferencias internas que son la expresión de las desigualdades socioeconómicas existentes.

También fue posible evaluar que de las variables independientes consideradas, la que está más estrechamente asociada con la mortalidad temprana del niño es la educación de la madre, que se ha interpretado como un indicador de la condición socioeconómica-cultural del hogar en que el niño nace, ya que es el factor que determina los mayores diferenciales encontrados.

Al introducir el concepto epidemiológico de "expuestos al riesgo", se ha cuantificado la población expuesta a los distintos riesgos de morir según la región en que ha nacido, adquiriendo mayor significación los contrastes de mortalidad resultantes.

Los rasgos más importantes del estudio de la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad son los siguientes:

1. La probabilidad de morir antes de cumplir los dos años de edad, a partir del nacimiento, alcanza 58 por mil en el total del país. Este riesgo es relativamente bajo respecto a otros países latinoamericanos pero todavía es excesivo si se lo compara con valores semejantes de países más avanzados. Este hecho confirma que aún resta un amplio campo de reducción de la mortalidad en edades tempranas (cuadro 5).
2. Las provincias presentan claros diferenciales en el nivel de esta mortalidad (cuadro 7). La capital Federal y la provincia de Buenos Aires ostentan la menor mortalidad (36 por mil y 44 por mil, respectivamente), mientras que dos provincias del Noroeste alcanzan los mayores niveles: Salta y Jujuy (104 por mil y 135 por mil).
3. Considerando los agrupamientos de provincias en regiones, resultan también marcados contrastes en la mortalidad en estudio.

La región Metropolitana y la Pampeana constituyen las de menor mortalidad (43 por mil y 49 por mil). La región Cuyo mantiene una mortalidad próxima al promedio (62 por mil) y las regiones Nordeste y Comahue superan ampliamente la media nacional con 69 por mil y 76 por mil respectivamente.

Donde la mortalidad en el menor de dos años alcanza valores más elevados es en la región Noroeste (90 por mil), lo que implica un exceso porcentual de 109 por ciento con respecto al Area Metropolitana (cuadro 8).

4. Para cada región se ha estimado la población expuesta, constituida por los nacidos vivos promedio del bienio 1965-1966. En las regiones en que la mortalidad supera el 69 por mil, se estima que ocurren anualmente 32 por ciento del total de nacimientos vivos del país. La mayor proporción de nacimientos -61 por ciento- acontecen en las regiones con mortalidad inferior al 50 por mil: Metropolitana y Pampeana (cuadro 8).

5. El nivel de instrucción de la mujer -considerado como indicador del nivel de vida del hogar- aparece como el factor que determina mayores diferenciales en el nivel de la mortalidad en estudio. Este alcanza 95 por mil en los hijos de mujeres sin instrucción y desciende casi linealmente a 26 por mil en los hijos de mujeres que superaron los 10 años de educación (cuadro 9).
6. La sobremortalidad del grupo sin instrucción con respecto al grupo 10 y más años de educación encontrado en Argentina (3,6) difiere poco de las estimaciones similares efectuadas para otros países de América Latina en donde los niveles de la mortalidad en el menor de dos años son mucho mayores (cuadro 10).

Los resultados de la presente investigación, si bien constituyen estimaciones mínimas de la probabilidad de muerte en el menor de dos años, permiten rescatar dos conclusiones fundamentales:

- a) La Argentina todavía tiene posibilidades, si se implementan las medidas necesarias, de reducir su nivel de mortalidad en la niñez temprana ya que resta un amplio campo a recorrer para alcanzar los niveles de los países más avanzados.
- b) Las diferencias internas encontradas en los niveles de esta mortalidad según agrupaciones geográficas y condiciones socioeconómicas, denotan la urgencia y la factibilidad real de reducir los riesgos de morir en los niños pertenecientes a los sectores más postergados dado que en las zonas y estratos privilegiados ha sido posible alcanzar niveles muy inferiores.

