

ISSN 0327-9111

CASTAÑARES

(Cuadernos del I. I. E.)

CUADERNO Nº 10

AÑO VI

Junio de 1998

TRES ENSAYOS SOBRE EL DESCENSO DE LA MORTALIDAD

Jorge A. Paz

UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS, JURIDICAS Y SOCIALES
INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONOMICAS

Buenos Aires 177

4400 Salta

Argentina

(119-7380 (2E))

1. [Illegible text]

2. [Illegible text]

3. [Illegible text]

4. [Illegible text]

5. [Illegible text]

6. [Illegible text]

ISSN 0327-9111

CASTAÑARES
(Cuadernos del I. I. E.)

CUADERNO Nº 10

AÑO VI

Junio de 1998

TRES ENSAYOS SOBRE EL DESCENSO DE LA
MORTALIDAD

Jorge A. Paz (*)

(*) Investigador del CONICET y Profesor Adjunto de Economía III, Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales, Universidad Nacional de Salta.

CASTAÑARES
(Cuadernos del I. I. E.)

Comité Editorial:

Eduardo David Antonelli

Eusebio Cleto del Rey

Lidia Rosa Elías de Dip

NOTA: Los datos, ideas y opiniones vertidos en este trabajo pertenecen al autor.
El Instituto de Investigaciones Económicas no se responsabiliza por ellos.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS, JURÍDICAS Y SOCIALES
INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS
Buenos Aires 177
4400 Salta
Argentina

ÍNDICE GENERAL

| | |
|--|-----------|
| Resumen | 7 |
| Presentación | 9 |
| I.- Evolución y determinantes de la mortalidad en la niñez (Argentina, 1980-1994) | 13 |
| I.1.- Introducción | 13 |
| I.2.- Datos y metodología | 14 |
| I.2.1.- Datos | 14 |
| I.2.2.- Metodología | 16 |
| I.3.- Evolución y panorama actual | 18 |
| I.3.1.- Comparaciones internacionales | 18 |
| I.3.2.- Evolución entre 1980 y 1994 | 19 |
| I.4.- Causas de muerte | 23 |
| I.4.1.- Mortalidad infantil (${}_1M_0$) | 23 |
| I.4.2.- Mortalidad preescolar (${}_4M_1$) | 25 |
| I.5.- Determinantes socioeconómicos | 26 |
| I.5.1.- Análisis de correlación | 26 |
| I.5.2.- Análisis de regresión | 27 |
| I.6.- Fuentes del cambio | 29 |
| I.7.- Hechos sobresalientes | 31 |
| Anexo I.1: Tablas | 33 |
| Anexo I.2: Gráficos | 37 |
| II.- Longevidad y sobrevida infantil. | 41 |
| Transición y convergencia | 41 |
| II.1.- Introducción | 41 |
| II.2.- Marco conceptual | 43 |
| II.2.1.- Transición demográfica y convergencia: contactos | 43 |
| II.2.2.- Más sobre la hipótesis de la convergencia | 44 |
| II.3.- Metodología y datos | 47 |

| | |
|------------------------------------|----|
| II.3.1.- Metodología | 47 |
| II.3.2.- Datos | 49 |
| II.4.- Resultados | 50 |
| II.4.1.- Sección cruzada de países | 50 |
| II.4.1.1.- Modelos | |
| de convergencia absoluta | 52 |
| II.4.1.2.- Modelos | |
| de convergencia condicional | 53 |
| II.4.2.- El caso de Argentina | 54 |
| II.5.- Consideraciones finales | 56 |
| Anexo II.1: Tablas | 59 |
| Anexo II.2: Gráficos | 63 |

III.- Pérdida económica de la mortalidad en los primeros años de vida (Argentina, 1990)

| | |
|--|----|
| III.1.- Introducción | 65 |
| III.2.- La mortalidad en la niñez | |
| en la Argentina: resumen | 66 |
| III.3.- Método de cálculo y fuente de datos | 67 |
| III.3.1.- Cálculo de la PEME | 69 |
| III.3.2.- Los datos para Argentina | 71 |
| III.4.- Resultados: presentación y discusión | 72 |
| III.5.- Consideraciones finales | 76 |

Bibliografía

79

ÍNDICE DE CUADROS, TABLAS Y GRÁFICOS

CUADROS Y TABLAS

I.- Evolución y determinantes de la mortalidad en la niñez (Argentina, 1980-1994)

| | |
|---|----|
| CUADRO I.1: Indicadores de integridad y calidad de los datos. Argentina (y regiones) y países seleccionados a principios de los '80 | 16 |
| CUADRO I.2: Tasa anual de descenso (en porcentaje). Argentina, total y regiones entre 1980 y 1991 | 20 |
| CUADRO I.3: Coeficiente de correlación (Pearson) entre variables socioeconómicas y la mortalidad por edades | 26 |
| CUADRO I.4: Caída de la mortalidad postneonatal y preescolar. Regiones de la Argentina 1980-1991 | 30 |
| TABLA I.1: Coeficientes estimados para la mortalidad por edad. Argentina: 1980 y 1991. | 33 |
| TABLA I.2: Coeficientes estimados para la mortalidad por causas. Argentina: 1980 y 1991. | 34 |
| TABLA I.3: Coeficientes estimados para la mortalidad por edad. Argentina: Datos mancomunados. | 35 |
| TABLA I.4: Coeficientes estimados para la mortalidad infantil por causas. Argentina: Datos mancomunados. | 35 |
| TABLA I.5: Coeficientes estimados para la mortalidad preescolar por causas. Argentina: Datos mancomunados. | 35 |

II.- Longevidad y sobrevida infantil.

Transición y convergencia

| | |
|---|----|
| TABLA II.1: Medidas descriptivas de las principales variables | 59 |
| TABLA II.2: Modelo básico de convergencia absoluta | 60 |
| TABLA II.3: Modelos ampliados de convergencia | |

| | |
|---|----|
| absoluta y condicional | 60 |
| TABLA II.4: Medidas descriptivas de las principales variables Argentina, 1980/81 y 1990/92 | 61 |
| TABLA II.5: Modelos de convergencia absoluta y condicional | 61 |

III.- Pérdida económica de la mortalidad en los primeros años de vida (Argentina, 1990)

| | |
|---|----|
| CUADRO III.1: Pérdida Económica de la Mortalidad Evitable (PEME) en porcentaje del PBG, según distintos coeficientes de consumo por adulto equivalente (Jurisdicciones de la Argentina, 1990) | 73 |
| CUADRO III.2: Coeficiente de correlación (r) entre el logaritmo de la PEME y ciertos indicadores de desarrollo | 75 |

GRÁFICOS

I.- Evolución y determinantes de la mortalidad en la niñez (Argentina, 1980-1994)

| | |
|--|----|
| GRÁFICO I.1: Mortalidad infantil comparada. 1945/50-1995/00 | 37 |
| GRÁFICO I.2: Mortalidad infantil comparada. Países de América Latina 1945/50-1995/00 | 37 |
| GRÁFICO I.3: Mortalidad infantil. Regiones de Argentina, 1980-1994 | 38 |
| GRÁFICO I.4: Mortalidad preescolar. Regiones de Argentina, 1980-1994 | 38 |
| GRÁFICO I.5: Mortalidad neonatal. Regiones de Argentina, 1980-1994 | 39 |
| GRÁFICO I.6: Mortalidad postneonatal. Regiones de Argentina, 1980-1994 | 39 |

II.- Longevidad y sobrevida infantil.

Transición y convergencia

| | |
|---|----|
| GRÁFICO II.1: Ganancia en la esperanza de vida Vs. Nivel inicial. Países del mundo, 1960/65 y 1990/95 | 63 |
| GRÁFICO II.2: Ganancia en la esperanza de vida Vs. nivel inicial. Países del mundo menos ciertos africanos, 1960/65 y 1990/95 | 63 |
| GRÁFICO II.3: Ganancia en la esperanza de vida Vs. nivel inicial. Argentina, 1980/81 y 1990/92 | 64 |
| GRÁFICO II.4: Ganancia en la sobrevida infantil Vs. nivel inicial. Argentina, 1980/84 y 1990/94 | 64 |

RESUMEN

Los ensayos contenidos en este volumen tratan sobre el descenso de la mortalidad. El énfasis ha sido puesto siempre en los determinantes y las consecuencias económicas y sociales de dicho proceso.

Los aspectos analizados cubren una variedad de temas: Desde un análisis más puramente descriptivo de la transición de la mortalidad ocurrida recientemente en la Argentina; hasta la implementación y estimación de modelos empíricos representativos de los dos paradigmas teóricos dominantes en el estudio de la mortalidad.

Se usaron varios métodos estadísticos: Medidas descriptivas, algunos modelos de regresión múltiple y ciertas técnicas específicas para el cálculo de la pérdida económica debida a la mortalidad evitable. Los datos usados provinieron de Naciones Unidas (los mundiales) y de las Estadísticas Vitales y de los Censos de Población (los de Argentina).

Entre las conclusiones más importantes a las que se arriban figuran: a) el avanzado estadio de la transición de la mortalidad en la Argentina; b) su comparativamente alto nivel de la mortalidad en los primeros años de vida; y c) la convergencia mundial, regional, nacional y provincial del nivel de la mortalidad en general y de la mortalidad en la niñez en particular.

Clasificación JEL: [I1] y [J1].

Palabras clave: [ARGENTINA] [CONVERGENCIA DEMOGRÁFICA] [MORTALIDAD] [MORTALIDAD INFANTIL] [TRANSICIÓN DEMOGRÁFICA].

PRESENTACIÓN

Estos *Tres Ensayos* resumen parte de los resultados del proyecto N° 407 del Consejo de Investigación de la Universidad Nacional de Salta. En ellos se analizan con cierto detalle algunos aspectos básicos para comprender la caída de la mortalidad que se ha observado en prácticamente todos los países del mundo en los últimos años. Se ha puesto énfasis en la situación de Argentina, sus provincias y regiones.

Versiones previas de los trabajos incluidos en este volumen fueron preparadas por el autor para diversas reuniones científicas.

El primero, fue presentado en las *III Jornadas Argentinas de Estudios de la Población*, realizada en la ciudad de Santa Rosa, La Pampa, en octubre de 1995. Una versión corregida de dicho trabajo fue aceptada para su publicación en las Actas de dicha reunión. El presente difiere bastante de las anteriores, aunque conserva su espíritu.

El segundo ensayo formó parte del programa científico del *VI Seminario de Estadística Aplicada*, realizado en San José, Costa Rica, en junio de 1997. Una versión un tanto diferente de aquélla se encuentra en prensa para ser publicada en la *Revista de Ciencias Económicas* de la Universidad de Costa Rica.

El tercero y último ensayo fueron presentados en la *XXXII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, realizada en la ciudad de Bahía Blanca, Buenos Aires, en noviembre de 1997 y fue publicada en los Anales de esa reunión. La presente versión contiene varias modificaciones. Las de mayor monta fueron propuestas por los comentaristas de aquél trabajo.

El autor hace expreso su agradecimiento a las siguientes personas: Dora Celton (Universidad Nacional de Córdoba), Eusebio Cleto del Rey (Universidad

Nacional de Salta), Miguel Angel Freaza (Universidad Nacional de Misiones), Oscar Hernández (Universidad de Costa Rica), Elida Marconi y Mercedes de Méndez Alonso (Dirección de Estadísticas de Salud, Ministerio de Salud y Acción Social de la Nación), Mónica Panadeiros (Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas), David Reher (Universidad Complutense de Madrid).

Se agradece también el apoyo financiero prestado por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, por el Consejo de Investigación de la Universidad Nacional de Salta y por la Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales de esa Universidad.

Los errores u omisiones que pudiera contener este trabajo, son de exclusiva responsabilidad del autor.

I. Evolución y determinantes de la mortalidad en la niñez (Argentina, 1980-1994)

I.1.- INTRODUCCIÓN

La mortalidad en los primeros años de vida ha declinado perceptiblemente en la Argentina en los últimos quince años. Una tradición arraigada en la tesis de la transición demográfica asocia esta tendencia (observada en prácticamente todos los países del mundo) con la mejora en el nivel de vida de la población. Más específicamente, los progresos en el nivel educativo, los ingresos, la urbanización, entre otros, habrían favorecido el aumento observado en la sobrevivencia en la niñez.

La caída de la mortalidad en la Argentina no fue ni lineal ni monótona. Por el contrario, se produjo con marcadas fluctuaciones temporales y asumió características específicas en distintos grupos de la población. Es que, aparte de los factores denominados aquí socioeconómicos, el nivel de la mortalidad está determinado por fenómenos ligados a los hábitos de la población y cuya medición es muy compleja. Más aún en los estudios que, como el presente, se basan en datos agregados por jurisdicciones o unidades de análisis mayores que la familia o que el individuo.

Lo cierto es que a pesar del descenso de la mortalidad en la Argentina, persisten aún brechas demasiado importantes que justifican un examen detallado del tema, dadas, por supuesto, las limitaciones impuestas por la cantidad y calidad de los datos disponibles.

Dentro de este marco, el presente trabajo persigue dos grandes objetivos. Primero, describir la evolución de la mortalidad de los niños menores de 5 años en la Argentina entre 1980 y 1994, considerando los diferenciales por edad, sexo, región y causas de muerte. Segundo, evaluar la importancia que ciertos factores

socioeconómicos tienen para explicar las diferencias de mortalidad de ese sector de la población.

Previo al comentario de los resultados obtenidos, se discuten brevemente aspectos relacionados con los datos y con la metodología usados (Sección I.2). En la sección I.3 se describe la evolución de la mortalidad infantil y preescolar; en la I.4 se exploran las causas de muerte y en la I.5 se examinan los determinantes socioeconómicos de la mortalidad en la niñez, general y por causas. Una breve discusión acerca del papel de los factores socioeconómicos en la determinación de los niveles de mortalidad infantil y preescolar (sección I.6) precede a la enumeración de las conclusiones centrales (sección I.7).

I.2.- DATOS Y METODOLOGÍA

En los estudios centrados en la mortalidad de los menores de 5 años, (también denominada *mortalidad en la niñez*), reviste particular interés clasificar las defunciones en dos grandes grupos de edad: la de los menores de un año (infantil) y la de la población entre 1 y 4 años de edad (preescolar). Por su parte, dentro del primer grupo suele distinguirse la mortalidad de los niños que mueren antes de la primera semana de vida (neonatal temprana), de los que fallecen después de la primera semana y antes de los 28 días de vida (neonatal tardía) y de los que mueren después, entre los 28 días y antes de cumplir el año (postneonatal). Estas consideraciones tienen que ver, como se analizará más adelante, con el análisis de los determinantes —endógenos o exógenos— de la mortalidad.

I.2.1.- Datos

Los datos sobre defunciones provienen de las estadísticas vitales

generadas por la Dirección de Estadísticas de Salud (DES) del Ministerio de Salud y Acción Social de la Nación y son de dos tipos: los éditos, publicados en los anuarios oficiales de la Dirección (PNES, varios años) y, por otro, los inéditos, que se encuentran en archivos magnéticos. Estos últimos permitieron el estudio detallado de las causas de muerte pero sólo para el período 1980-1990, pues no se contó con información para los años 1992, 1993 y 1994.

Con los censos de octubre de 1980 y mayo de 1991 (C80 y C91) y mediante la fórmula exponencial, se estimó la población de 1-4 años al primero de julio de cada año calendario entre 1980 y 1994. Estas cifras fueron usadas como denominadores para el cálculo de las tasas de mortalidad preescolares.

Los indicadores económicos y sociales usados en el análisis de los determinantes, fueron tomados de los anuarios publicados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 1993a, 1993b y 1994).

Es conveniente no descuidar los errores implícitos en la información sobre defunciones, principalmente los ligados a la falta de cobertura (o integridad) y a la calidad de los datos ya registrados, especialmente los concernientes a las causas de defunción. Estos están frecuentemente afectados por la falta de certificación médica y por posibles errores de diagnóstico, certificación, codificación, grabación y tabulación.

Si bien muchos de estos problemas son imposibles de detectar, existen buenos indicadores para estimar al menos dos de ellos: la integridad y la calidad de los datos. En el Cuadro I.1 se muestran para la Argentina (y regiones) y para dos países seleccionados (Canadá y Honduras): el porcentaje estimado de subregistro de las defunciones de menores de 5 años (Columna 2), el porcentaje que sobre el total de defunciones representan los "Signos, Síntomas y Estados Morbosos Mal Definidos" (SSM, Columna 3), y el porcentaje de defunciones certificadas por un médico (Columna 4).

CUADRO I.1
 Indicadores de integridad y calidad de los datos.
 Argentina (y regiones) y países seleccionados a principios de los '80.

| País/Región | Subreg. (%) (0-5 años) | SSM (%) (Total) | Cert.M. (%) (Total) |
|-------------|---------------------------|--------------------|------------------------|
| (1) | (2) | (3) | (4) |
| Argentina | 3 | 2,1 | 99,3 |
| Cuyo | 5 | 0,9 | 99,8 |
| NEA | 5 | 6,5 | 97,8 |
| NOA | 11 | 11,8 | 95,4 |
| Pampeana | 0 | 0,9 | 100,0 |
| Patagonia | 13 | 4,3 | 99,2 |
| Canadá | 2 | 1,2 | s/d |
| Honduras | 48 | 48,1 | s/d |

FUENTE: Argentina: PNES (1988); Canadá y Honduras: OPS (1992).

Esta rápida evaluación sugiere que los registros de Argentina son lo suficientemente confiables para el análisis. Aún las regiones más críticas (como por ejemplo el NEA y el NOA) están lejos de Honduras, país con datos muy deficientes.

