

DIFERENCIALES DE MORTALIDAD ADULTA EN ARGENTINA*

Rafael Rofman
(Centro de Estudios
de Población, CENEP,
Buenos Aires)

RESUMEN

Tradicionalmente, el estudio de la mortalidad adulta ha sido materia de poco interés en países en desarrollo, debido, por una parte, a la escasez de información básica necesaria para el análisis y, por otra, a la relativa mayor importancia asignada a fenómenos demográficos habitualmente asociados con los procesos de desarrollo, tales como la mortalidad infantil o la fecundidad. Este artículo presenta un intento por estimar y analizar los diferenciales en la mortalidad adulta argentina, utilizando para ello datos obtenidos de la Administración Nacional de la Seguridad Social.

El método empleado es una combinación de la técnica conocida como análisis logístico y el uso de los modelos desarrollados por Coale y otros y Coale y Guo. Con base en estas estimaciones, construimos tablas de mortalidad por sexo, región de residencia, caja de jubilaciones (utilizado como indicador de la actividad) e ingreso. En el documento se comprueba la consistencia de los valores estimados con otras estimaciones publicadas, así como se consideran las magnitudes de los diferenciales.

Entre los resultados más importantes, se encontró que los afiliados a las cajas de autónomos, que en general comprenden a trabajadores por cuenta propia, profesionales independientes y pequeños empresarios, presentaban los niveles de mortalidad más bajos. Del mismo modo, se halló una fuerte correlación inversa entre probabilidad de morir y nivel de ingreso.

(MORTALIDAD ADULTA)
(MORTALIDAD DIFERENCIAL)

(METODOLOGIA)

* Este documento fue preparado como parte de un proyecto sobre "Mortalidad Diferencial y Seguridad Social en Argentina", con el apoyo financiero de la Fundación Rockefeller y La Meridional, Cía. de Seguros de Retiro.

Agradecemos la colaboración de Gabriela Navarro en el procesamiento estadístico de los datos.

ADULT MORTALITY DIFFERENTIALS IN ARGENTINA

SUMMARY

Little interest has been traditionally placed on the study of adult mortality in developing countries. This is due, on the one hand, to the lack of basic information necessary for the analysis and, on the other, to the relatively greater importance assigned to demographic phenomena which are usually associated to development processes, such as infant mortality and fertility. This article intends to estimate and analyze adult mortality differentials in Argentina, by utilizing data from the National Administration of Social Security.

The method used is a combination of the technique known as logistic analysis and the use of models developed by Coale et al. and Coale and Guo. Based on these estimates, life tables by sex, place of residence, pension fund (utilized as an activity indicator) and income were constructed. The paper confirms the consistency between the estimated values and other estimates published and considers the magnitude of differentials.

Among the most important findings it was observed that the lowest mortality levels were presented by persons autonomously affiliated to pension funds, who are in general own account workers, independent professionals and small enterprisers. In the same way a strong inverse correlation was found between the probability of dying and the income level.

(ADULT MORTALITY)
(DIFFERENTIAL MORTALITY)

(METHODOLOGY)

I. INTRODUCCION

El estudio de la mortalidad adulta ha sido tradicionalmente materia de escaso interés en países en desarrollo, debido, por un lado, a la escasez de información básica necesaria para el análisis y, por otro, a la relativa mayor importancia que se le asigna a fenómenos demográficos habitualmente asociados con los procesos de desarrollo, tales como la mortalidad infantil o la fecundidad. Sin embargo, a medida que los países atraviesan sus procesos de transición demográfica, las dificultades originadas en los procesos de envejecimiento, así como el surgimiento de una preocupación creciente respecto a la estabilidad de los sistemas de seguridad social justifican y explican un aumento del interés en el tema.

Lamentablemente, la calidad de la información disponible en fuentes tradicionales, tales como las estadísticas vitales, es insuficiente para llevar a cabo estudios en profundidad, surgiendo la realización de encuestas diseñadas especialmente como una alternativa posible. Esta aproximación se aplica en forma habitual en países desarrollados, donde se cuenta con los recursos necesarios para garantizar su realización en forma satisfactoria. En cambio, en el contexto de economías en desarrollo, es necesario explorar la posibilidad de utilizar fuentes alternativas de datos secundarios.

Este trabajo presenta resultados de una investigación en la que se utilizaron datos recopilados en forma habitual por la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES) de la Argentina, a fin de modelar y estimar la magnitud de los diferenciales de mortalidad adulta. La metodología utilizada incluye la aplicación de diversas técnicas estadísticas, obteniéndose estimaciones de los niveles de mortalidad en Argentina entre 1988 y 1992 según características socioeconómicas.