ANEXO I

EJEMPLO DE APLICACION DEL METODO DE SULLIVAN PARA ESTIMAR
LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ A PARTIR DE LA PROPORCION
DE HIJOS FALLECIDOS

1. Método de Sullivan (Cuadro 1 A)

Los datos básicos son los siguientes:

- 1) Mujeres que declararon hijos tenidos y sobrevivientes, agrupadas en intervalos quinquenales de edades (i) entre 20 y 34 años ($i = 2$ para 20-24, $i = 3$ para 25-29, $i = 4$ para 30-34).
- 2) Total de hijos tenidos nacidos vivos, por las mujeres de cada intervalo i de edades (HNV_i).
- 3) Total de hijos sobrevivientes al momento del censo de los tenidos por mujeres de cada intervalo i (HS_i).

A partir de estos datos se obtiene:

- 4) Proporción de hijos fallecidos (D_i) del total de hijos tenidos para cada intervalo i según:

$$D_i = 1 - \frac{HS_i}{HNV_i}$$

- 5) Paridez media para los grupos $i = 2$ e $i = 3$ (P_2 y P_3) siendo en el presente ejemplo para el total del país:

$$P_2 = \frac{HNV_2}{\text{Mujeres de edad 20-24}} = \frac{11\ 697}{14\ 603} = 0,80100$$

$$P_3 = \frac{HNV_3}{\text{Mujeres de edad 25-29}} = \frac{23\ 758}{14\ 348} = 1,65584$$

- 6) El cociente $P_2/P_3 = 0,80100/1,65584 = 0,48374$

7) El multiplicador K_i que se obtiene mediante la siguiente relación:

$$K_i = a_i + b_i \left(\frac{P_2}{P_3} \right)$$

Sullivan presenta una tabla de valores de a_i y b_i para las cuatro familias de las tablas modelo de mortalidad de Coale-Demeny. Para el modelo oeste, utilizado en este estudio son:

i	a_i	b_i
2	1,30	-0,54
3	1,17	-0,40
4	1,13	-0,33

En el presente ejemplo K_i de la siguiente forma:

$$K_2 = 1,30 - 0,54 (0,48374) = 1,03878$$

$$K_3 = 1,17 - 0,40 (0,48374) = 0,97650$$

$$K_4 = 1,13 - 0,33 (0,48374) = 0,97037$$

8) La estimación final de ${}_x q_0$ se obtiene de la siguiente relación:

$${}_x q_0 = K_i \cdot D_i$$

en la cual los valores x (edad del hijo) e i (grupo de edad de la mujer) se relacionan como sigue:

$${}_2 q_0 = K_2 D_2 ; \quad {}_3 q_0 = K_3 D_3 ; \quad {}_5 q_0 = K_4 D_4$$

Ajuste de las ${}_xq_0$ observadas

- 9) Para cada ${}_xq_0$ observada se obtiene el número de sobrevivientes a la edad exacta x , mediante la relación:

$$l_x = 1 - {}_xq_0$$

que se deriva de

$${}_xq_0 = \frac{l_0 - l_x}{l_0} = 1 - l_x \quad \text{para } l_0 = 1$$

- 10) Se calcula, por interpolación lineal en las tablas modelo de Coale-Demeny, para ambos sexos, para el mismo modelo utilizado en el método de Sullivan, el nivel de la tabla correspondiente a cada l_x .
- 11) Se obtiene un promedio aritmético de los niveles encontrados para l_2 , l_3 y l_5 . En este ejemplo el nivel medio es 19,57592.
- 12) Con este nivel medio se obtienen de la misma tabla, por interpolación lineal, los valores l_x y los correspondientes ${}_xq_0$ ya ajustados.

Cuadro 1 A

METODO DE SULLIVAN: ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE MORIR ENTRE EL NACIMIENTO Y LAS EDADES EXACTAS X = 2, 3 Y 5 AÑOS. TOTAL DEL PAIS. ARGENTINA, MUESTRA DEL CENSO DE 1970

Edad de la mujer	Intervalo de edad i	Mujeres con declaración	Hijos nacidos vivos (HNVi)	Hijos sobrevivientes (HSi)	Paridez media (Pi)
20-24	2	14 603	11 697	10 950	0.80100
25-29	3	14 348	23 758	22 382	1.65584
30-34	4	13 997	33 317	31 209	2.38030

	Proporción hijos fallecidos (Di)	Multiplicador (Ki)	Edad del hijo (x)	Probabilidad de morir (x ^{qo})
20-24	0.06386	1.03878	2	0.06634
25-29	0.05792	0.97650	3	0.05656
30-34	0.06327	0.97037	5	0.06140