Un problema que atañe más específicamente a los registros vitales argentinos es la demora en el envío de información desde cada provincia a la DES para la construcción y publicación de los tabulados. Este es un problema particularmente importante en las provincias de Chubut, Salta, Santa Cruz, San Luis, Santiago del Estero y Tucumán (PNES, varios años).

1.2.2.- Metodología

Para el análisis descriptivo se usaron: la tasa de mortalidad infantil (cociente entre defunciones anuales de niños menores de un año y nacimientos anuales) y la tasa de mortalidad preescolar (cociente entre defunciones de niños

entre 1 y 4 años y la población de ese grupo de edad, estimada al primero de julio de los años comprendidos entre 1980 y 1994). Se calcularon también medidas derivadas de éstas. Tal es el caso de las tasas de mortalidad infantil por edad (neonatal temprana, neonatal tardía y postneonatal) y por causas.

El primer análisis de la influencia de los determinantes socioeconómicos sobre la mortalidad infantil y preescolar —general y por causas—, se realizó mediante un ejercicio de correlación entre las tasas de mortalidad por edad con algunos indicadores sociales: porcentaje de mujeres analfabetas sobre la población femenina mayor de 10 años (MUAN), porcentaje de población en hogares con necesidades básicas insatisfechas (NBI), producto per cápita (PBG) y porcentaje de población que habita en viviendas deficientes (VIVI).

Luego, se estimaron regresiones múltiples por Mínimos Cuadrados Ordinarios, de acuerdo a la siguiente especificación:

$$\mathbf{M} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{u}.$$

Donde el vector \mathbf{M} representa la tasa de mortalidad respectiva (por grupos de edad y por causas) de cada jurisdicción; \mathbf{X} la matriz de observaciones de las variables explicativas (socioeconómicas) consideradas, β el vector de parámetros a estimar y \mathbf{u} el término de error que se supone se distribuye con media cero y varianza constante.

En las regresiones múltiples se trabajó sólo con el analfabetismo femenino (MUAN) y con el logaritmo del producto per cápita (LNPNBG), con el objeto de suprimir (o, en rigor, reducir) problemas de multicolinealidad generados por la fuerte correlación entre estos indicadores con los de viviendas deficientes (VIV) y pobreza estructural (NBI).

El uso de regresiones múltiples con estos propósitos supone varios inconvenientes. Primero, el escaso número de observaciones con que se cuenta (23 en total), constituye una limitación importante para la inclusión de un número

mayor de variables independientes. La escasez de observaciones se solucionó en parte estimando los parámetros para datos mancomunados (*pooled*), procedimiento que, considerando los dos cortes transversales, permitió duplicar el número de casos.

Hay también algunos problemas relacionados con las correlaciones ecológicas. En rigor, al estimar las regresiones previamente especificadas, se pretende conocer cómo se comporta la mortalidad ante cambios en la educación materna y el ingreso. La conveniencia de usar estas variables explicativas surge de la teoría que establece causalidad, en el ámbito de unidades de análisis menores (individuos), entre las dos últimas y la mortalidad en los primeros años de vida. Al trabajar con unidades geográficas —provincias o estados— es posible incurrir en la denominada *falacia contextual* o *falacia ecológica*. Esto es, realizar inferencias desde unidades geográficas hacia individuos.

No obstante, la intención del modelo propuesto es poner al descubierto las relaciones (si las hay) entre las variables seleccionadas, las que pueden servir como base para la formulación de hipótesis más específicas que tendrán que ser verificadas en el ámbito individual mediante el uso de microdatos, los que pueden provenir de censos o encuestas específicas.

I.3.- EVOLUCIÓN Y PANORAMA ACTUAL

I.3.1.- Comparaciones internacionales

Hacia fines de la década de 1980, el nivel de la mortalidad de Argentina se asemejaba más al de los países más desarrollados del mundo que al de los menos desarrollados. Esto se comprueba cualesquiera sea el indicador empleado para medirlo. Por ejemplo, en el Gráfico I.1 (Anexo I.2) se muestra esta situación

usando la tasa de mortalidad infantil.

Conclusiones similares se obtienen al comparar la situación de Argentina con la de otros países de América. Los datos que se muestran en el Gráfico I.2 (Anexo I.2) permiten situar a la Argentina entre los países con menor nivel de mortalidad infantil de América Latina, al igual que Costa Rica y Cuba. Pero a diferencia de éstos, la mortalidad en la Argentina comenzó a declinar mucho antes, aproximadamente a principios del siglo XX (SOMOZA, 1973). Su caída más ostensible se registró durante la década de 1970 (CELTON, 1993).

Consecuencia previsible del descenso de la mortalidad en la niñez fue el aumento de la importancia relativa de la mortalidad adulta. Casi el 70 por ciento del exceso de defunciones de la Argentina con respecto a los menores niveles de mortalidad de América, corresponde al grupo mayor de 40 años (OPS, 1990). Fue quizá por este motivo que las últimas investigaciones sobre la mortalidad en la Argentina se centraron en el sector de la población adulta (GRUSHKA, 1993 y ROFMAN, 1993).

No obstante lo anterior, la brecha que separa la mortalidad en los primeros años de vida de la Argentina con respecto a otros países, es aún elevada. Por ejemplo, de regir en Argentina los niveles de mortalidad canadienses, podrían haberse evitado 14 mil de los 20 mil decesos de menores de 5 años que se produjeron anualmente hacia principios de los años '90. Este (relativamente) alto nivel de la mortalidad de los niños argentinos justifica, por sí, el esfuerzo de análisis y comprensión fijados como objetivos básicos del presente estudio.

I.3.2 - Evolución entre 1980 y 1994

Tres rasgos básicos caracterizaron la evolución de la mortalidad infantil (M_0) y preescolar (M_1) en la Argentina entre 1980 y 1994 (Gráficos I.3 y I.4): a) declinación geográficamente generalizada; b) reducción del ritmo de descenso, especialmente durante la segunda mitad de la década de 1980; y c) convergencia

regional en los niveles de mortalidad. Estos últimos fenómenos se observaron también en otros países y no sólo en la mortalidad en la niñez, sino también en otros grupos de edad (OPS, 1994b).

Entre 1980 y 1994, ${}_1M_0$ cayó en un 38 por ciento, pasando del 34 a 21 muertes por mil nacidos vivos. Esto arroja un promedio anual del 2,6 por ciento. Esta cifra es menor que el 5,5 por ciento encontrado por MYCHASZULA Y ACOSTA (1990) para el período 1976-1981. La disminución de la mortalidad preescolar (a razón de un 3,4 por ciento anual promedio) fue aún más marcada que la de niños menores de un año (Cuadro I.2).

CUADRO I.2
Mortalidad infantil y preescolar.
Tasa anual promedio de descenso (en porcentaje)
Argentina, total y regiones entre 1980 y 1991

| Región | Período/Tasas | | | | | | | |
|-------------|---------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | 1980-1984 | | 1985-1989 | | 1990-1994 | | 1980-1994 | |
| | ${}_1M_0$ | ${}_4M_1$ | ${}_1M_0$ | ${}_4M_1$ | ${}_1M_0$ | ${}_4M_1$ | ${}_1M_0$ | ${}_4M_1$ |
| Cuyo | 3,3 | 0,7 | 0,1 | (4,0) | 2,6 | 2,3 | 2,6 | 2,5 |
| NEA | 5,8 | 6,1 | 1,0 | 2,7 | 4,3 | 6,9 | 3,4 | 4,5 |
| NOA | 4,2 | 4,2 | 1,0 | 3,0 | 2,8 | 6,3 | 3,1 | 4,1 |
| Pamp. | 0,6 | 0,8 | 1,0 | (2,4) | 3,7 | 4,6 | 2,2 | 2,6 |
| Patág. | 3,8 | 6,0 | 2,1 | 2,5 | 3,7 | 5,8 | 3,6 | 4,0 |
| País | 2,5 | 3,0 | 1,0 | 0,0 | 3,5 | 5,2 | 2,6 | 3,4 |

Nota: Los valores entre paréntesis significan aumentos en la tasa.

FUENTE: Estimaciones propias.

La tasa anual media de declinación del primer quinquenio de los '80 fue menor que la registrada en el primero de los '90. En el segundo quinquenio de los '80 la declinación de ${}_1M_0$ fue muy baja y ${}_4M_1$ nula, observándose para esta última aumentos en algunas regiones.

Una forma alternativa de evaluar el descenso de la mortalidad consiste en seguir la evolución del stock de salvados de morir por la reducción del riesgo de

muerte a partir de una fecha determinada. Esto se logra suponiendo constancia de la tasa de mortalidad durante un período dado. Por ejemplo, de no haberse modificado la mortalidad de 1980, entre 1980 y 1994 hubiesen fallecido en la Argentina 88 mil niños menores de 5 años más de los que efectivamente murieron.

Si bien la mortalidad en la niñez declinó en todas las regiones de la Argentina, hubo importantes diferencias entre ellas en la velocidad de caída (Cuadro I.2). La evidencia disponible permite aceptar la siguiente generalización: declinaron más rápidamente las regiones con más alto nivel de mortalidad al inicio del período.

Este fenómeno se tradujo en una reducción de la brecha interregional (lo que puede apreciarse con claridad en los gráficos I.3 y I.4 del Anexo I.2).

Si bien el cambio de ritmo de descenso fue marcado en todos los casos, la M_0 de la Patagonia mostró una declinación más uniformemente distribuida a lo largo del período. En las regiones con mayor mortalidad, NEA y NOA, la diferencia del ritmo entre los subperíodos considerados fue mucho más marcada.

Aproximadamente diez años separan las transiciones de la mortalidad infantil y preescolar (y, probablemente, de la mortalidad general) entre las regiones menos y más desarrolladas de la Argentina. Las regiones NEA y NOA tuvieron en 1994 un nivel de mortalidad infantil similar al de la región Pampeana en 1984.

El patrón general de comportamiento descrito no fue totalmente uniforme para los distintos grupos de edad en los que se acostumbra a segmentar la mortalidad infantil total (gráficos I.5 y I.6, Anexo I.2): a) menos de 28 días de vida (mortalidad neonatal), y b) de 28 a 365 días de vida (postneonatal). Causas con mayor contenido endógeno (más puramente biológicas) suelen estar asociadas con la mortalidad neonatal, mientras que causas con mayor contenido exógeno (más puramente ambientales) con la postneonatal.

Para el total del país, la mortalidad postneonatal explicó el 60 por ciento de la declinación global de la mortalidad infantil entre 1980 y 1994. Del 40 por

El descenso observado en el NOA se explica en un 75 por ciento por la mortalidad neonatal temprana y un 25 por ciento fue explicado por la mortalidad neonatal temprana y un 15 por ciento por la neonatal tardía.

Ha de tenerse presente que en las regiones NEA y NOA (de menor nivel de desarrollo relativo y mayor mortalidad infantil) tuvo una importancia aún mayor la mortalidad postneonatal. En cambio, las regiones más desarrolladas del país debieron gran parte de su descenso a la mortalidad neonatal temprana. La mortalidad postneonatal explicó el 87 por ciento de la declinación del NOA, el 71 por ciento del NEA, el 54 de la Patagonia y menos del 50 por ciento de las regiones Cuyo y Pampeana. No obstante hay razones de peso para creer que la muy baja (y por lo tanto poco flexible al descenso) mortalidad neonatal del NOA estuvo en gran parte determinada por el nivel de Santiago del Estero, provincia para la cual se presume un alto subregistro de defunciones ocurridas durante la primera semana de vida (especialmente durante el primer día).

Este comportamiento concuerda con lo esperado según los niveles de mortalidad de las distintas regiones del país. El componente postneonatal es más sensible tanto a las intervenciones verticales (tales como el saneamiento ambiental, la erradicación de agentes vectores, la purificación del agua y la higiene en la manipulación de los alimentos), como a los cambios en las condiciones socioeconómicas (ver sección I.6). Por lo tanto, es el que cede con mayor facilidad durante las primeras etapas de más fuerte descenso de la mortalidad.

Es llamativo que aún habiendo alcanzado un nivel relativamente bajo de mortalidad postneonatal, las regiones Cuyo, Pampeana y Patagonia logran continuidad en el ritmo de declinación de la mortalidad infantil. Existen razones para creer que factores no directamente relacionados con el desarrollo socioeconómico actuaron para producir este resultado. En la sección I.6 se discute más profundamente este problema.

I.4.- CAUSAS DE MUERTE

El agrupamiento de causas usado (tomado de GUZMÁN Y ORELLANA, 1989, Tabla 7) incluyó más del 90 por ciento de las defunciones infantiles totales y casi el 80 por ciento de las preescolares. La cobertura de una lista da cuenta de su capacidad para capturar las patologías más importantes de un área geográfica dada, las que sostienen el nivel prevaleciente de mortalidad.

La tasa de mortalidad por causas reunidas refleja un promedio de tendencias que operan en sentido a veces diferente: probable disminución debida a un conjunto de causas, constancia y, en algunos casos, aumento debido a otro grupo (o grupos). Dentro de las primeras cabe diferenciar los grupos de acuerdo a la velocidad del descenso y a la importancia cuantitativa para la determinación del riesgo global de fallecimiento.

I.4.1.- Mortalidad infantil (${}_1M_0$)

Declinó más velozmente que el promedio (causas reunidas) la mortalidad debida Enfermedades Diarreicas (DIAR) y del Aparato Respiratorio (RESP). Declinó menos velozmente que el promedio, la mortalidad por Otras Causas Reducibles (REDU), Otras no clasificadas en grupos definidos (OTRA), Complicaciones del Embarazo y Parto (EMPA) y Desnutrición (DESN). La mortalidad por Violencias (VIOL) y por Causas No Reducibles (NORE), aumentó en el período en observación. Se registraron pocos decesos por Enfermedades Infecciosas Prevenibles por Vacunación (INFE).

Todos los grupos de causas arrojaron razones de masculinidad mayores que cien. Esto puede obedecer tanto a factores genéticos relacionados con el funcionamiento del sistema inmunológico, como a factores ambientales: acceso a

la nutrición, al cuidado de la salud y exposición diferencial por género a diversas enfermedades.

En 1980, los cocientes de masculinidad infantiles más altos correspondieron a EMPA, RESP, OTRA y VIOL, en ese orden. A excepción de los dos últimos grupos, esto estaría reflejando diferencias sexuales de vulnerabilidad ante determinados estados mórbidos concentrados durante el primer período de vida del niño. WALDRON (1987) menciona la más lenta maduración pulmonar del varón como "hecho coadyuvante" de tales situaciones, lo que también podría usarse para interpretar la sobremortalidad masculina por enfermedades respiratorias (RESP).

El cómputo del aporte de cada grupo de causas a la declinación total dio como resultado: EMPA 28%, RESP 24%, DIAR 22%, MADE 14%, OTRA 7% y REDU 5%. Tal como se aclaró antes, incidieron en este aporte no sólo la fuerza a la que se produjo el descenso en cada grupo de causa, sino también el número total de decesos de cada grupo. Es por ello que adquirieron gran importancia para el aporte al descenso global el grupo EMPA, donde se concentran casi el 50 por ciento de los decesos totales de los menores de un año. Las defunciones debidas a esta causa son sensibles a los cuidados pre e inmediatamente postnatales, los que pueden difundirse mediante campañas y programas gubernamentales específicos de salud materno-infantil, independientes del nivel de desarrollo socioeconómico del área que los implementa.

La situación de las regiones fue similar a la observada para el país en su conjunto. En todos los casos, la caída de la mortalidad entre 1980 y 1990 puede asociarse a la reducción de las defunciones exógenas, fundamentalmente representadas por DIAR y RESP. Todavía en 1990 este grupo de defunciones continuó teniendo gran importancia en las regiones NEA y NOA.

1.4.2.- Mortalidad preescolar (${}_4M_1$)

El comportamiento de la mortalidad preescolar por causas fue similar al de la mortalidad infantil. Hubo sí grupos que no pudieron conformarse como tales debido a su especificidad etaria, tal es el caso de las Complicaciones del Embarazo y el Parto y de las defunciones por Inmadurez del Feto (EMPA), que, obviamente, no aparecen como causa de defunción en el grupo de 1 a 4 años de edad. De allí en más, los retrocesos se observaron en el siguiente orden (de mayor a menor): DIAR, RESP, VIOL y REDU. La mortalidad por NORE, si bien con fuertes fluctuaciones debidas, probablemente, al reducido número de casos, comportó un nivel levemente menor que el observado al comienzo del período.

La declinación de la mortalidad por DIAR fue particularmente rápida entre 1983 y 1985. Si bien siguió cayendo, redujo la velocidad de su declinación entre esta última fecha y 1988 para, a partir de allí, comportar un leve aumento con respecto a los tres años inmediatamente anteriores. Algo similar ocurrió con los otros grupos de causas.

Las razones de mortalidad por sexo dieron cuenta de una sobremortalidad masculina para el conjunto de causas considerado, a lo largo de todo el período. Las muertes por VIOL fueron las que comportaron la mayor sobremortalidad masculina del período. Le siguieron en importancia: RESP, DIAR y, por último, al mismo nivel, REDU y NORE.

El que la mortalidad por VIOL encabece la lista de los grupos ordenados por razón de masculinidad, puede estar reflejando diferencias de género en la socialización. No obstante, en la literatura especializada no se descarta la concurrencia de factores genéticos para explicar la sobremortalidad masculina por VIOL (WALDRON, 1987).