Sobrevivientes (lx)	Nivel equivalente en Coale-Demeny	Para el nivel medio	
		Sobrevivientes (lx)	x ^{qo} ajustadas
93 366	18.93759	94 212	0.05788
94 344	19.91804	93 847	0.06153
93 860	19.87213	93 383	0.06617

Nivel medio= 19.57592

$$P_2/P_3 = 0.80100/1.65584 = 0.48374$$

A N E X O 2

METODO PARA COMPARAR LAS ESTIMACIONES DE ${}_2q_0$ CON
DATOS ORIGINADOS EN LAS ESTADISTICAS VITALES

El método consiste en calcular ${}_2q_0$ para los años 1965 y 1966 a partir de los nacidos vivos y las defunciones de menores de un año y de un año de edad registrados en el país en el período de referencia.

Se parte de la relación

$$q_x = 1 - p_x$$

donde p_x es la probabilidad que tiene una persona de edad exacta x de sobrevivir un año. Ella se obtiene, de acuerdo al procedimiento de Greville, por medio de:

$$p_x = {}_4p_x \cdot {}_4p_x$$

siendo

$${}_4p_x = \frac{N'_x}{E_x}$$

$${}_4p_x = \frac{E_{x+1}}{N''_x}$$

Para el año 1965, por ejemplo se definen:

N'_x = Número de personas de edad comprendida entre x y $x+1$ al 1° de enero de 1966.

N''_x = Número de personas de edad comprendida entre x y $x+1$ al 1° de enero de 1965.

E_x = Número de personas que alcanzan la edad x durante el año 1965.

${}_4p_x$ = Probabilidad que tiene un individuo que alcanza la edad x en el año 1965 de llegar con vida al término del año en que cumple esa edad.

${}_4p_x$ = Probabilidad que tiene una persona que tiene la edad x al 1° de enero de 1965 de sobrevivir hasta la edad $x+1$.

Para el cálculo de estas probabilidades se partió de los nacimientos registrados corregidos en los años 1963 a 1966 y de las defunciones por años simples en menores de dos años.

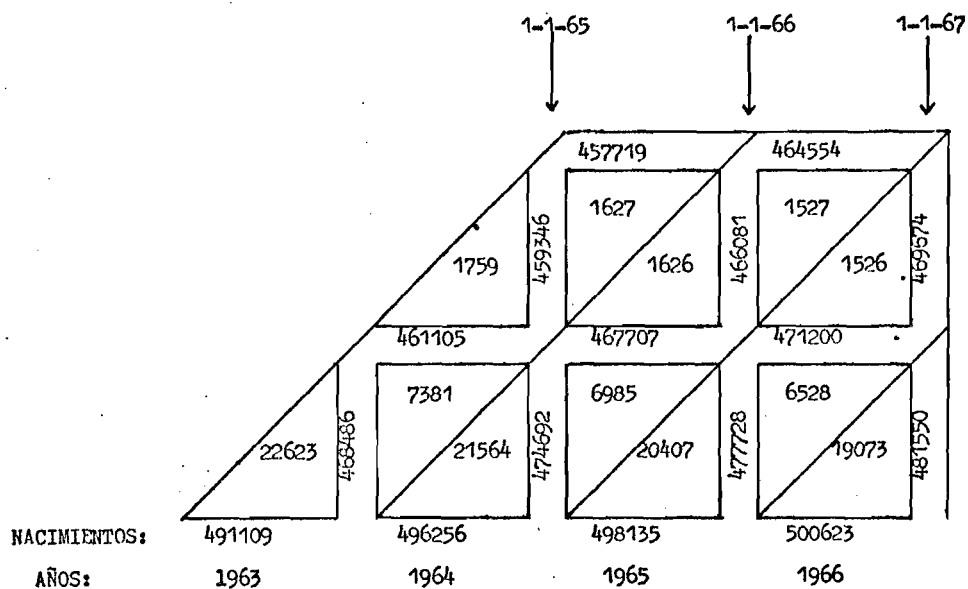
Dado el cambio de criterio en la elaboración de los datos referidos a nacimientos a partir del año 1965 - se registraron sólo los nacimientos ocurridos en el año, excluyendo los registros tardíos - fue necesario corregir los nacimientos registrados en los años 1965 y 1966. El procedimiento utilizado fue el de ajustar gráficamente las tasas brutas de natalidad para estos años en base a la serie de tasas anuales de 1960 a 1966 y a las tasas de natalidad quinquenales estimadas en la hipótesis recomendada de la Proyección de Población 1950-2000 hecha por CELADE para la Argentina. Una vez ajustadas las tasas de natalidad correspondientes a 1965 y 1966, se corrigieron los nacimientos relativos a esos años. Ver gráfico 7.

Las muertes bajo un año se descompusieron utilizando el factor de separación derivado de la tabla de vida confeccionada para la Argentina para el trienio 1959-61 ^{18/}, dado que la mortalidad infantil casi no desciende en la década 1960-70.

Años	f_0
1963 a 1966	0,255

Para las defunciones de un año, $f_1 = 0,50$. Restando las respectivas defunciones a los nacimientos de cada año, se calcularon los sobrevivientes para las edades y fechas requeridas, como puede verse en el siguiente diagrama de Lexis:

18/ Camisa, Zulma, op.cit.



Así, en la última columna del siguiente cuadro se obtuvo:

$${}_2q_0 = 1 - {}_2p_0 = 1 - {}_1p_0 \cdot {}_1p_1$$

Edad	${}_x p_x$	${}_d p_x$	p_x	l_x	${}_x q_0$
1965					
0	0,95903	0,98528	0,94492	100,000	0
1	0,99652	0,99646	0,99299	94,492	0,05508
2				93,830	0,06170 = ${}_2q_0^{65}$
1966					
0	0,96190	0,98633	0,94876	100,000	0
1	0,99676	0,99672	0,99349	94,876	0,05124
2				94,258	0,05956 = ${}_2q_0^{66}$

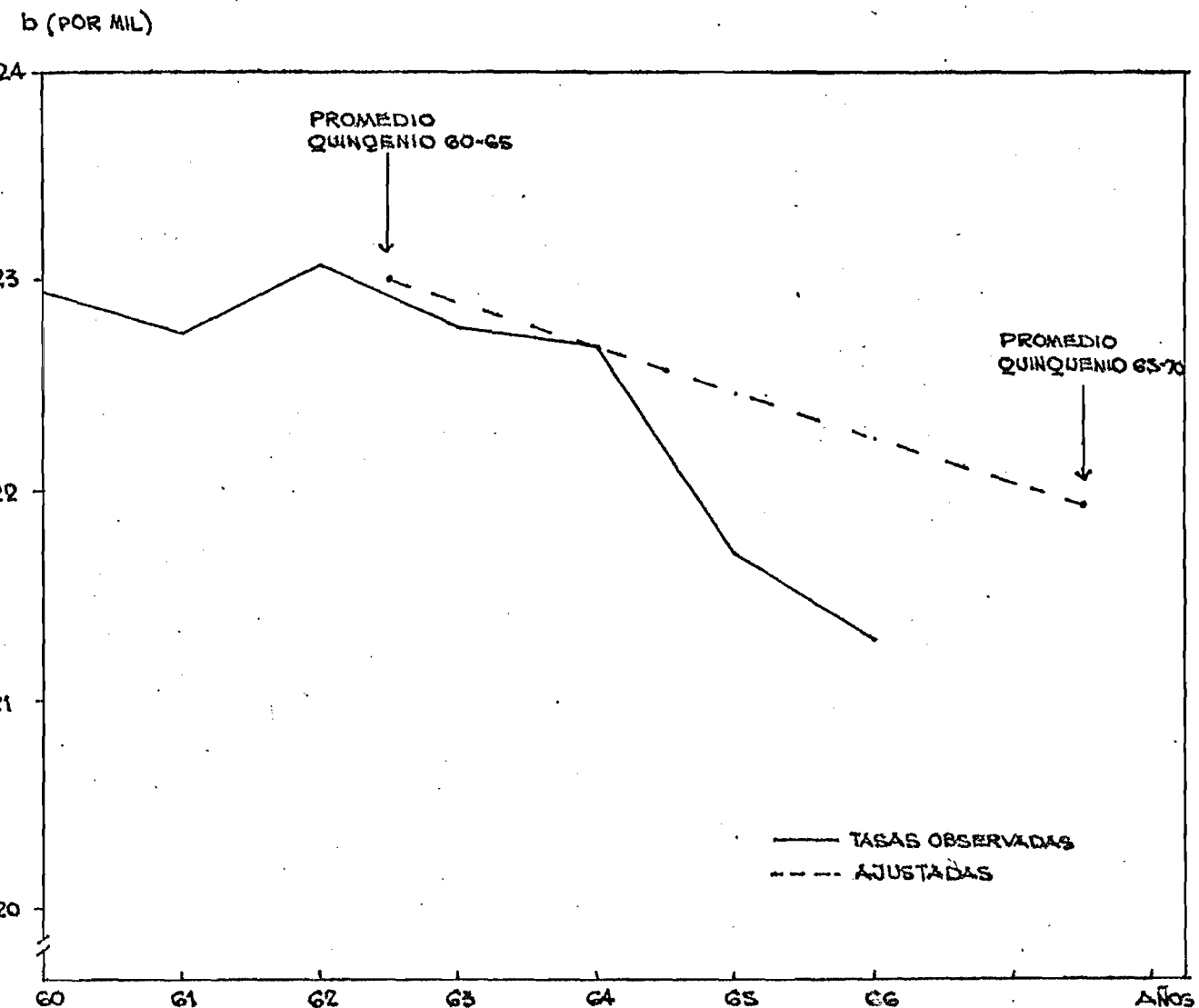
El promedio de ${}_2q_0$ para 1965-1966 es 0,05956 que comparado con el valor estimado en el presente estudio = 0,05788 indica una presunta omisión de 2,8 por ciento en la estimación por el método de Sullivan.