La razón de mortalidad por sexo de DIAR asumió, en algunas fechas (1980, 1981, 1986 y 1987), valores menores que cien. Un comportamiento similar,

aunque para un menor número de fechas, pudo observarse para RESP, lo que hace dudar de la calidad de los registros para estas causas en las que predominan las muertes del sexo masculino. Una situación similar puede observarse al analizar los diferenciales de mortalidad por causas y regiones, especialmente en el caso de la región Patagónica. En esta jurisdicción, la escasa cantidad de decesos infantiles anuales hace que las fluctuaciones aleatorias adquieran gran importancia, provocando picos inusitados para fechas determinadas.

1.5.- DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS

1.5.1.- Análisis de correlación

En el Cuadro 1.3 se muestran los coeficientes de correlación (Pearson) hallados entre las variables representativas de la situación socioeconómica de las provincias de Argentina y la mortalidad de 1 a 4 años desagregada en distintos grupos de edades.

CUADRO 1.3
Coeficientes de correlación (Pearson)
entre variables socioeconómicas y la mortalidad por edades

| Variable | Temprana | Tardía | Postneonatal | Preescolar |
|-------------|----------|--------|--------------|------------|
| MUAN-80 | n/s | 0,678 | 0,875 | 0,783 |
| MUAN-91 | n/s | 0,551 | 0,777 | 0,641 |
| MUAN-Pooled | n/s | 0,758 | 0,903 | 0,805 |
| NBI-80 | n/s | 0,676 | 0,857 | 0,813 |
| NBI-91 | n/s | 0,726 | 0,886 | 0,794 |
| NBI-Pooled | 0,372 | 0,727 | 0,854 | 0,678 |
| PBG-80 | n/s | -0,594 | -0,529 | -0,633 |
| PBG-91 | n/s | -0,701 | -0,637 | -0,709 |
| PBG-Pooled | n/s | -0,456 | -0,357 | n/s |
| VIVI-80 | n/s | 0,800 | 0,842 | 0,842 |
| VIVI-91 | n/s | 0,743 | 0,805 | 0,801 |
| VIVI-Pooled | 0,385 | 0,759 | 0,764 | 0,618 |

Nota : n/s: no significativo al 1 por ciento.

Fuente: Estimaciones propias.

Los coeficientes encontrados muestran que, exceptuando a los menores de una semana de vida, la mortalidad es mayor a mayor porcentaje de mujeres analfabetas, de población que reside en hogares NBI, de viviendas inconvenientes, y menor PBG por habitante.

Para los tres indicadores de pobreza estructural (MUAN, NBI y VIVI), los coeficientes de correlación más bajos corresponden a la mortalidad neonatal temprana, y los más altos a la postneonatal.

Además, salvo pocas excepciones, la fuerza de la correlación entre tales indicadores y la mortalidad, disminuye entre 1980 y 1991. Lo llamativo es que disminuye en menor medida para la mortalidad postneonatal (que es, como ya se dijo, la más fuertemente asociada a la pobreza estructural). Esta característica de la declinación de la fuerza de la correlación, ubica a la mortalidad postneonatal en una situación de primacía en cuanto a la sensibilidad ante variaciones interprovinciales de niveles de pobreza estructural.

La fuerza de la correlación entre el producto per cápita y la mortalidad aumenta entre ambas fechas y lo hace en mayor medida con la mortalidad postneonatal, esto es, con la menos relacionada en la fecha inicial (1980).

Como conclusión general de este acápite puede decirse que la caída de la mortalidad entre 1980 y 1991 estuvo acompañada por una reducción del grado de asociación con los indicadores de pobreza estructural y con un aumento para con el producto per cápita.

I.5.2 - Análisis de Regresión

Las tablas I.1 a I.5 del Anexo I.1, muestran los resultados de las estimaciones de las regresiones múltiples. Las dos primeras permiten apreciar los parámetros de las regresiones para ambas fechas (1980 y 1991) por separado.

Por su parte, las tablas I.3, I.4 y I.5 muestran las mismas regresiones para datos mancomunados (*pooled*), considerando, además, como variables explicativas (dicotómicas): a) la fecha a la que corresponde la observación y b) la interacción fecha-nivel educativo y fecha-log del producto per cápita.

En general se observa entre 1980 y 1991 un debilitamiento del poder explicativo global del modelo. Tal debilitamiento es mayor en aquellas ecuaciones en las que las variables independientes explicaban un porcentaje mayor de la variabilidad de los niveles de mortalidad. Conceptualmente esto significaría que la caída de la mortalidad estuvo acompañada por un debilitamiento del poder explicativo de las variables socioeconómicas. Esta es una conclusión que se sostiene en los análisis más detallados hechos a continuación.

Obsérvese que, en aquellos casos en los que es posible hacer la comparación (específicamente cuando los coeficientes estimados son significativamente distintos de cero), el poder explicativo de cada una de las variables independientes consideradas se reduce entre ambas fechas. Por ejemplo, LNPNBG redujo su impacto sobre la mortalidad neonatal tardía en un 20 por ciento, mientras que MUAN lo hizo en un 40 por ciento con la postneonatal.

Esto implica que la caída de la mortalidad estuvo acompañada no sólo por una reducción del poder explicativo global de las variables socioeconómicas, sino también por el impacto que cada una de estas variables ejercen sobre el nivel de la mortalidad. Este último proceso puede ser interpretado como una caída de la productividad de los condicionantes socioeconómicos, en el sentido que en la fecha más reciente, se necesitaría un esfuerzo mayor en términos de reducción del analfabetismo y de crecimiento económico, para lograr resultados similares a los que se obtenían antes con un esfuerzo menor. O bien, con el mismo esfuerzo en ambas fechas, los resultados de ahora son menores que los de antes.

Conclusiones similares se obtienen de las tablas I.3 y I.4 (Anexo I.1) donde se analizan las causas de muerte. Por ejemplo, MUAN redujo su impacto en

un 58 por ciento para las diarreas infantiles (DIAR01) y LNPPBG en un 22 por ciento para las enfermedades del embarazo y el parto (EMPA).

I.6.- FUENTES DEL CAMBIO

Los parámetros estimados, combinados con los valores promedios de las variables en contextos diferentes, permiten definir una situación "normal" con la cual comparar situaciones geográficas, económicas y sociales específicas. Un procedimiento de este tipo es el que usa PRESTON (1987) para evaluar la relación entre el descenso de la mortalidad y el desarrollo.

La pregunta que justifica esta sección es en qué medida la caída de la mortalidad exógena (postneonatal y preescolar) entre 1980 y 1991, estuvo relacionada con cambios en la situación socioeconómica (dotación) o con cambios en la productividad de los determinantes socioeconómicos. Si estos factores están representados por las variables consideradas en las regresiones múltiples (MUAN y LNPPBG), los coeficientes estimados pueden usarse para responder al interrogante planteado.

Al decir de SCHULTZ (1980), ejercicios como los realizados en esta sección son útiles en la medida en que permiten descartar factores tales el analfabetismo femenino y el ingreso, pero no dicen absolutamente nada acerca de los factores que están operando efectivamente.

Debe tenerse en cuenta que la tasa de analfabetismo femenino entre 1980 y 1991 decreció fuerte y homogéneamente en todas las regiones de la Argentina. Los valores extremos de declinación se registran en Cuyo (50 por ciento) y Pampeana (40 por ciento). El relativamente bajo ritmo de declinación de esta última estuvo determinado, en parte, por el también relativamente bajo nivel que habría registrado este indicador para la primera fecha: 5 por ciento. La caída del

PBG per cápita, si bien general, no fue igualmente homogénea. Cayó ostensiblemente en Patagonia y NEA y su declinación fue prácticamente nula en NOA y Cuyo. Probablemente tuvo que ver en esta evolución diferencial las leyes de promoción industrial promulgadas durante la década de 1980.

En el Cuadro I.4 se muestran algunos de los cálculos que permiten evaluar el papel que jugaron los factores socioeconómicos en la declinación de la mortalidad postneonatal y preescolar. Las columnas 2 y 5 muestran el **cambio observado** en los niveles en puntos de tasa. Las columnas 3 y 6, muestran el **cambio predicho** por las ecuaciones de regresión. De la comparación se infiere que el modelo estimado predice bien las situaciones analizadas.

CUADRO I.4
Caída de la mortalidad postneonatal y preescolar.
Regiones de la Argentina 1980-1991

| Región | Postneonatal | | | Preescolar | | |
|--------|--------------|-------|---------|------------|--------|---------|
| | Obs. | Pred. | Produc. | Obs. | Pred. | Produc. |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| PAMP | -4,7 | -5,0 | 29,5 | -25,8 | -7,1 | -97,1 |
| CUYO | -4,9 | -7,6 | 39,1 | -43,4 | -53,7 | 57,1 |
| NEA | -14,2 | -14,8 | 37,5 | -160,0 | -222,5 | 72,4 |
| NOA | -13,6 | -11,6 | 40,8 | -148,6 | -134,6 | 69,2 |
| PAT | -8,0 | -8,0 | 33,9 | -78,1 | -66,8 | 55,7 |
| ARG | -9,3 | -9,3 | 37,1 | -92,6 | -93,3 | 64,7 |

Las columnas 4 y 7 muestran la declinación total predicha (en porcentaje), debida sólo a cambios en el valor de los coeficientes (que aquí se denominan *cambios en la productividad*). Éstos se obtuvieron suponiendo que los niveles de analfabetismo femenino y de producto per cápita en 1991 fueron los mismos que los registrados en 1980.

El porcentaje de declinación de mortalidad preescolar debido a cambios en la productividad, fue claramente mayor en las regiones menos desarrolladas y con mayor mortalidad postneonatal y preescolar (NEA y NOA). No se obtuvieron

diferencias semejantes para la mortalidad postneonatal.

Una aclaración: en la columna 7 del Cuadro I.4 se aprecia un valor negativo. Esto significa que en la región Pampeana los factores que no tuvieron que ver con el reducción absoluta del analfabetismo femenino ni del producto per cápita, obstaculizaron una caída más fuerte de la mortalidad preescolar.

Los resultados anteriores muestran que los factores ajenos a los denominados "cambios sociales absolutos" resultan importantes en las regiones con niveles comparativamente altos de mortalidad preescolar. No obstante, los factores socioeconómicos continúan teniendo gran importancia para actuar sobre la mortalidad postneonatal: más del 60 por ciento de la caída total es explicada por éstos.

Con los parámetros que aparecen en la Tabla I.2 (Anexo I.1) es posible realizar ejercicios similares a los anteriores, con el objeto de analizar la relación existente entre los cambios socioeconómicos y el comportamiento de la mortalidad por causas. De esta forma se puede evaluar la conveniencia de determinadas políticas y programas de reducción de la mortalidad.

I.7.- HECHOS SOBRESALIENTES

Caracterizaron la evolución de la mortalidad infantil y preescolar en la Argentina entre 1980 y 1994: una declinación geográficamente generalizada, la reducción del ritmo de descenso durante la segunda mitad de la década de 1980 y la convergencia de los niveles regionales de mortalidad. La reducción de la mortalidad en la niñez en la Argentina entre 1980 y 1994 supuso evitar 88 mil defunciones de niños menores de 5 años, que se habrían producido de no haberse modificado la tasa de 1980.

Aproximadamente diez años separan las transiciones de la mortalidad infantil y preescolar (y, probablemente, de la mortalidad general) entre las regiones

menos y más desarrolladas de la Argentina. Las regiones NEA y NOA, de mayor mortalidad y menor nivel de desarrollo relativo, tuvieron en 1994 un nivel de mortalidad infantil similar al de la región Pampeana en 1984.

La mortalidad postneonatal explicó el 60 por ciento de la declinación global de la mortalidad infantil entre 1980 y 1991. Del 40 por ciento restante, un 25 por ciento fue explicado por la mortalidad neonatal temprana y un 15 por ciento por la neonatal tardía. Estos porcentajes de aporte fueron notablemente dispares entre las regiones de la Argentina. En general, en aquéllas con mayor mortalidad a principios de los '80, fue mayor el aporte de la postneonatal.

Al analizar las causas de muerte pudo verse que declinó más velozmente que el promedio (causas reunidas) la mortalidad debida a patologías sensibles al saneamiento ambiental, la educación materna, el nivel general de vida y el tratamiento médico: Enfermedades Diarreicas y Enfermedades del Aparato Respiratorio. Declinó menos velozmente que el promedio, la mortalidad por Otras Causas Reducibles y las otras causas no consideradas entre los grupos estudiados, las Complicaciones del Embarazo y Parto y la Desnutrición. La mortalidad por Violencias y por Causas No Reducibles aumentó en el período en observación.

La caída de la mortalidad entre 1980 y 1991 estuvo acompañada por una reducción del grado de asociación con los indicadores de pobreza estructural (analfabetismo femenino, necesidades básicas insatisfechas y viviendas deficientes) y con un aumento del producto per cápita. Se observó también que disminuyó el poder explicativo de las variables socioeconómicas.

A juzgar por la declinación de la mortalidad preescolar (puntos de tasa), los factores ajenos a los cambios socioeconómicos tuvieron un impacto mayor en las regiones menos desarrolladas y con mayor mortalidad preescolar (NEA y NOA). No obstante los factores socioeconómicos siguen explicando una gran parte de la caída global de la mortalidad postneonatal.

ANEXO I.1: TABLAS

TABLA I.1
 Coeficientes estimados para la mortalidad por edad
 Argentina: 1980 y 1991.

| | Constante | MUAN | LNPBG | R ² ajustado | F |
|------|---------------------|---------------------------------|----------------------|----------------------------|--------------------|
| | | <u>Temprana (TEMP)</u> | | | |
| 1980 | 28,56 ^a | -0,149 ^d | -2,027 ^d | 0,00 | 0,96 ^d |
| 1991 | 28,88 ^a | -0,162 ^d | -2,803 ^b | 0,16 | 3,11 ^c |
| | | <u>Tardía (TARD)</u> | | | |
| 1980 | 11,75 ^a | 0,191 ^b | -1,536 ^b | 0,56 | 14,95 ^a |
| 1991 | 9,60 ^a | 0,060 ^d | -1,225 ^a | 0,52 | 13,05 ^a |
| | | <u>Postneona tal (POST)</u> | | | |
| 1980 | 22,09 ^b | 1,362 ^a | -2,786 ^d | 0,77 | 38,01 ^a |
| 1991 | 20,10 ^a | 0,811 ^a | -2,581 ^b | 0,66 | 22,51 ^a |
| | | <u>Preescolar (PREE)</u> | | | |
| 1980 | 251,37 ^d | 19,809 ^b | -39,831 ^d | 0,71 | 28,33 ^a |
| 1991 | 214,04 ^d | 15,145 ^b | -30,563 ^d | 0,46 | 10,31 ^a |

Nota: ^a significativo al 1%; ^b al 5%; ^c al 10%; ^d no significativo.

TABLA I.2
Coeficientes estimados para la mortalidad por causas
Argentina: 1980 y 1991

| | Constante | MUAN | LNPBG | R ² ajustado | F |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------------|--------------------|
| <u>Diarrea Infantil (DIAR01)</u> | | | | | |
| 1980 | 736,21 ^b | 35,056 ^a | -123,11 ^b | 0,74 | 32,31 ^a |
| 1991 | 272,01 ^d | 14,571 ^c | -42,71 ^d | 0,32 | 6,22 ^a |
| <u>Respiratorias Infantil (RESP01)</u> | | | | | |
| 1980 | 1027,27 ^b | 9,507 ^d | -119,83 ^d | 0,20 | 3,81 ^b |
| 1991 | 778,41 ^b | -0,648 ^d | -102,16 ^b | 0,21 | 3,94 ^b |
| <u>Embarazo y Parto (EMPA)</u> | | | | | |
| 1980 | 4146,17 ^a | -16,553 ^d | -412,68 ^c | 0,09 | 2,21 ^d |
| 1991 | 3202,49 ^a | -10,269 ^d | -321,06 ^b | 0,21 | 3,89 ^b |
| <u>Violencias Infantil (VIOL01)</u> | | | | | |
| 1980 | -4,45 ^d | 3,688 ^d | 19,93 ^d | 0,00 | 0,20 ^d |
| 1991 | -276,40 ^d | 14,125 ^c | 57,73 ^d | 0,06 | 1,75 ^d |
| <u>No Evitables Infantil (NORE01)</u> | | | | | |
| 1980 | 45,107 ^d | -1,060 ^d | 44,12 ^d | 0,00 | 0,62 ^d |
| 1991 | 341,96 ^d | -0,842 ^d | 2,40 ^d | 0,00 | 0,01 ^d |
| <u>Diarrea Preescolar (DIAR14)</u> | | | | | |
| 1980 | 22,16 ^a | 4,337 ^a | -6,740 ^d | 0,71 | 28,18 ^a |
| 1991 | 14,16 ^a | 3,560 ^a | -3,667 ^b | 0,40 | 8,25 ^a |
| <u>Respiratorias Preescolar (RESP14)</u> | | | | | |
| 1980 | 35,63 ^d | 2,667 ^a | -5,72 ^d | 0,47 | 10,73 ^a |
| 1991 | 60,33 ^c | 0,903 ^d | -8,97 ^c | 0,25 | 4,70 ^b |
| <u>Violencias Preescolar (VIOL14)</u> | | | | | |
| 1980 | 64,40 ^d | 0,012 ^d | -4,12 ^d | 0,00 | 0,16 ^d |
| 1991 | 29,83 ^d | 0,129 ^d | -0,22 ^d | 0,00 | 0,01 ^d |
| <u>No Evitables Preescolar (NORE14)</u> | | | | | |
| 1980 | -4,96 ^d | 0,352 ^d | 2,95 ^d | 0,00 | 0,49 ^d |
| 1991 | 31,19 ^d | 0,020 ^d | -2,94 ^d | 0,00 | 0,43 ^d |

Nota: ^a significativo al 1%; ^b al 5%; ^c al 10%; ^d no significativo.