Esto implica que a nivel del total del país la diferencia encontrada, es poco significativo, hecho que debería ponerse a prueba a nivel de provincias en estudios futuros.

GRAFICO 7

AJUSTE DE LAS TASAS MEDIAS ANUALES DE NATALIDAD CORRESPONDIENTES A LOS AÑOS 1965-1966.

ARGENTINA



ANEXO 3

COMPARACION DE LA SERIE 1^o, 2^o, 3^o, 4^o Y 5^o DE LA
TABLA DE VIDA DE ARGENTINA 1959-61 CON LAS DE LOS
MODELOS DE MORTALIDAD DE COALE-DEMENY

A efectos de evaluar en qué medida, la estructura de la mortalidad del modelo oeste de Coale-Demeny (utilizado en este estudio) difería de la estructura de la mortalidad en los primeros años de la vida en la Argentina se realizó la comparación entre los valores q_{x_0} de la tabla de vida 1959-61 y los respectivos q_{x_0} de los cuatro modelos del citado autor.

La comparación se llevó a cabo ajustando los valores de q_{x_0} para x entre 1 y 5 años de la tabla de vida mediante cada uno de los cuatro modelos de Coale-Demeny: Norte, Sur, Este y Oeste.

El procedimiento utilizado, que se repitió para cada modelo, es el siguiente:

Para cada q_{x_0} de la tabla de vida se calcula por interpolación lineal el nivel que le corresponde en el modelo de Coale-Demeny. Luego se promedian los niveles correspondientes a 1^{q_0} , 2^{q_0} , 3^{q_0} , 4^{q_0} y 5^{q_0} a fin de obtener el nivel medio. A continuación, con este nivel medio, se hallan interpolando nuevamente en el modelo, los q_{x_0} ajustadas.

El siguiente cuadro y el gráfico 8 muestran los resultados obtenidos:

Edad x	q_{x_0} Tabla de vida 1959-61	q_{x_0} ajustadas por el Modelo			
		Oeste	Este	Norte	Sur
1	0,05761	0,05717	0,05943	0,05265	0,05793
2	0,06560	0,06398	0,06516	0,06231	0,06492
3	0,06860	0,06825	0,06781	0,06916	0,06848
4	0,07036	0,07124	0,06966	0,07460	0,07055
5	0,07160	0,07363	0,07106	0,07896	0,07185