TABLA I.3
Coeficientes estimados para la mortalidad por edad
Argentina: Datos mancomunados

| | Temprana | Tardía | Post. | Prees. |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| Constante | 22,54 ^a | 8,89 ^a | 11,27 ^c | 89,66 ^d |
| MUAN | -0,095 ^d | 0,202 ^a | 1,451 ^a | 21,132 ^a |
| LNPBG | -1,834 ^d | -1,052 ^a | -1,039 ^d | -13,716 ^d |
| FECHA | -3,668 ^d | -2,481 ^d | 12,908 ^d | 130,696 ^d |
| FECHA*MUAN | 0,093 ^d | -0,103 ^d | -0,875 ^b | -7,430 ^d |
| FECHA*LNPBG | -0,103 ^d | 0,335 ^d | -2,042 ^d | -16,506 ^d |
| R ² ajustado | 0,23 | 0,66 | 0,84 | 0,71 |
| F | 3,63 ^a | 18,08 ^a | 49,35 ^a | 22,87 ^a |

TABLA I.4
Coeficientes estimados para la mortalidad infantil por causas
Argentina: Datos mancomunados

| | DIAR01 | RESP01 | EMPA | VIOL01 | NORE01 |
|-------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| Constante | 420,95 ^b | 659,01 ^b | 3339,74 ^a | 82,06 ^d | 160,36 ^d |
| MUAN | 37,031 ^a | 12,559 ^c | -12,18 ^d | 2,85 ^d | -1,78 ^d |
| LNPBG | -70,961 ^b | -60,22 ^d | -277,59 ^b | 6,16 ^d | 25,06 ^d |
| FECHA | -189,46 ^d | 266,96 ^d | -534,39 ^d | -151,83 ^d | -85,05 ^d |
| FECHA*MUAN | -22,50 ^d | -23,72 ^d | -4,347 ^d | 8,076 ^d | 8,86 ^d |
| FECHA*LNPBG | 35,87 ^d | -58,43 ^d | 33,875 ^d | 17,343 ^d | 17,712 ^d |
| R ² ajustado | 0,79 | 0,52 | 0,21 | 0,00 | 0,05 |
| F | 35,08 ^a | 16,64 ^a | 3,40 ^b | 0,50 ^d | 1,50 ^d |

TABLA I.5
Coeficientes estimados para la mortalidad preescolar por causas
Argentina: Datos mancomunados

| | DIAR14 | RESP14 | VIOL14 | NORE14 |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Constante | -2,02 ^d | 18,08 ^d | 52,98 ^c | 8,85 ^d |
| MUAN | 4,537 ^a | 2,789 ^a | 0,069 ^d | 0,245 ^d |
| LNPBG | -2,831 ^d | -2,845 ^d | -2,213 ^d | 0,708 ^d |
| FECHA | 33,319 ^d | 49,756 ^d | -0,076 ^d | 32,724 ^d |
| FECHA*MUAN | -1,671 ^d | -2,502 ^d | -0,565 ^d | -0,749 ^d |
| FECHA*LNPBG | -3,249 ^d | -6,860 ^d | -1,553 ^d | -5,028 ^d |
| R ² ajustado | 0,67 | 0,51 | 0,06 | 0,00 |
| F | 19,01 ^a | 10,28 ^a | 1,59 ^d | 0,42 ^d |

Nota: ^a significativo al 1%; ^b al 5%; ^c al 10%; ^d no significativo.

Journal of the

Legislature

1870

1871

1872

1873

1874

1875

1876

1877

1878

1879

1880

1881

1882

1883

1884

1885

1886

1887

1888

1889

1890

1891

1892

1893

1894

1895

1896

1897

1898

1899

1900

1901

1902

1903

1904

1905

1906

1907

1908

1909

1910

1911

1912

1913

1914

1915

1916

1917

1918

1919

1920

1921

1922

1923

1924

1925

1926

1927

1928

1929

1930

1931

1932

1933

1934

1935

1936

1937

1938

1939

1940

1941

1942

1943

1944

1945

1946

1947

1948

1949

1950

1951

1952

1953

1954

1955

ANEXO I.2: GRÁFICOS

GRÁFICO I.1
Mortalidad infantil comparada.
1945/50-1995/00

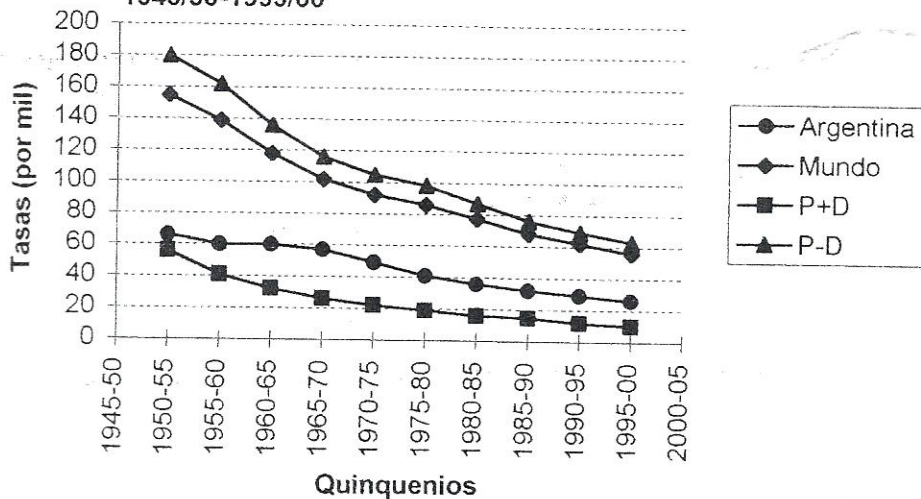


GRÁFICO I.2
Mortalidad infantil comparada.
Países de América Latina 1945/50-1995/00

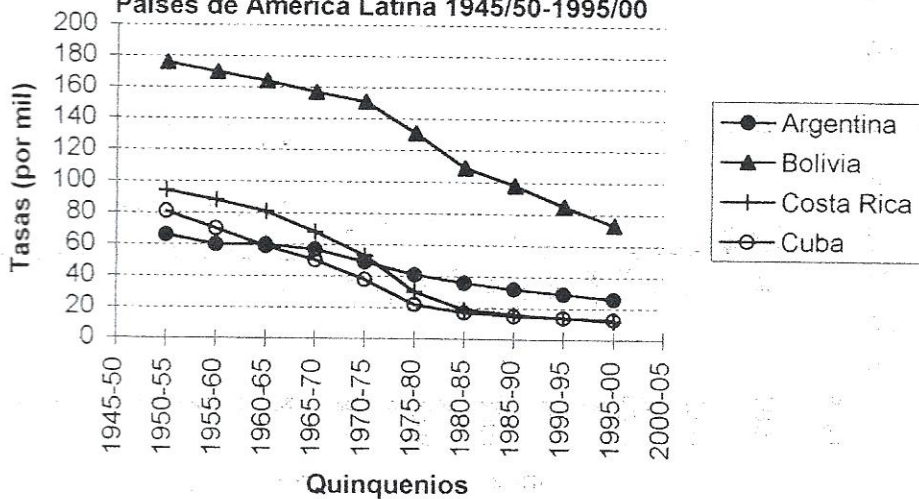


GRÁFICO I.3
Mortalidad infantil.

Regiones de la Argentina, 1980-1994

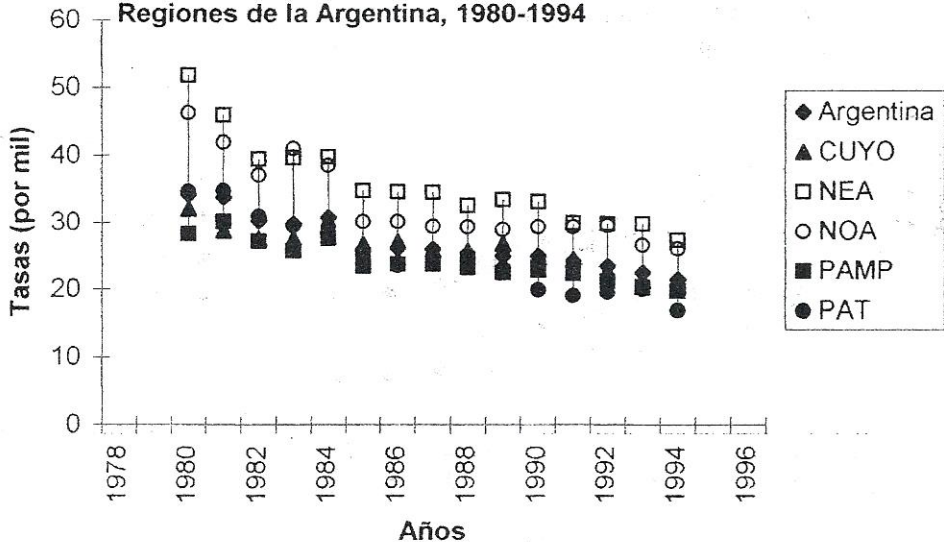


GRÁFICO I.4
Mortalidad preescolar.

Regiones de la Argentina, 1980-1994

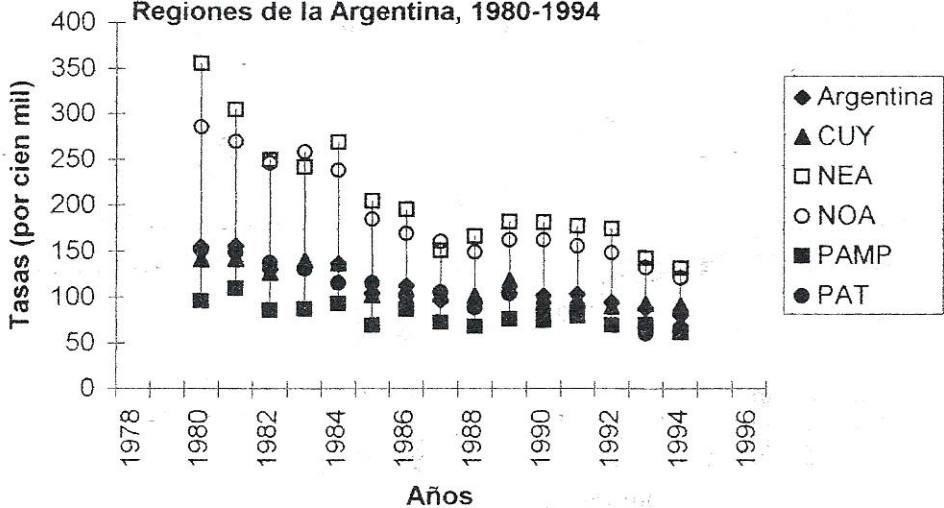


GRÁFICO I.5

Mortalidad neonatal.

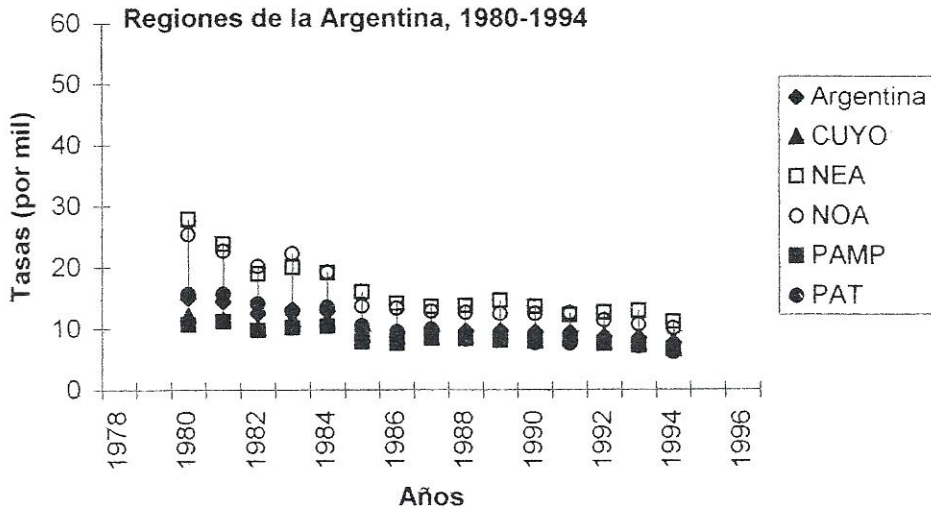
Regiones de la Argentina, 1980-1994



GRÁFICO I.6

Mortalidad postneonatal.

Regiones de la Argentina, 1980-1994



SECRET - 1950

CONFIDENTIAL
SECRET

SECRET



SECRET

SECRET

II.- Longevidad y sobrevida infantil. Transición y convergencia

II.1.- INTRODUCCIÓN

Desde mediados del siglo XX la longevidad —o longitud media de la vida humana— aumentó considerablemente en todos los países del mundo. Se estima que desde 1950 a 1995 se sumaron a la esperanza de vida al nacimiento mundial aproximadamente 16 años (UN, 1993). Esta cifra, expresada en términos de ganancia anual (0,35 años), fue más alta que la registrada entre 1700 y 1950 (0,14), período considerado clave para la transición demográfica europea (DORN, 1975).

A pesar del aumento generalizado de la longevidad, las diferencias entre los niveles alcanzados por los países son aún muy marcadas. La razón más inmediata de tal resultado fue la dispar tasa de progreso de la esperanza de vida. Por ejemplo, en el período 1950-1995, la ganancia de la esperanza de vida al nacimiento de Omán (Asia) fue de 33 años, mientras que la de Uganda (África) fue de tan sólo 1 año y medio (UN, 1993).

Entre los determinantes más profundos de las tasas de cambio a lo largo del tiempo, aparece como muy importante la estructura de causas de muerte (NU, 1963). Según la denominada *hipótesis de la transición epidemiológica* (la cual ha recibido abundante evidencia empírica en, por ejemplo, FRENK Y OTROS, 1994; MCKEOWN, 1990; OMRAM, 1971; PRESTON, KYFITZ Y SCHOEN, 1972), una esperanza de vida baja se corresponde con un porcentaje elevado de defunciones debidas a enfermedades infecciosas y parasitarias; por el contrario, una alta esperanza de vida se asienta en una estructura de causas en las que predominan las defunciones por enfermedades degenerativas (principalmente cardiovasculares y cáncer).

A partir de dicha hipótesis resulta pertinente pensar, por ejemplo, que en aquellas poblaciones con predominio de defunciones provocadas por enfermedades altamente sensibles a la intervención vertical (inmunización, rehidratación oral, etc.), sería menos costoso acelerar el proceso de aumento de la esperanza de vida. Por el contrario, en aquellas otras con predominio de muertes debidas a enfermedades degenerativas, la disminución de la mortalidad no sólo requeriría de mayores inversiones tanto en capital físico como humano, sino que, probablemente, su impacto sobre la esperanza sería relativamente pequeño.

En suma, la *hipótesis de la transición epidemiológica*, al plantear la correspondencia por un lado entre la estructura de causas de muerte con el nivel observado de esperanza de vida y, por otro, entre la estructura de causas de muerte con la tasa de progreso de la esperanza de vida, permite trazar una correspondencia lógica entre el nivel observado de la esperanza de vida y su tasa de progreso a lo largo del tiempo. Mediante tal correspondencia es posible predecir que la tasa de progreso de la longevidad en un período dado será menor mientras mayor sea el nivel de la esperanza de vida al inicio de dicho período.

Dentro de este marco, el objetivo del presente estudio es evaluar el sustento empírico de la relación entre el nivel inicial de longevidad y su tasa de progreso a lo largo del tiempo. Si la relación encontrada es compatible con la esperada podrá decirse que la longevidad converge en un sentido beta y que, a la corta o a la larga, todos los países alcanzarán un estado estacionario.

El trabajo se ha organizado en cinco secciones, un anexo de tablas y otro de gráficos. En la sección II.2 se presentan algunas claves teóricas que provienen de los paradigmas dominantes en el análisis de la relación entre nivel-velocidad de descenso de la longevidad. En la sección II.3 se desarrolla la metodología para el tratamiento de la información disponible y las fuentes de los datos usados. En la sección II.4 se discuten los resultados obtenidos. Por último, en la sección II.5 se enumeran y resumen los principales hallazgos de la presente investigación.

II.2.- MARCO CONCEPTUAL

II.2.1.- Transición demográfica y convergencia: contactos

El concepto de convergencia apareció en la literatura sobre estudios de población como una consecuencia lógica del Esquema de la Transición Demográfica (ETD). El ETD —formulado originalmente por THOMPSON (1929) y perfeccionado por NOTESTEIN (1945)— conecta el proceso de modernización social con la evolución de las poblaciones humanas. Siguiendo a COALE (1977), la generalización empírica detectada puede resumirse como sigue: a) sociedad tradicional, fecundidad y mortalidad altas (etapa pretransicional); b) sociedad moderna: fecundidad y mortalidad bajas (etapa postransicional); c) en el medio, la transición demográfica.

Posteriores refinamientos del ETD dieron origen a diversas interpretaciones de las razones de la caída de la fecundidad y de la mortalidad. Entre las relacionadas con esta última se encuentra la denominada *hipótesis de la transición epidemiológica* (OMRAM, 1971; MCKEOWN, 1990), la cual centra su atención en las razones del cambio desde un estadio de la mortalidad con predominio de defunciones debidas a enfermedades infecciosas, a otro con predominio de muertes debidas a enfermedades degenerativas.