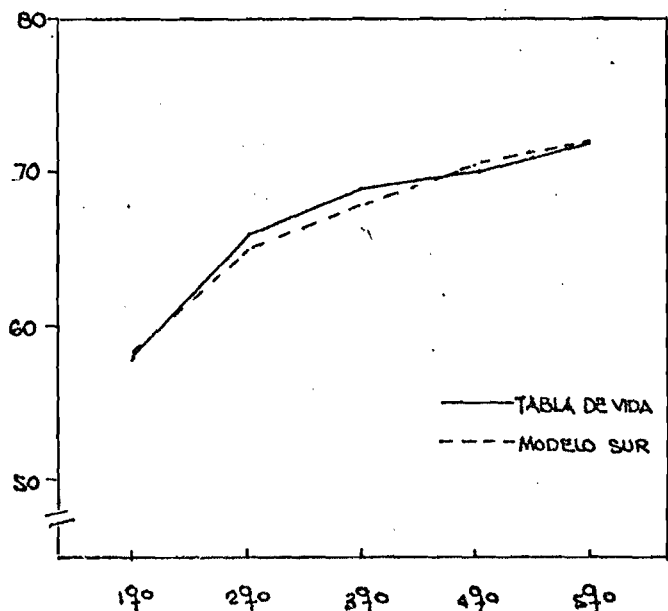
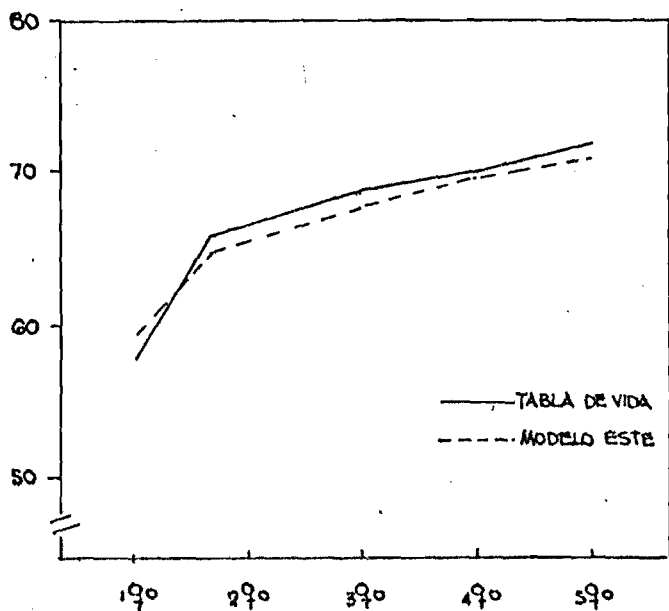
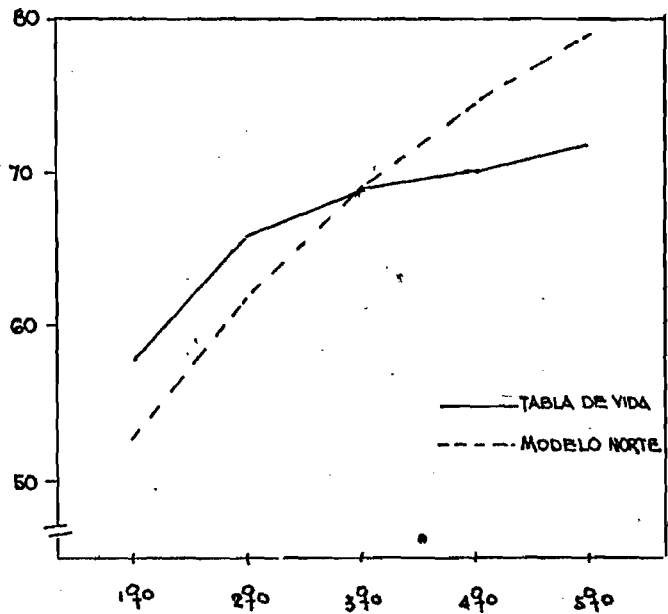
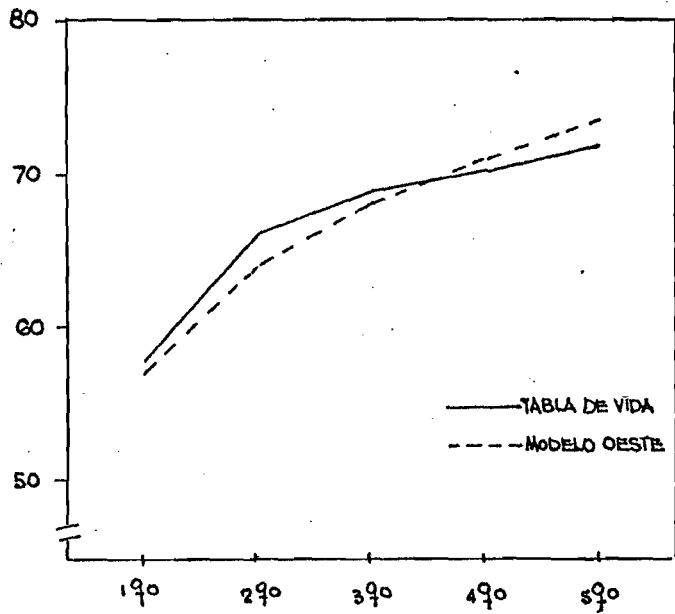
Como puede observarse, salvo el modelo norte que presenta una estructura totalmente distinta a la de la tabla de vida de Argentina, ninguno de los otros modelos difiere marcadamente de los valores observados.

El modelo Oeste, utilizado en este estudio, produce una pequeña subestimación del ${}_2q_0$ observado al ajustarlo.

Si partimos del supuesto de que la estructura de la mortalidad en los primeros años de la vida no tuvo modificaciones importantes en la Argentina, entre 1960 y la fecha a la cual se refieren las estimaciones, se puede afirmar que la utilización del modelo oeste de Coale-Demeny no provoca alteraciones que desvirtúen la aplicabilidad del método.

GRAFICO 8

COMPARACION ENTRE LAS xq_0 DE LA TABLA DE VIDA 1960 Y LAS xq_0 AJUSTADAS POR LOS CUATRO MODELOS DE COALE-DEMENY. ARGENTINA 1959-1961



FUENTES: TABLA DE VIDA DE ARGENTINA 1959-61, CAMISA, ZULMA, opus cit.

COALE-DEMENY, REGIONAL MODEL LIFE TABLES AND STABLE POPULATION, PRINCETON UNIVERSITY PRESS, NEW JERSEY, 1966.

BIBLIOGRAFIA

- Accinelli, M. y Müller María, Un hecho inquietante: la evolución reciente de la mortalidad en la Argentina, Centro de Estudios de Población, 1977 (Inédito).
- Arruñada, María M., Rothman, Ana María y Segré, Malvina, Diferenciales socioeconómicos de la mortalidad infantil, Argentina, 1977, (Inédito).
- Behm, Hugo, Estudios nacionales sobre La mortalidad en los primeros años de la vida en América Latina, CELADE, San José, Costa Rica, 1976-1977.
- Brass, William, Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad), CELADE, Serie DS, N° 9, San José, Costa Rica, 1973.
- Brass, William, Métodos de Análisis y Estimación, CELADE, Serie D, N° 63, 1970
- Camisa, Zulma C., Tabla Abreviada de mortalidad, República Argentina, 1946-1948, CELADE, Serie C/18, Chile
- Camisa, Zulma C., Argentina: Evaluación y Ajuste del Censo de Población de 1960 por sexo y edad y tabla abreviada de mortalidad, 1959-61, CELADE, Serie C/32, Chile.
- Coale-Demeny, Regional Model Life Tables and Stable Population, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966.
- Hechos Demográficos 1961-66, Tomo 1, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Argentina.
- Naciones Unidas, Anuario Demográfico 1974, ST/ESA/STAT/SER R/3.
- Organización Panamericana de la Salud, Las condiciones de la salud en las Américas, 1965-68, Publicación científica N° 207, setiembre, 1970.
- Organización Panamericana de la Salud, III Reunión Especial de Ministros de Salud de las Américas, documento oficial N° 123, setiembre, 1973.

- Pantelides, Edith, Los datos para el estudio de la fecundidad en la Argentina, Serie de Investigaciones Demográficas N° 2, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Argentina.
- Schkolnik, Susana, Mortalidad infantil en la Argentina, Serie de Investigaciones Demográficas N° 3, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Argentina, 1975.
- Soliz Sanchez, Augusto, América Central: Estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil, CELADE, Serie C, N° 1003, San José, Costa Rica, 1976.
- Somoza, Jorge, La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960, Editorial del Instituto, Argentina, 1971.
- Sullivan, J.M., Models of the Estimation of the Probability of Dying, between Birth and Exact Ages of Early Childhood, Population Studies, Vol. 26, N° 1, marzo 1972.