Si bien en este proceso resulta de vital importancia el descubrimiento y la aplicación de nuevos medicamentos y el avance de la medicina sanitaria, MCKEOWN (1990) encontró que sólo una pequeña proporción de la declinación de la mortalidad de los países hoy más desarrollados podía explicarse por la acción médica directa. Según este autor, las causas que removieron los cimientos sobre los cuales se apoyaba la elevada mortalidad europea, tuvieron que ver más con el bienestar de la población (por ejemplo, como lo demuestra FOGEL (1994), con mejoras en la alimentación) que con la acción médica.

Cualesquiera sea la interpretación que se adopte sobre los desencadenantes de la reducción de la mortalidad, el ETD predice convergencia en los niveles de longevidad. En otros términos, esto significa que la longevidad de los países más y menos desarrollados tenderían a igualarse a lo largo del tiempo, independientemente del estadio de desarrollo en el que se encuentren. Apelando nuevamente a la hipótesis de la transición epidemiológica (HTE), la importación de tecnología médica de bajo costo realizada por los países menos desarrollados, la implementación de programas de vacunación, de terapias de rehidratación y de erradicación de infecciones, entre otros, tenderían a igualar los niveles de longevidad de la población aún en ausencia de mejoras de su calidad de vida.

No obstante, dadas estas condiciones, persiste la duda acerca del nivel de mortalidad hacia el cual tendería una sociedad concreta. Según una de las interpretaciones críticas del ETD (MÜLLER, 1984; VALLIN 1968), la remoción de ciertas enfermedades y causas de defunción requerirían la acción del desarrollo económico o, dicho de otra forma, de la mejora del nivel de vida de la población. Por ello, la convergencia no podría hacerse efectiva debido a ciertas barreras económicas y sociales (umbrales) que mantienen a los países en una situación de pobreza endémica y que sería necesario vencer con medidas de orden extra-sanitario.

En el presente trabajo se sostiene que pueden conciliarse ambas posturas teóricas simplemente incorporando al ETD algunas ideas provenientes de los recientes desarrollos teóricos y empíricos de la teoría del crecimiento económico.

II.2.2.-Más sobre la hipótesis de la convergencia

La hipótesis de la convergencia ha ocupado un lugar destacado en la teoría del crecimiento. A partir del modelo teórico desarrollado por SoLow (1956), se sucedieron diversos trabajos empíricos relacionados con este tema. Entre éstos se

destacan los de BAUMOL (1986), BARRO (1991) y DE LONG (1988), con países como unidades de análisis, y el de BARRO Y SALA-I-MARTIN (1992), con regiones dentro de los países como unidades de análisis.

En esta literatura, se reconocen dos tipos de situaciones: por un lado, la β -convergencia, según la cual los países pobres crecen económicamente más que los ricos; por otro, la σ -convergencia: la brecha del nivel de ingreso por habitante entre países pobres y ricos tiende a disminuir a lo largo del tiempo.

En rigor, la convergencia supone establecer una relación entre la tasa de crecimiento de una economía y la distancia que la separa del estado estacionario, entendiendo por tal la situación en la que todas las variables crecen a una tasa constante, probablemente igual a cero (SALA-I-MARTIN, 1995).

La pregunta relevante en este caso consiste en que si todos los países tienden a converger hacia un único estado estacionario, o si cada economía tiende a su propio estado estacionario, definido por su situación de desarrollo relativo. En el primer caso se dice que la economía converge al estado estacionario global; en el segundo, a un estado estacionario local.

Este trabajo aplica algunas de estas ideas al estudio de la longevidad. Por lo desarrollado previamente se vio que el ETD predecía convergencia de la longevidad. Además, la HTE proporcionaba elementos teóricos para sostener la relación inversa entre el nivel inicial de la esperanza de vida y su tasa de progreso a lo largo del tiempo. Dentro de este marco queda aún por establecer cuál es el nivel hacia el cual tiende la esperanza de vida. O, en otros términos, cuál es el estado estacionario si es que hay uno sólo, o cuales son los estados estacionarios si es que existen varios.

Una respuesta posible es que las sociedades tienden a alcanzar la longevidad biológica —que puede ser interpretada como una asíntota superior— anulando a partir de allí su tasa de cambio. En este sentido, el estado estacionario global se alcanzaría cuando los países llegaran al límite de la esperanza de vida, el que

vendría dado por la capacidad biológica, la cual se estima para el ser humano en unos 115 años aproximadamente (BOURGEOIS-PICHAT, 1985).

Entonces, la tasa a la cual un país cualquiera se acerca a dicho estado estacionario, dependerá de la distancia que separa su propia esperanza de vida de la esperanza de vida máxima posible. Mientras más pequeña sea esa distancia, más lenta será su tasa de crecimiento.

Lo anterior permite sostener una relación inversa entre el nivel inicial de la esperanza de vida (como medida de la longevidad) y su tasa de cambio en un período dado. De no rechazarse tal hipótesis (en este caso de β -convergencia), podría esperarse que los países o regiones que parten de niveles comparativamente bajos de longevidad provoquen mejoras comparativamente mayores que los que parten de niveles iniciales más altos, pues son los primeros los que más alejados están del estado estacionario global.

Hasta aquí no se dijo nada de la forma que se introduce en este marco la idea de estado estacionario local. Para ello sería necesario imaginar la posibilidad descrita en los modelos de *poverty trap* (MURPHY, SCHLEIFER Y VISHNY, 1989), en los cuales existe un punto de equilibrio de ingreso bajo y baja tasa de crecimiento.

Así, podría darse el caso en que por su situación de desarrollo relativo, algunos países no puedan alcanzar el estado estacionario global. Esta es, en otros términos, la situación descrita por la hipótesis del umbral (MÜLLER, 1984; VALLIN 1968), la que llevada al extremo, predice que de no remover las barreras económicas y sociales que mantienen a los países en situación de subdesarrollo, los menos aventajados en el proceso de modernización social, no lograrán jamás alcanzar el nivel de longevidad de los más aventajados.

II.3.- METODOLOGÍA Y DATOS

II.3.1.- Metodología

Llegados a este punto, es necesario recordar que el concepto usado en lo que sigue es el de β -convergencia. Además, se estiman dos tipos de modelos: el de convergencia absoluta y el de convergencia condicional. El primero responde a la siguiente especificación empírica:

$$\varepsilon_{it,t-1} = \alpha - \beta \log(e_{it-1}) + u_{it}, \quad [1]$$

donde $\varepsilon_{it,t-1}$ es la tasa de ganancia anual de la esperanza de vida de la región o país "i" registrada entre $t-1$ y t , e_{it-1} la esperanza de vida del i -ésimo país en el período inicial; u_{it} el término de perturbación que se supone se distribuye normalmente con media cero y varianza constante; α y β los parámetros a estimar.

La β -convergencia (tanto absoluta como condicional) supone aceptar el supuesto $0 < \beta < 1$. Queda claro asimismo que un mayor valor de β corresponde a una mayor velocidad de convergencia, *ceteris paribus*.

El supuesto $\beta < 1$ elimina la posibilidad de "adelantamientos sistemáticos" (SALA-I-MARTIN, 1995). En razón del fenómeno analizado en este trabajo, esta condición supone eliminar la posibilidad de que un país con baja esperanza de vida al inicio del período, acabe teniendo una longevidad mayor que los que comenzaron con una longevidad alta.

Como ya se dijo, la ecuación [1] define el modelo de convergencia absoluta. En él no se capturan las divergencias tecnológicas, culturales e institucionales de las unidades de análisis. Dicho de otra forma implica que todas ellas tienden a un mismo estado estacionario, independientemente de su nivel de desarrollo relativo. De

validarse esta hipótesis se estaría en presencia de convergencia en el sentido dado al término por el ETD.

Para completar este modelo se apela al concepto de convergencia condicional. Si se admite que las unidades de análisis tienden a estados estacionarios diferentes definidos por la posición que ocupan en la estratificación socioeconómica mundial se requiere especificar la siguiente ecuación:

$$\varepsilon_{it,t-1} = \alpha - \beta \log(e_{it-1}) + \phi \mathbf{X}_{it-1} + u_{it}, \quad [2]$$

donde \mathbf{X}_{it-1} es un vector de variables que determinan la posición de la i -ésima unidad de análisis en el estado estacionario.

Desde el punto de vista de la estimación, la diferencia entre la convergencia absoluta y condicional viene dada por el problema de las variables excluidas. Por ejemplo, si la ecuación que describe el comportamiento de las unidades de análisis es [2] y en su lugar se estima $\varepsilon_{it} = \alpha - \beta \log(e_{it-1}) + \omega_{it}$, la perturbación ω_{it} ($= \phi \mathbf{X}_{it-1} + u_{it}$) incluye las variables que determinan la posición en el estado estacionario. En este caso, el coeficiente β estaría sesgado y podría conducir a pensar que no existe convergencia cuando en realidad la hay; o bien, que existe convergencia cuando no la hay.

Si el signo del parámetro β estimado en la ecuación [2] es negativo y significativo se podrá decir que las poblaciones analizadas presentan β -convergencia condicional. Este es el resultado compatible con la hipótesis del umbral.

Las ecuaciones [1] y [2] se estimaron aplicando Mínimos Cuadrados Ordinarios. Para el análisis de la convergencia condicional entre países se apeló al Método de Regresión por Etapas, seleccionando las variables explicativas más significativas y eliminando las que no aparecen como relevantes para el modelo.

II.3.2.- Datos

Para el estudio de países, el período analizado en este trabajo es el comprendido entre los sexenios 1960/1965 y 1990/1995. Se cubre de esta forma treinta años de evolución de la longevidad mundial. En la primera columna de la Tabla II.1 (Anexo II.1) figuran las definiciones de las variables consideradas en el presente estudio.

Como indicador de la variable dependiente —el cambio en el nivel de longevidad— se usó la tasa de ganancia anual de la esperanza de vida definida como el cociente entre la diferencia de los logaritmos de las esperanzas de vida correspondientes a los dos sexenios y los años transcurridos entre ambos.

Entre las variables explicativas, aparte del nivel inicial de longevidad, se consideraron el logaritmo del Producto Bruto Interno por habitante del año 1965, la tasa de matriculación primaria y la tasa de matriculación secundaria para el mismo año.

La información sobre esperanza de vida al nacimiento proviene de la base de datos de la División de Población de las Naciones Unidas (UN, 1993). El Producto Bruto Interno por habitante fue tomado de las *Penn World Tables*, Mark 5 (SUMMER Y HESTON, 1991). Los datos sobre los indicadores educativos provienen de la base *Social Indicator of Development* del Banco Mundial.

En la conformación de la muestra hubo que eliminar todos aquéllos países para los que no se contaba con información sobre algunos de los indicadores mencionados precedentemente. La muestra definitiva quedó constituida por 111 países.

Aparte de las variables mencionadas precedentemente se construyeron *dummies* para los continentes (ver Tabla II.1, Anexo II.1). Además, se agregaron como regresores otro conjunto de variables cuyo objeto fue el de capturar la interacción entre la *dummy* "continente" y el logaritmo de la esperanza de vida inicial.

Para la Argentina se usaron las mismas variables que para el estudio de países y se agregaron las correspondientes a la sobrevida infantil (definida como el complemento de la tasa de mortalidad infantil y expresada por mil nacimientos vivos). No obstante, el período analizado fue más reducido.

Para el análisis de la convergencia de la esperanza de vida se usaron datos de las tablas de mortalidad elaboradas para el bienio 1980-1981 (SOMOZA Y MÜLLER, 1988) y para el trienio 1990-1992 (GIUSTI Y OTROS, 1995). Para el estudio de la sobrevida infantil se utilizaron los datos publicados en los anuarios del Programa Nacional de Estadísticas de Salud (PNES, varios años). El Producto Bruto Geográfico y la tasa de matriculación primaria (los dos únicos indicadores socioeconómicos incluidos), corresponden al año 1980 y fueron tomados de INDEC (1993a).

II.4.- RESULTADOS

Esta sección consta de dos partes. En la primera se presentan y discuten los resultados obtenidos para la muestra de países. En la segunda, los correspondientes a provincias de Argentina. Como se adelantó en la sección anterior, en este último caso se explora la convergencia, no sólo para la esperanza de vida al nacimiento, sino también para la sobrevida infantil.

II.4.1.- Sección cruzada de países

En la Tabla II.1 (Anexo II.1) se muestran las medidas descriptivas que permiten una primera aproximación al problema tratado.

La esperanza de vida al nacimiento en el período bajo análisis aumentó en más de 10 años; lo que implicó una ganancia anual promedio de 0,35 años. Por su

parte, el aumento de la longevidad mínima y la máxima da un primer indicio de convergencia: el país más avanzado en la transición de la mortalidad agregó menos años a su esperanza de vida inicial (5,2) que el menos avanzado (9,8).

Se apreciaron fuertes disparidades entre países en las ganancias de esperanza de vida. Los casos extremos estarían representados, por un lado, por una ganancia máxima de más de 20 años y, por otro, por una disminución de más de 2 años a lo largo de las tres décadas transcurridas entre 1960/1965 y 1990/1995.

El desvío de la variable *esperanza de vida* disminuyó muy suavemente (un poco más de 1 punto porcentual). Esto implica que la brecha de los niveles de longevidad del primer sexenio permaneció prácticamente invariable. Esto constituye un indicio sobre la inexistencia de convergencia en un sentido σ .

La primera exploración sobre la hipótesis de la convergencia se muestra en el Gráfico II.1 (Anexo II.2). Aparece allí la relación entre la tasa de variación de la esperanza de vida al nacimiento y su nivel inicial para los 111 países que componen la muestra.

La β -convergencia supone relación inversa entre ambos indicadores. Si bien hay alguna evidencia a favor de tal comportamiento —El coeficiente de correlación de Pearson arrojó un valor de $-0,71$, significativo al 1 por ciento—, los puntos del diagrama muestran una gran dispersión.

Tal dispersión obedece a la situación relativa de algunos países africanos (situados en su gran mayoría en el sector izquierdo del diagrama). Luego de una inspección medianamente detallada de los datos se pudo concluir que habría cierta diferencia entre los países de África del Norte y los del Resto de África. Por ello se construyó el Gráfico II.2 (Anexo II.2) donde, deliberadamente, se excluyeron de la muestra a estos últimos.

Los resultados son claros y alentadores. Se aprecia ahora que el ajuste aumenta considerablemente. Esto quiere decir que entre los países incluidos en este gráfico, los que al inicio detentaron una longevidad baja tuvieron, en el

- período de 30 años transcurridos entre los dos sexenios, una mayor ganancia en
- la longevidad, comportamiento completamente acorde a lo que predice la hipótesis de la β -convergencia.

II.4.1.1.- Modelos de convergencia absoluta

Para agregar rigor a las evidencias gráficas, se estimaron dos clases de modelos de convergencia absoluta. Primero, el modelo básico que relaciona la tasa de ganancia de la longevidad sólo con su nivel inicial. Segundo, el modelo ampliado que incluye como regresores las *dummies* de continentes.

Los resultados del modelo básico permiten aceptar la hipótesis de convergencia (Columna 2 de la Tabla II.2, Anexo II.1): el coeficiente de la esperanza de vida inicial fue negativo y altamente significativo y el R^2 ajustado del 50 por ciento.

No obstante, como se vio en los gráficos II.1 y II.2, la relación estudiada difiere dentro del propio continente africano. Sobre esta base se corrieron las regresiones cuyos resultados aparecen en las columnas 3, 4 y 5 de la Tabla II.2 (Anexo II.1). Para los países no africanos (Columna 3), el poder explicativo global del modelo fue alto (87 por ciento), mientras que para los países africanos (Columna 4) fue totalmente nulo.

Los gráficos de dispersión presentados en el Anexo y analizados en el acápite anterior sugerían que los países de África del Norte seguían un comportamiento similar a los de Europa, América Latina y Asia. Al excluir a aquéllos de la muestra de países africanos, las estimaciones mejoraron levemente (Columna 5, Tabla II.2, Anexo II.1). Esto justifica separar a los países de África del Norte de los denominados aquí Resto de África.

Profundizando el análisis sobre este punto, en el modelo ampliado de convergencia absoluta se incluyeron como regresores dos *dummies* por continente con el objeto de capturar no sólo los cambios en la ordenada al origen, sino también los que podrían afectar la pendiente de la recta estimada.

En la Columna 2 de la Tabla II.3 (Anexo II.1) se aprecia que de las *dummies* incluidas en el modelo ampliado, las únicas que resultaron significativas fueron las del Resto de África (AFREST y AFREST2), señalando que estos países difieren de los otros incluidos en la muestra.

Los signos de AFREST y AFREST2 muestran que la esperanza de vida de los países del Resto de África aumentó menos de lo que predice su nivel inicial. Aún queda por responder si esto está de alguna forma relacionado con la reconocidamente baja calidad de vida prevaleciente en estos países.

En suma, son los modelos de ampliado de convergencia absoluta los que deben ser aceptados a esta altura del trabajo, pues algunas *dummies* de continentes resultaron estadísticamente significativas.

II.4.1.2. - Modelos de convergencia condicional

Para estudiar la convergencia condicional se usaron indicadores del nivel de ingreso por habitante y del nivel educativo de los países. Para el primero se tomó el logaritmo del PBI por habitante correspondiente al año 1965 (LOGPBI65) y para el segundo, las tasas de matriculación tanto primaria como secundaria (PRIM65 Y SEC65). Usando las *dummies* de continentes se estimaron las regresiones de convergencia condicional, cuyos resultados se muestran en la Columna 3 de la Tabla II.3 (Anexo II.1).

De las variables socioeconómicas incluidas, la única que resultó significativa fue PRIM65. Además, el coeficiente estimado para esta variable fue positivo lo que

indica que los países que en 1965 invirtieron más en educación primaria aumentaron más su esperanza de vida en las tres décadas siguientes, que los que invirtieron menos.

También puede apreciarse en la Tabla II.3 que la inclusión del regresor PRIM65 no afectó la velocidad de convergencia. El coeficiente β para el conjunto de países, excluido el Resto de África y América Latina, no fue diferente del obtenido en el modelo ampliado de convergencia absoluta.

Llama la atención también que los coeficientes de las *dummies* de América Latina aparecieran formando parte de la ecuación de convergencia condicional al incluir las variables socioeconómicas. Asimismo puede observarse que perdió significación estadística AREST2.

En las regresiones estimadas se observa que la esperanza de vida de los países de América Latina aumentó más de lo que predicen las variables explicativas. Por su parte, el impacto que la matriculación primaria tuvo sobre la velocidad de convergencia en estos países fue muy importante, indicando que las inversiones en educación tienden allí a acelerar la convergencia hacia niveles elevados de esperanza de vida.

El que aún en el modelo de convergencia condicional persistieran el signo negativo y la significación estadística de AFREST, significa que la esperanza de vida de los países del Resto de África aumentó menos de lo que predicen no sólo su nivel inicial, sino también su bajo nivel de matriculación primaria.

II.4.2.- El caso de Argentina

En los estudios de convergencia suele apelarse al cambio de las unidades de análisis con el objeto de eliminar los sesgos que se introducen en las estimaciones por diferencias en los parámetros estructurales, los cuales resultan más homogéneos

mientras más pequeñas son las unidades espaciales consideradas. Es por ello que en lugar de países suelen tomarse regiones o provincias y evaluar el poder explicativo de las variables iniciales con respecto a su tasa de cambio.

Para el análisis de la convergencia en Argentina se usaron datos provinciales. Se ensayaron dos clases de modelos diferentes según la variable dependiente considerada. Por un lado los modelos con la esperanza de vida al nacimiento para la década comprendida entre el bienio 1980/1981 y el trienio 1990/1992. Por otro, la tasa de sobrevivencia infantil, para la década comprendida entre los quinquenios 1980/1984 y 1990/1994.

La tasa de sobrevivencia infantil fue definida como el complemento de la tasa de mortalidad infantil expresada por mil nacimientos anuales. Se tomaron quinquenios para eliminar posibles variaciones aleatorias, en especial en aquellas provincias con un escaso número absoluto de defunciones de menores de un año.

Los resultados difieren —aunque no en sus aspectos fundamentales— al usar uno u otro indicador. Los diagramas de dispersión II.4 y II.5 (Anexo II.2), permiten una aproximación inicial al problema tratado. Todos ellos son favorables a la hipótesis de convergencia: las provincias que al inicio del período registraron niveles bajos de longevidad o de sobrevivencia infantil, progresaron más que aquellas que iniciaron el período con niveles altos.

Téngase en cuenta que no se estimaron para Argentina los modelos básicos y ampliados usados para el análisis de países. Para el modelo de convergencia absoluta (Columnas 2 y 4 de la Tabla II.5, Anexo II.2) el coeficiente de los niveles iniciales fue alto y significativo. Estos resultados son similares a los obtenidos por PORTO (1994) para otros indicadores del nivel de bienestar de la población. Concuerdan también con los hallados en PAZ (1995) para la mortalidad infantil registrada en departamentos de la provincia de Salta.

El modelo de convergencia condicional (Tabla II.5, Columnas 3 y 5) muestra que las variables del entorno económico y educativo no fueron significativas para

explicar la convergencia de la esperanza de vida, pero el logaritmo del producto por habitante resultó un importante factor explicativo de la tasa de aumento de la sobrevivencia infantil, significando que las provincias más aventajadas económicamente aumentaron más rápidamente la sobrevivencia infantil que las menos aventajadas.

Por último, cabe agregar que el resultado obtenido para la esperanza de vida concuerda con el de otros estudios referidos a unidades espaciales más homogéneas pues, como se dijo ya antes, los parámetros tecnológicos e institucionales que determinan posiciones en el estado estacionario, son más parecidos mientras más cercanas geográficamente están entre sí las unidades de análisis.

II.5.- CONSIDERACIONES FINALES

Entre mediados de los años '50 y mediados de los '90, la esperanza de vida mundial aumentó considerablemente. Pero hubo en este proceso importantes diferencias en los ritmos de progreso, lo que hace que hoy persistan ostensibles disparidades en el nivel de longevidad entre los países del mundo.

En este trabajo se analizó empíricamente el papel desempeñado por el nivel inicial de la longevidad (que se supuso determinado por la estructura de causas de muerte) y de ciertas variables representativas del entorno socioeconómico de los países, en el progreso de la esperanza de vida observado en las tres décadas comprendidas entre los sexenios 1960/1965 y 1990/1995.

Puede rescatarse como primera conclusión importante que, en la muestra de países, operó la denominada convergencia condicional. En este sentido puede aceptarse la proposición teórica que establece que el ritmo de aumento de la esperanza de vida de un país está inversamente relacionado con la distancia que lo

separa del nivel de longevidad máximo posible, controlado el efecto de las variables de su entorno económico y social.

Segunda conclusión. La única variable del entorno económico y social que resultó significativa fue la educación primaria. Los países que invirtieron más en este nivel de instrucción, hicieron crecer más su esperanza de vida que aquéllos que invirtieron menos. En este sentido, la educación primaria aparece como un importante factor en el momento de decidir medidas para acelerar la convergencia hacia altos niveles de longevidad.

Por último, pero no por ello menos importante, la esperanza de vida de los países aquí denominados Resto de África, creció menos de lo que predicen su nivel inicial de longevidad y de calidad de vida. Por su parte, la esperanza de vida de los países de América Latina lo hizo en mayor medida que las predicciones realizadas a partir de las variables explicativas consideradas. Se desconocen los factores que generaron este comportamiento por lo que dicho resultado constituye un problema fundamental para futuras investigaciones sobre este tema.

Para las provincias de Argentina se encontraron dos resultados.

Primero, al usar la tasa de progreso de la esperanza de vida como variable dependiente, se validó la hipótesis de la convergencia absoluta. En este caso, los indicadores socioeconómicos no fueron significativos. Este resultado es esencialmente el mismo que el obtenido para la muestra de países: una vez homogeneizados sus niveles de desarrollo relativo, las jurisdicciones tienden a alcanzar esperanzas de vida similares a lo largo del tiempo.

Por otra parte, al usar la tasa de progreso de la sobrevivencia infantil como variable explicada, apareció como significativo el logaritmo del producto por habitante provincial. Esto sugiere que de mejorar la situación económica de las provincias más pobres, se podría esperar un aumento en la tasa de progreso de la sobrevivencia infantil mayor que el que predice su nivel inicial de sobrevivencia infantil.

ANEXO II.1: TABLAS

TABLA II.1
Medidas descriptivas de las principales variables

| Variable | Media | Desvío | Mínimo | Máximo |
|-----------------------------------|-------|--------|--------|--------|
| ES6065 | | | | |
| Años promedio de vida, 1960-1965. | 53,0 | 12,6 | 32,0 | 73,5 |
| ES9095 | | | | |
| Años promedio de vida, 1990-1995. | 63,6 | 11,3 | 41,8 | 78,7 |
| GANA | | | | |
| Años ganados entre quinquenios. | 10,6 | 4,4 | -2,2 | 20,2 |
| LOGE60 | | | | |
| Logaritmo de ES6065 | 3,94 | 0,24 | 3,47 | 4,43 |
| INPER65 | | | | |
| PBI per cápita (\$US), 1965 | 2.648 | 2.686 | 283 | 13.207 |
| PRIM65 | | | | |
| Tasa de matric. prim. 1965 (%) | 78,2 | 32,4 | 10,0 | 148,0 |
| SEC65 | | | | |
| Tasa de matric. sec. 1965 (%) | 24,9 | 22,6 | 1,0 | 83,0 |
| AFRNOR | | | | |
| Dummy, Norte de África=1 | 0,07 | 0,26 | 0 | 1 |
| AFREST | | | | |
| Dummy, Resto de África=1 | 0,31 | 0,46 | 0 | 1 |
| ASIA | | | | |
| Dummy, Asia=1 | 0,19 | 0,39 | 0 | 1 |
| AMLAT | | | | |
| Dummy, América Latina=1 | 0,23 | 0,42 | 0 | 1 |
| EUROPA | | | | |
| Dummy, Europa=1 | 0,17 | 0,38 | 0 | 1 |
| AFRNOR2 | | | | |
| AFRNOR*LOGE60 | 0,28 | 1,00 | 0 | 3,91 |
| AFREST2 | | | | |
| AFREST*LOGE60 | 1,13 | 1,70 | 0 | 4,05 |
| ASIA2 | | | | |
| ASIA*LOGE60 | 0,75 | 1,56 | 0 | 4,24 |
| AMLAT2 | | | | |
| AMLAT*LOGE60 | 0,91 | 1,70 | 0 | 4,24 |
| EUROPA2 | | | | |
| EUROPA*LOGE60 | 0,73 | 1,61 | 0 | 4,30 |

TABLA II.2
Modelo básico de convergencia absoluta

| Variable (1) | Toda la muestra (2) | No Africanos (3) | Todo África (4) | (4) sin África del Norte (5) |
|-------------------------|---------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| Ordenada | 0,042 ^a (12,435) | 0,070 ^a (23,124) | 0,020 ^d (1,671) | 0,040 ^a (2,972) |
| LOGE60 | -0,009 ^a (10,555) | -0,016 ^a (21,318) | -0,003 ^d (1,004) | -0,009 ^b (2,423) |
| R ² ajustado | 0,50 | 0,87 | 0,00 | 0,13 |
| F | 111,42 ^a | 454,48 ^a | 1,01 ^d | 5,869 ^b |
| σ^2 | 0,002 | 0,001 | 0,003 | 0,002 |

TABLA II.3
Modelos ampliados de convergencia absoluta y condicional

| Variables (1) | Conv. Absoluta (2) | Conv. Condic. (3) |
|-------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| Ordenada | 0,071 ^a (16,998) | 0,073 ^a (14,429) |
| LOGE60 | -0,016 ^a (15,580) | -0,017 ^a (12,572) |
| AFREST | -0,031 ^a (3,196) | -0,004 ^b (7,584) |
| AREST2 | 0,007 ^a (2,764) | |
| AMLAT | | 0,018 ^c (1,707) |
| AMLAT2 | | -0,005 ^c (1,736) |
| PRIM65 | | 0,00002 ^b (2,976) |
| R ² ajustado | 0,71 | 0,72 |
| F | 91,18 ^a | 47,81 ^a |
| σ^2 | 0,05 | 0,002 |

^a Significativo al 1%; ^b significativo al 5%; ^c significativo al 10%; ^d no significativo. El valor entre paréntesis es el estadístico "t" del cual se ignora el signo.

TABLA II.4
Medidas descriptivas de las principales variables
Argentina, 1980/81 y 1990/92

| VARIABLES (1) | Media | Desvío | Máximo | Mínimo |
|---|--------|--------|--------|--------|
| E8081 Años promedio de vida, 1980-1981. | 67,13 | 2,22 | 64 | 72 |
| E9092 Años promedio de vida, 1980-1981 | 70,78 | 1,41 | 68 | 73 |
| Tasa de sobrevivencia infantil, 1980-1984 (por mil nacimientos) | 965,09 | 8,07 | 982 | 951 |
| Tasa de sobrevivencia infantil, 1990-1994 (por mil nacimientos) | 975,78 | 4,82 | 985 | 967 |
| PRIM80 Tasa de matr. Primaria (por cien) | 92,9 | 2,8 | 83 | 96 |

TABLA II.5
Modelos de convergencia absoluta y condicional.

| Variables | Esperanza de vida | | Sobrevivencia infantil | |
|-------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| | Absoluta | Condicional | Absoluta | Condicional |
| Ordenada | 0,190 ^a (8,817) | 0,189 ^a (6,516) | 5,021 ^a (7,658) | 6,572 ^a (12,003) |
| LOGE80 | -0,044 ^a (8,570) | -0,044 ^a (5,742) | -0,005 ^a (7,490) | -0,007 ^a (11,494) |
| LNPBG80 | | -0,000 ^d (0,080) | | 0,044 ^a (4,716) |
| PRIM80 | | 0,000 ^d (0,077) | | 0,002 ^d (1,227) |
| R ² ajustado | 0,78 | 0,74 | 0,71 | 0,87 |
| F | 73,44 ^a | 22,17 ^a | 56,10 ^a | 48,19 ^a |
| σ^2 | 0,0008 | 0,0008 | 0,0260 | 0,0180 |

^a Significativo al 1%; ^b significativo al 5%; ^c significativo al 10%; ^d no significativo. El valor entre paréntesis es el estadístico "t" del cual se ignora el signo.

ANEXO II.2: GRÁFICOS

GRAFICO II.1

Ganancia en la esperanza de vida vs. nivel inicial.

Países del mundo, 1960/65 y 1990/95

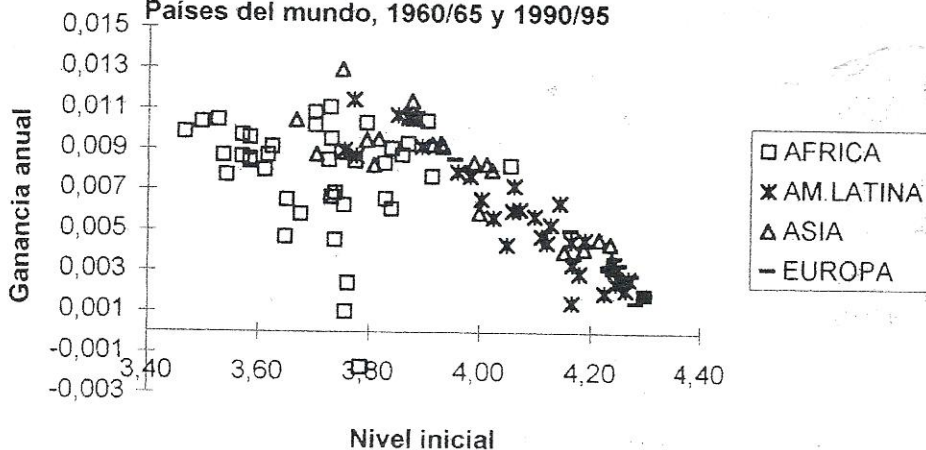


GRAFICO II.2

Ganancia en la esperanza de vida vs. nivel inicial.

Países del mundo menos ciertos africanos,
1960/65 y 1990/95

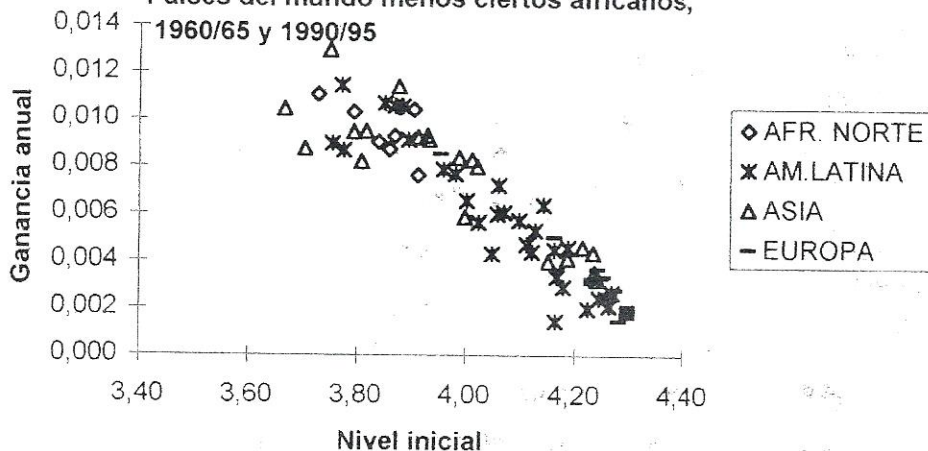


GRAFICO II.3

Ganancia en la esperanza de vida vs. Nivel inicial.
Argentina, 1980/81 y 1990/92

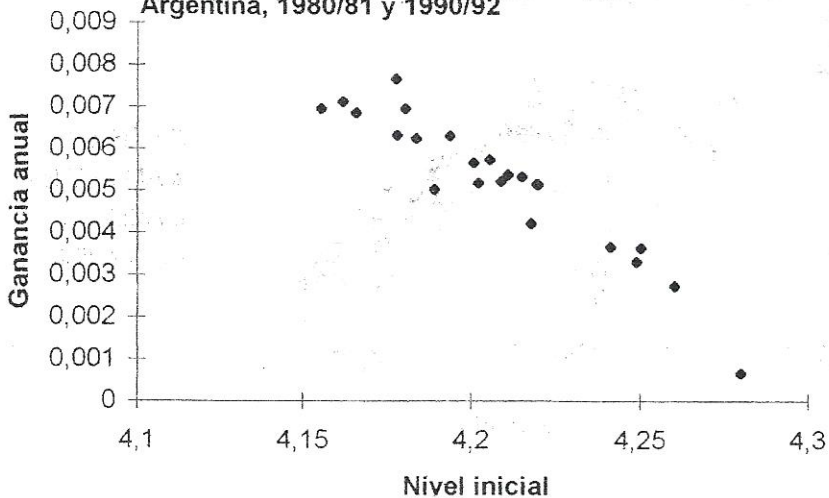
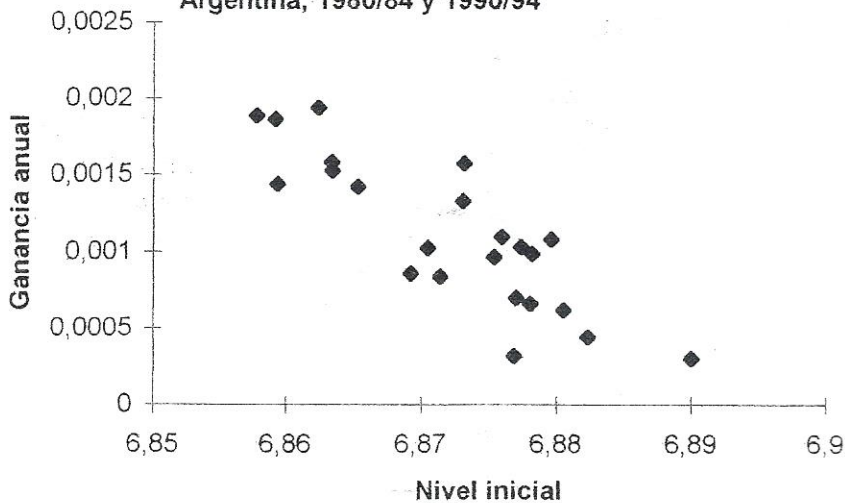


GRAFICO II.4

Ganancia en la sobrevivencia infantil vs. nivel inicial.
Argentina, 1980/84 y 1990/94



III. Pérdida económica de la mortalidad en los primeros años de vida (Argentina, 1990)

III.1.- INTRODUCCIÓN

En 1993 en la Argentina, 65 de cada 100 defunciones de niños menores de un año podrían haberse evitado con acciones médicas directas y de bajo costo, tales como diagnóstico, prevención y/o tratamiento oportuno (PNES, 1996). De haberse evitado estas muertes, la tasa de mortalidad infantil (TMI) hubiese sido del 8 en lugar del 22 por mil registrado. Una TMI del 8 por mil ubicaría a la Argentina en un nivel similar al de los países más avanzados del mundo en términos de la transición demográfica y del desarrollo humano—tales como Canadá (7 por mil) o Suecia (6 por mil)— a principios de la década de los noventa (UN, 1993).

Aún si se dejaran de lado las posiciones éticas en contra de un nivel elevado de mortalidad infantil, quedaría por considerar, entre otros efectos, la pérdida económica que sufre la sociedad por sostener dicho nivel. En otros términos, es posible imputar una pérdida económica a la frecuencia de defunciones por unidad de tiempo y en un lugar determinado.

El objetivo del presente trabajo es estimar la pérdida económica asociada a la mortalidad evitable de los niños menores de cinco años en la Argentina en 1990, y analizar su relación con el grado de desarrollo de cada una de las provincias.

La selección del año responde a la disponibilidad de información sobre defunciones clasificadas por causas de muerte. Si bien la mortalidad ha descendido entre 1990 y 1995, los valores obtenidos y las conclusiones que se desprenden del análisis pueden considerarse válidas para la situación actual.

La exposición se ha organizado como sigue: en la próxima sección se resume la evolución de la mortalidad en la niñez en la Argentina durante los

últimos quince años. En la sección III.3 se presenta la metodología y se describen brevemente los datos usados para la estimación de la pérdida económica asociada a la mortalidad evitable. En la sección III.4 se muestran y comentan los resultados obtenidos. Por último, en la sección III.5, se mencionan algunas consideraciones a tener en cuenta en trabajos futuros con el objeto de ajustar los cálculos exploratorios presentados en este ensayo.

III.2.- LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ EN LA ARGENTINA: RESUMEN

Caracterizaron la evolución de la mortalidad en la niñez en la Argentina entre 1980 y 1994 una declinación geográficamente generalizada, una reducción en el ritmo de descenso durante la segunda mitad de la década de 1980 y convergencia provincial de los niveles. Esta caída de la mortalidad implicó que se evitaran, a lo largo de todo el período, 88 mil defunciones de niños menores de cinco años, las que se habrían producido de haberse mantenido el nivel registrado en 1980.

Aproximadamente diez años separan las transiciones de la mortalidad en la niñez entre las regiones más y menos desarrolladas de la Argentina: el Noreste y el Noroeste Argentino (NEA y NOA, respectivamente) tuvieron en 1994 un nivel de mortalidad en la niñez similar al de la región Pampeana (la de menor mortalidad del país) en 1984.

La evolución de la mortalidad en la niñez según las causas de muerte, entre 1980 y 1990, muestra que declinó con mayor celeridad que el promedio, la mortalidad debida a patologías sensibles al saneamiento ambiental, la educación materna, el nivel de vida y el tratamiento médico (por ejemplo diarreas y enfermedades del aparato respiratorio). Por su parte, la mortalidad por violencias y por causas no reducibles aumentó en el período de referencia.

Una característica particularmente importante de la evolución de la mortalidad en Argentina durante los años analizados (y quizá también en fechas anteriores, aunque se carece de evidencias para afirmarlo) fue la convergencia en los niveles de mortalidad entre las provincias (PAZ, 1997 y PORTO, 1996). Esto quiere decir que las jurisdicciones que comenzaron con un nivel de mortalidad más elevado registraron un descenso más veloz que aquéllas que comenzaron con un nivel más bajo.

La comparación entre regiones más y menos desarrolladas dentro del país sugiere algunos resultados importantes desde el punto de vista de la distribución del ingreso. Dada la desigualdad inicial en los niveles de mortalidad entre las provincias, es razonable suponer que la carga debida a la pérdida económica de la mortalidad resultó más pesada —en relación con los niveles de consumo e ingreso— en las menos desarrolladas que en las más desarrolladas. Por consiguiente, se puede suponer que la convergencia de la mortalidad redujo la desigualdad desde el punto de vista del peso de las pérdidas relativas asociadas a la mortalidad entre las provincias de Argentina.

Asimismo, si se acepta que los indicadores de mortalidad informan sobre el estado de salud de la población, el descenso y la convergencia de la mortalidad puede disminuir la desigualdad de productividad entre las jurisdicciones más y menos desarrolladas, lo que constituye una forma más —quizá la primera— de ver el proceso de convergencia (BAUMOL, 1986 y DE LONG, 1988).

III.3. - MÉTODO DE CÁLCULO Y FUENTE DE DATOS

Para calcular la pérdida económica asociada a la mortalidad evitable (PEME) se aplicó en este trabajo el método desarrollado por HANSEN (1957) y perfeccionado por KUZNETS (1980). Este método —que combina costos,

oportunidades y rendimientos económicos— reconoce dos enfoques diferentes: a) el de las *oportunidades perdidas* y b) el de los *costos perdidos*. Para el primero, las pérdidas representadas por las muertes constituyen la contribución productiva neta *prevista* del difunto, la que se habría dado de no haberse producido la pérdida irreversible. Para el segundo, las pérdidas representadas por las muertes vienen determinadas por la utilización de insumos o recursos que, a manera de consumo perdido, no fueron compensados con contribución productiva y que se hubiesen ahorrado si el nacimiento del que proviene la muerte no se hubiese producido nunca.

Se consideró conveniente optar por el segundo enfoque por dos razones. Primero, por la mayor simplicidad de cálculo; segundo, porque el supuesto de contribución productiva nula que subyace en él, es perfectamente aceptable en el caso de las defunciones de niños menores de cinco años de edad.

El método aplicado permite obtener las pérdidas directas de tipo económico de la mortalidad, expresadas como porcentaje del Producto Bruto Nacional (PBN) de la Argentina y del Producto Bruto Geográfico (PBG) en el caso de las provincias. No se incluyen entonces los efectos psicológicos, emocionales y de otro tipo (positivos o negativos) que pudiera provocar una muerte.

Una diferencia básica entre los trabajos de HANSEN (1957) y KUZNETS (1980) con el presente, radica en que estos autores estimaron la pérdida económica asociada al conjunto de defunciones, mientras que en este trabajo se tomaron solamente aquellas clasificadas como evitables dado el conocimiento y la tecnología médica actuales y disponibles.

III.3.1.- Cálculo de la PEME

A continuación se describen los pasos seguidos para obtener las pérdidas directas de tipo económico expresadas como porcentajes del PBN y del PBG.

Paso 1: Cálculo de la proporción de defunciones evitables del i-ésimo grupo de edad sobre la población correspondiente a dicho grupo de edad (DN(i)).

Esta proporción se obtiene calculando el cociente:

$$DN(i) = \frac{D(i)}{N(i)}, \quad [1]$$

donde D(i) son las defunciones evitables del grupo de edad (i) y N(i) la población correspondiente a dicho grupo de edad estimada a la mitad del año calendario.

Paso 2: Cálculo del Factor Pérdida correspondiente al i-ésimo grupo de edad (FP(i)). Dicho factor viene dado por:

$$FP(i) = f(i) C(i). \quad [2]$$

donde f(i) es el factor de separación de las muertes y C(i) el consumo expresado en unidades por adulto equivalente.

El factor de separación de las defunciones, f(i), representa el tiempo vivido entre el nacimiento y la muerte del niño. KUZNETS (1980) asigna a f(0) —factor de separación de las muertes infantiles— un valor de 0,5 lo que implica adoptar el supuesto de que los niños que murieron antes de su primer aniversario alcanzaron a vivir, en promedio, 0,5 unidades de año.

Dado que f(0) depende del nivel de la mortalidad vigente en un lugar y en un momento del tiempo determinado (ELIZAGA, 1979; ORTEGA, 1987), en este trabajo se optó por usar los factores de separación calculados por GIUSTI Y OTROS (1995) para cada una de las jurisdicciones de la Argentina. Los resultados obtenidos con tales factores (menores a 0,22 para las jurisdicciones con más alta

mortalidad) son significativamente menores que los que arroja la alternativa de 0,5 presente en las estimaciones de KUZNETS (1980).

Para $f(1-4)$ —factor de separación de las muertes preescolares— se adoptó el valor de 2, resultado del promedio simple de los factores de separación tradicionalmente usados para este grupo de edad (GLOVER, 1921).

Como se dijo antes, $C(i)$ representa el consumo expresado en unidades por adulto equivalente. KUZNETS (1980) adopta por hipótesis el valor de 0,5, para la población menor de cinco años. Según HANSEN (1957) esta es sólo una de las posibilidades. Se podría suponer también una relación consumo niño-adulto de a) 1:1; y b) variable según la edad del niño.

Si bien lo correcto en este caso hubiese sido estimar un $C(i)$ para cada jurisdicción, no se contaba con información suficiente para realizar dicha estimación. Por ello, se calcularon dos valores de la PEME: uno bajo el supuesto de $C(i)$ igual a 0,5 y otro con $C(i)$ igual a 1. Como se observará más adelante, los resultados son sensibles ante este cambio, por lo que podría resultar conveniente contar con esta información para cada una de las jurisdicciones.

Paso 3: Estimación de la Pérdida Económica de la Mortalidad Evitable para cada grupo de edad (PEME(i)). Se obtiene combinando los resultados de las ecuaciones [1] y [2].

$$PEME(i) = DN(i) \frac{N(i)}{N} FP(i). \quad [3]$$

Paso 4: Determinación de la Pérdida Económica de la Mortalidad Evitable (PEME) como porcentaje del PBN y del PBG corrientes. Este valor resulta del cociente entre la suma de la PEME para cada grupo de edad y el total de unidades de consumo por adulto equivalente.

Los denominadores para el cálculo detallado en el paso anterior se obtienen ponderando los efectivos de población correspondientes a tres grupos de edad (0-14; 15-64 y 65 y más) por los coeficientes de consumo supuestos para

cada uno de ellos (0,5; 1 y 0,75; respectivamente). Para el cómputo de la PEME según el supuesto de $C(i)=1$, dicha ponderación no resulta necesaria.

III.3.2.- Los datos para Argentina

La información sobre defunciones proviene de la base de datos del Programa Nacional de Estadísticas de Salud del Ministerio de Salud y Acción Social de la Nación. El soporte magnético contiene registros de defunciones por jurisdicción, edad, sexo y causa de muerte. Estas últimas están clasificadas a 3 dígitos de acuerdo a la IX Revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades, Traumatismos y Causas de Defunción (CIE-IX).

Dado que en el presente ensayo se considera la mortalidad en la niñez, se seleccionaron de la base de datos las defunciones de niños menores de 5 años. Este grupo incluye las defunciones de menores de un año (mortalidad infantil) y las de 1 a 4 años de edad (mortalidad preescolar).

Las defunciones fueron clasificadas por causas siguiendo el criterio de evitabilidad, originalmente propuesto por TAUCHER (1978) y perfeccionado recientemente para su aplicación en Argentina por el Programa Nacional de Estadísticas de Salud (PNES, 1996). Este criterio tiene por objeto detectar problemas sanitarios, sustentar la toma de decisiones y guiar las actividades para facilitar la instrumentación de medidas correctivas (PNES, 1985).

Según el criterio de evitabilidad las defunciones pueden ser clasificadas en cuatro categorías: **Evitables** (CIE-IX: 001 a 009, 032, 033, 036 a 039, 055, 070, 090, 260 a 269, 276, 320, 345, 580 a 384, 460 a 629, 680 a 709, 760, 762 a 779 y E800 a E999); **No Evitables** (CIE-IX: 052, 140 a 239, 254 a 259, 343, 390 a 459 y 740 a 759); **Desconocidas** (CIE-IX: 779, 780 a 796, 798 y 799) y **Otras Causas** (las no incluidas en los grupos anteriores).

Los problemas básicos y más generales de los registros de defunción — como así también, en parte, de otras estadísticas vitales— son la falta de cobertura (o integridad del registro) y la calidad de los datos registrados, especialmente los concernientes a las causas de defunción.

Estos últimos están frecuentemente afectados por la falta de certificación médica y por posibles errores de diagnóstico, certificación, codificación, grabación y tabulación. Si bien muchos de estos problemas son imposibles de detectar, algunos de los indicadores usados para estimarlos, muestran que los registros de Argentina son lo suficientemente confiables para el análisis.

III.4.- RESULTADOS: PRESENTACIÓN Y DISCUSIÓN

En el Cuadro III.1 figuran las estimaciones de la pérdida económica asociada a la mortalidad evitable (PEME) para cada una de las jurisdicciones de la Argentina.

En la Columna 2 se muestran los cálculos obtenidos bajo el supuesto que el consumo de los niños equivalga a 0,5 unidades del consumo de los adultos. Por su parte, la Columna 3 muestra el valor que asume la PEME cuando se supone que la relación de consumo niño-adulto es igual a la unidad.

Como se dijo antes, los resultados son muy sensibles ante el cambio de este supuesto. La PEME el total del país resulta un 66 por ciento más alta. Otro comportamiento notable en este sentido es que la sensibilidad es mayor en aquellas jurisdicciones con una PEME menor. Por ejemplo, mientras que para Capital Federal, el cambio en el supuesto de consumo niño-adulto aumenta la PEME en un 78 por ciento, para Formosa lo hace sólo en un 56 por ciento. Un resultado similar encuentra KUZNETS (1980) al comparar el impacto de este supuesto en las estimaciones para Egipto y la India, Inglaterra y los Estados Unidos.

CUADRO III.1

Pérdida Económica de la Mortalidad Evitable (PEME)
 en porcentaje del PBG, según distintos coeficientes
 de consumo por adulto equivalente.
 Provincias de Argentina, 1990.

| Jurisdicción | PEME CE=0,50 | PEME CE=1,00 |
|---------------------|-----------------|-----------------|
| (1) | (2) | (3) |
| Capital Federal | 0,0032 | 0,0057 |
| Buenos Aires | 0,0058 | 0,0098 |
| Catamarca | 0,0174 | 0,0279 |
| Córdoba | 0,0060 | 0,0099 |
| Corrientes | 0,0198 | 0,0315 |
| Chaco | 0,0255 | 0,0404 |
| Chubut | 0,0112 | 0,0181 |
| Entre Ríos | 0,0090 | 0,0147 |
| Formosa | 0,0399 | 0,0624 |
| Jujuy | 0,0267 | 0,0418 |
| La Pampa | 0,0088 | 0,0146 |
| La Rioja | 0,0216 | 0,0346 |
| Mendoza | 0,0106 | 0,0173 |
| Misiones | 0,0262 | 0,0416 |
| Neuquén | 0,0131 | 0,0211 |
| Río Negro | 0,0115 | 0,0187 |
| Salta | 0,0311 | 0,0490 |
| San Juan | 0,0154 | 0,0251 |
| San Luis | 0,0122 | 0,0199 |
| Santa Cruz | 0,0086 | 0,0143 |
| Santa Fe | 0,0069 | 0,0114 |
| Santiago del Estero | 0,0103 | 0,0162 |
| Tucumán | 0,0124 | 0,0199 |
| Total país | 0,0094 | 0,0156 |

Fuente: Estimaciones propias.

Un aspecto a destacar es la gran dispersión de los resultados obtenidos. Por ejemplo, la PEME de Formosa (en % del PBG) fue 12 veces más alta que la de Capital Federal. Si se compara esta diferencia con los valores de, por ejemplo,

la tasa de mortalidad infantil (1,7 veces más alta en Formosa que en Capital Federal) y con la tasa de mortalidad preescolar (5,4 veces más elevada) queda clara la magnitud en la dispersión de la PEME.

Los resultados obtenidos por KUZNETS (1980) para la población menor de 5 años de Holanda en 1937 (0,0529), son similares a los que se obtuvieron aquí para Formosa o Salta (Columna 3). Debe recordarse que este autor considera para su cálculo la totalidad de las defunciones, con lo cual es posible que de considerar sólo las evitables, el valor sea más bajo acercándose con ello a provincias más desarrolladas de la Argentina. Lo anterior ilustra la distancia que separa a este país de los más desarrollados del mundo, como es el caso de Holanda, a pesar del comparativamente bajo nivel de mortalidad en la niñez dentro del contexto de América.

Por otra parte, parecería que las jurisdicciones con más alta mortalidad registraron valores más elevados de la PEME. Pueden, por ejemplo, compararse Chaco, Formosa y Salta con Capital Federal, Buenos Aires y Córdoba.

Como se sabe, la tasa de mortalidad en los primeros años de vida es uno de los indicadores de bienestar de una región o país. Con el objeto de investigar hasta qué punto las provincias menos aventajadas en este sentido registraban valores de la PEME superiores, se calculó el coeficiente de correlación (Pearson) entre el logaritmo de la PEME y un conjunto de variables representativas del nivel de desarrollo relativo de cada una de ellas (Cuadro III.2).

Por los coeficientes de Pearson se puede inferir que la PEME tiende a ser mayor en las provincias con una esperanza de vida al nacer menor, con tasas de mortalidad en la niñez (infantil y preescolar) más elevadas, con un tamaño del hogar mayor, con un mayor porcentaje de hogares con NBI y con un menor número de camas de hospital disponibles.

CUADRO III.2
Coeficiente de correlación (r) entre
el logaritmo de la PEME
y ciertos indicadores de desarrollo

| Indicador | r (Pearson) |
|-------------------------------|----------------------|
| (1) | (2) |
| log del Producto per cápita | 0,2002 ^d |
| Población urbana | -0,0489 ^d |
| Esperanza de vida al nacer | -0,5127 ^a |
| Población analfabeta | 0,2375 ^d |
| Tasa mortalidad infantil | 0,2731 ^c |
| Tasa mortalidad preescolar | 0,4899 ^a |
| Tamaño del hogar | 0,3910 ^b |
| Energía eléctrica per cápita | 0,2691 ^d |
| Viviendas deficitarias | 0,1589 ^d |
| Hogares con NBI | 0,3437 ^b |
| Camas de hospital disponibles | -0,5820 ^a |
| Niños vacunados con SABIN | 0,1787 ^d |
| Niños vacunados con TRIPLE | 0,1568 ^d |
| Espectadores de cine | -0,2703 ^d |

Nota: ^a Significativo al 1%; ^b significativo al 5%; ^c significativo al 10%; ^d No significativo.

Fuente: Los indicadores fueron tomados de INDEC (1993a; 1993b y 1994). Corresponden a fechas cercanas a 1990.

Estos resultados sugieren como conclusión general que las provincias menos aventajadas en el proceso de desarrollo económico y social nacional son las que soportan una PEME mayor. Dicho de otra forma, tales jurisdicciones son las que recibirían un beneficio económico mayor de una eventual reducción de los niveles de mortalidad en la niñez.

No obstante debe actuarse con cautela en la interpretación de las cifras obtenidas debido tanto a la integridad como a la calidad de los registros de defunciones y a la precisión en la estimación del stock de población a mitad del

año calendario. Por ejemplo, Santiago del Estero presenta un gran subregistro de defunciones por lo que el valor extremadamente bajo de la PEME para esta provincia está seguramente subestimado. Otro tanto ocurre en provincias como Formosa o Chaco.

III.5.- CONSIDERACIONES FINALES

Si bien en la Argentina se han logrado progresos importantes en la reducción de la mortalidad en la niñez, el nivel alcanzado por este país aún está lejos del de aquéllos más avanzados en la transición demográfica y en el desarrollo humano (Canadá, Suecia, etc.). Es por ello que resulta de interés conocer la pérdida económica asociada a la mortalidad evitable de los menores de cinco años de edad.

En este trabajo se estimó que, en Argentina, las defunciones clasificadas como evitables producen una pérdida que varía entre 0,0094 y 0,0156 por ciento el Producto Bruto Nacional Corriente. En términos de dinero estos valores implican una cifra que va desde los 38 y los 62 millones de dólares anuales.

Las estimaciones realizadas tienen un carácter exploratorio, por lo que los resultados obtenidos deben ser evaluados con cautela en el momento de usarse para la toma de decisiones en materia de política.

Lo anterior se debe a varias razones. Primero, a las deficiencias propias de los datos de base (entre los que figuran la integridad y la calidad de los registros de defunciones). Segundo, pero no por ello menos importante, a las omisiones que supone la aplicación misma del método de estimación. Entre ellas figuran como muy importantes:

a) La contribución productiva de la madre durante el embarazo, el nacimiento y el cuidado en la niñez, hasta el momento en que se produce la

defunción. Particularmente relevante es el efecto que la fecundidad y la mortalidad en los primeros años de vida ejercen sobre la participación de la mujer en el mercado de trabajo.

b) Los efectos del crecimiento económico. De producirse crecimiento económico, el consumo pasado comparado con el PBN o PBG actuales, será menor que el comparado con los valores históricos.

c) Los agentes económicos que soportan los costos de la mortalidad temprana. Sería necesario determinar quién asume los costos de la mortalidad temprana, dado que el impacto sobre la distribución del ingreso provocado por una eventual caída de la mortalidad será diferente si es el Estado o la familia el que asume la PEME.

d) Los efectos de la reducción de la mortalidad en la niñez sobre la fecundidad (PINAL, 1995; SAH, 1991). En este sentido es probable que al disminuir la mortalidad en la niñez, la fecundidad disminuya, y que al producirse este efecto, la inversión en capital humano por hijo aumente y con ello aumenten también los ingresos futuros de los hijos sobrevivientes.

BIBLIOGRAFÍA

- BARRO, R. (1991): "Economic Growth in an Cross Section of Countries." *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2): 407-443.
- BARRO, R. AND SALA-I-MARTIN, X. (1992): "Convergence." *Journal of Political Economy*, 100 (2): 223-251.
- BAUMOL, W. (1986): "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long Run Data Show." *The American Economic Review*, 76 (5): 1072-1085.
- BOURGEOIS-PICHAT, J. (1985): *Nuevas Fronteras de la Demografía*. Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), Serie E, N° 30, Santiago.
- CELTON, D. (1993): *La declinación de la mortalidad en la Argentina*. Asociación de Estudios de Población de la Argentina. II Jornadas de Estudios de Población, Buenos Aires.
- CENSO NACIONAL DE POBLACIÓN 1980 (C80): *Censo Nacional de Población y Vivienda 1980*, Serie B, Características Generales. INDEC, Buenos Aires.
- CENSO NACIONAL DE POBLACIÓN 1991 (C91): *Censo Nacional de Población y Vivienda 1991*, Serie B, N° 25, total del país. INDEC, Buenos Aires.
- COALE, A. (1977): *La Transición Demográfica*. Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), Serie D, N° 86, Santiago.
- DE LONG, J. (1988): "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment." *The American Economic Review*, 78 (5): 1138-1154.
- DORN, H. (1975): "Mortalidad." En HAUSER, PH. Y DUNCAN, O. (Compiladores): *El Estudio de la Población*, Vol. 2: 601-650. Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), Serie E, N° 15, Santiago.
- ELIZAGA, J. (1979): *Dinámica y Economía de la Población*. CELADE, Serie E, N° 27, Santiago.

- FOGEL, R. (1994): "Economic Growth, Population Theory, and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy." *American Economic Review*, 84 (3): 369-395.
- FRENK, J.; LOZANO, R. Y BOBADILLA, J. (1994): "La Transición Epidemiológica en América Latina." *Notas de Población*, Año XXII, N° 60: 79-101.
- GIUSTI, A. Y OTROS (1995): *Tablas Abreviadas de Mortalidad Provinciales por Sexo y Edad*. Serie Análisis Demográfico INDEC, N° 4, Buenos Aires.
- GLOVER, J (1921): *United States Life Tables, 1890, 1901, 1910 and 1901-1910*. Bureau of the Census, Washington, D. C.
- GUZMÁN, J. Y ORELLANA, M. (1989): "Nuevas tendencias de mortalidad en Cuba, Chile y Costa Rica?." En LATTES, A.; MCFARREN, M. Y McDONALD, J. (Compiladores): *Salud, enfermedad y muerte de los niños en América Latina*: 343-378. CLACSO-IDRC, Buenos Aires.
- GRUSHKA, C. (1993): *Adult mortality in Argentina. What happened in the '80s?*. International Union for the Scientific Study of Population, XXII General Population Conference, Montreal.
- HANSEN, W. (1957): "A Note on the Cost of Children's Mortality." *Journal of Political Economy*, 65 (2): 257-262.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS (INDEC, 1985): *La pobreza en la Argentina* (2ª edición). INDEC, Serie Estudios N° 1, Buenos Aires.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS (INDEC, 1993a): *Anuario Estadístico de la República Argentina 1993*. INDEC, Buenos Aires.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS (INDEC, 1993b): *Síntesis. Situación y Evolución Social*. INDEC, Buenos Aires.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS (INDEC, 1994): *Anuario Estadístico de la República Argentina 1994*. INDEC, Buenos Aires.

- KUZNETS, S. (1980): "Recent Population Trends and Less Developed Countries and Implications for Internal Income Inequality." In Easterlin, R. (Ed.): *Population and Economic Change in Developing Countries*. University of Chicago Press, Chicago.
- MCKEOWN, TH. (1990): *Los orígenes de las enfermedades humanas*. Crítica, Barcelona.
- MÜLLER, M. (1984): *Mortalidad Infantil y Desigualdades Sociales en Misiones*. CENEP, Cuaderno N° 25-26, Buenos Aires.
- MURPHY, K.; SHLEIFER, A. AND VISHNY, R. (1989): "Industrialization and Big Push." *Journal of Political Economy*, 97 (5): 1003-1026.
- MYCHASZULA, S. Y ACOSTA, L. (1990): *La mortalidad infantil en la Argentina, 1976-1981*. Cuaderno del CENEP N° 43, Buenos Aires.
- NACIONES UNIDAS (NU, 1963): *Boletín de Población N° 6*. Departamento de Asuntos Económicos y Sociales, Naciones Unidas, Nueva York.
- NOTESTEIN, F. (1945): "Population, the Long View." In Schultz, Th. (Ed.): *Food the World*. The University of Chicago Press, Chicago: 36-57.
- OMRAM, A. (1971): "The Epidemiological Transition. A Theory of the Epidemiology of Population Change." *Milbank Memorial Fund Quarterly*, XLIX (4): 509-538.
- ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE LA SALUD (OPS, 1990): *Las condiciones de salud en las Américas. Edición de 1990*. Vol. 1. OPS, Publicación Científica N° 524, Washington D.C.
- ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE LA SALUD (OPS, 1992): *Estadísticas de Salud en las Américas. Edición 1992*. OPS, Publicación Científica N° 535, Washington D.C.
- ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE LA SALUD (OPS, 1994): *Las condiciones de salud en las Américas. Edición de 1994*. Vol. 1. OPS, Publicación Científica N° 549, Washington D.C.

- ORTEGA, A. (1987): *Tablas de Mortalidad*. CELADE, Serie E, N° 1004, Santiago.
- PAZ, J. (1997): *Longevidad y Calidad de Vida. Teoría y Evidencia Empírica*. IV Seminario de Estadística Aplicada. Inter-American Statistical Institute-Universidad de Costa Rica. Mimeo, San José.
- PINAL, G. (1995): "Natalidad y mortalidad en un modelo microeconómico de decisión familiar." *Anales de la AAEP*, Tomo 4: 867-883.
- PORTO, G. (1994): "Convergencia y Política Económica. Algunos Resultados para las Provincias Argentinas." *Anales de la AAEP*, Tomo 4: 1191-1214.
- PRESTON, S., KEYFITZ, N. AND SCHOEN, R. (1972): *Cause of Death. Life Tables for National Populations*. Seminar Press, New York and London.
- PRESTON, S. (1987): "La mortalidad y el desarrollo: reexamen." Naciones Unidas, *Boletín de Población* N° 18: 35-42.
- ROFMAN, R. (1993): *La mortalidad adulta en la Argentina*. Asociación de Estudios de Población de la Argentina. II Jornadas de Estudios de Población, Buenos Aires.
- PROGRAMA NACIONAL DE ESTADÍSTICAS DE SALUD (PNES, varios años): *Estadísticas Vitales. Información Básica*. PNES-MSAS, Serie 5, desde N° 23 a N° 34. Ministerio de Salud y Acción Social, Buenos Aires.
- PROGRAMA NACIONAL DE ESTADÍSTICAS DE SALUD (PNES, 1985): *Agrupamiento de las causas de muerte de menores de un año basado en la aplicación de criterios de evitabilidad*. Boletín del PNES N° 50. Ministerio de Salud y Acción Social, Buenos Aires.
- PROGRAMA NACIONAL DE ESTADÍSTICAS DE SALUD (PNES, 1988): *Indicadores de mortalidad como componentes de los perfiles de salud*. PNES-MSAS, Serie 2, N° 6. Ministerio de Salud y Acción Social, Buenos Aires.
- PROGRAMA NACIONAL DE ESTADÍSTICAS DE SALUD (PNES, 1996): *Conclusiones y Recomendaciones de Congresos y Comités de Expertos*. Serie 3, N° 30. Ministerio de Salud y Acción Social, Buenos Aires.

- SAH, R. (1991): "The Effects of Child Mortality Changes on Fertility Choices and parental Welfare." *Journal of Political Economy*, 99 (3): 582-606.
- SALA-I-MARTIN, X. (1995): *Apuntes de Crecimiento Económico*. Antoni Bosch, Madrid.
- SCHULTZ, T. (1980): "Interpretations of the relations among mortality economics of the household and the health environment." *Proceeding of the Meetings: on socioeconomics determinants and consequences of mortality*. UN-WHO: 382-422, México, D. F.
- SOLOW, R. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Development." *Quarterly Journal of Economic*, 70 (1): 65-94.
- SOMOZA, J. (1973): "La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960." En LATTES, A. Y SOMOZA, J. (Compiladores): *Temas de Población de la Argentina. Aspectos demográficos*: 21-40. CELADE, Serie E, N° 13, Buenos Aires.
- SOMOZA, J. Y MÜLLER, M. (1988): *Tablas de Mortalidad. Argentina, 1980-1981*. INDEC, Serie Estudios, Buenos Aires.
- SUMMER, R. AND HESTON, A. (1991): "The Penn World Tables (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons 1950-1988." *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2): 327-368.
- TAUCHER, E. (1978): *Chile: Mortalidad desde 1955 a 1975. Tendencias y Causas*. CELAD SOMOZA, J. (1973): "La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960." En LATTES, A. Y SOMOZA, J. (compiladores): *Temas de Población de la Argentina. Aspectos demográficos*. CELADE, Serie E N° 13: 21-40, Buenos Aires.
- THOMPSON, W. (1929): "Population." *American Journal of Sociology*, 24 (6): 959-975.
- UNITED NATIONS (UN, 1993): *World Population Prospect. The 1992 Revision*. United Nations, Department for Economic and Social Information and Policy Analysis, New York.

CASTAÑARES (Cuadernos del I. I. E.)

Los números publicados con anterioridad son los siguientes:

- 1- DEL REY, E. C., BASOMBRÍO, M. A., ROJAS, C. L. y GUZMÁN, M. M.: Costos de la Prevención del Mal de Chagas: Control del Vector – Cuaderno N° 1, Año I, Mayo de 1993.
- 2- ANTONELLI, Eduardo: Matriz de Insumo-Producto de la Provincia de Salta – Cuaderno N° 2, Año I, Diciembre de 1993.
- *3- ANTONELLI, Eduardo: La Política Económica en Salta en el Período 1976-1983 – Cuaderno N° 3, Año II, Julio de 1994.
- *4- DEL REY, E. C., BASOMBRÍO, M. A. y ROJAS, C. L.: Beneficios Brutos de la Prevención del Mal de Chagas – Cuaderno N° 4, Año III, Mayo de 1995.
- 5- ANTONELLI, Eduardo y LORENTE, María Dolores: La Política Económica en Salta en el Período 1984-1987 – Cuaderno N° 5, Año III, Septiembre de 1995.
- 6- DEL REY, E. C., BASOMBRÍO, M. A. y ROJAS, C. L.: La Prevención del Mal de Chagas: Rendimiento Económico – Cuaderno N° 6, Año III, Diciembre de 1995.
- 7- ANTONELLI, Eduardo y LORENTE, María Dolores: Análisis de la Deuda Pública de Salta entre 1980 y 1995 y Recálculo de su Nivel en 1991 – Cuaderno N° 7, Año IV, Mayo de 1996.
- 8- ANTONELLI, Eduardo: La Política Económica en Salta en el Período 1988-1991 – Cuaderno N° 8, Año IV, Agosto de 1996.
- 9- ANTONELLI, Eduardo: La Política Económica en Salta en el Período 1992-1995 – Cuaderno N° 9, Año V, Mayo de 1997.

* **Agotados.** Sin embargo, el (los) autor(es) puede(n) proveer una copia (que no tendrá la forma de Cuaderno), si le es solicitada.