El capítulo II de este artículo presenta una breve revisión de la literatura existente sobre el tema, en Argentina y otros países. El III describe la base de datos y desarrolla la metodología utilizada. Algunos resultados obtenidos se dan a conocer en el capítulo IV, mientras que en el V se plantean las conclusiones generales del estudio.

II. ANTECEDENTES TEORICOS

La problemática vinculada a la mortalidad adulta y, en particular, a los diferenciales en mortalidad adulta en Argentina ha sido objeto de escasa atención en la literatura académica. En el transcurso de esta investigación, no nos ha sido posible ubicar artículos publicados que analicen el tema en forma específica, aunque sí existen estudios generales que incluyen referencias a la mortalidad diferencial adulta. En general, éstos estiman e interpretan los diferenciales por sexo y región de residencia, entendiendo como tal tanto a la dimensión urbano-rural como a la división político-administrativa. La causa de esta aparente falta de interés en un tema de importancia se remite, en casi todos los casos, a la falta de fuentes de datos confiables que permitan realizar las mediciones o estimaciones necesarias. Así, en su ya clásico estudio de la historia de la mortalidad argentina, J. L. Somoza (1971) estimó los diferenciales de mortalidad por sexo, región geográfica de residencia y origen nacional de la población. Sus hallazgos son significativos en cuanto a los diferenciales por sexo, que han aumentado rápidamente a lo largo del siglo. En efecto, la diferencia en la esperanza de vida a los 20 años, que ascendía a 1.1 años en favor de las mujeres en el período 1913-1915, aumentó a 5.4 años en 1959-1961. Muller (1978) estima que esta diferencia se amplió a 7.4 años en el período 1969-1971, mientras que el INDEC (1988) la estimó en 6.75 años para el período 1980-1981. Las diferencias por región, en cambio, presentan una evolución distinta ya que han disminuido a lo largo del tiempo. La diferencia en la esperanza de vida a los 20 años entre las regiones Buenos Aires (que incluye la Capital Federal y la provincia de Buenos Aires) y Noroeste (que incluye a las provincias de Salta, Jujuy y Tucumán) disminuyó desde 5.6 años en 1913-15 a 3.05 años en 1969-71 (Somoza, 1971; Muller, 1978). Este diferencial no fue calculado por el INDEC para 1980-81, pero la observación de los datos por provincia indica que el valor no supera los 2.5 años.

Mientras que la literatura referida a diferenciales de mortalidad adulta por nivel socioeconómico es prácticamente inexistente, la tradición de trabajos sobre diferenciales socioeconómicos en mortalidad infantil es importante. Ellos están generalmente basados en encuestas especialmente diseñadas, por lo que utilizan distintas bases de datos y metodologías. No obstante, concuerdan en señalar claros diferenciales que favorecen a los estratos socioeconómicos superiores (Behm Rosas y Maguid, 1978; Muller, 1983; García Tamburo, 1984; Torrado, 1988).

Con base en la verificación empírica de los diferenciales en mortalidad infantil, distintos analistas han estimado que el efecto diferencial se extiende a la población adulta, aunque es importante recordar que este supuesto carece, hasta el momento, de sustento empírico.

Estudios de diferenciales en otros países han mostrado que el efecto del status socioeconómico es importante. En Latinoamérica, en un análisis de la mortalidad en Brasil alrededor de 1970, Carvalho y Sawyer (1978) muestran que mientras los diferenciales regionales son importantes (con diferencias en la esperanza de vida al nacer de hasta 25 años entre la región sur y el nordeste) no existen diferenciales significativos entre las áreas urbana y rural. Incorporando el ingreso familiar en el análisis, Carvalho y Wood (1978, 1979) señalan que el status socioeconómico es una variable crítica en el estudio de diferenciales de mortalidad. La diferencia en la expectativa de vida al nacer, en todo el país, es de 12.1 años entre las categorías de ingresos máxima y mínima. Si bien estos estudios significan un aporte significativo al conocimiento, especialmente considerando la inexistencia de estudios previos sobre el tema, es de notar que las expectativas de vida calculadas se basan en los niveles estimados de mortalidad infantil, ya que no se utilizaron fuentes que incluyeran datos sobre mortalidad adulta. En estudios en países desarrollados, el análisis de los diferenciales de mortalidad adulta por status socioeconómico es más común debido, entre otras razones, a la disponibilidad de datos adecuados. En los Estados Unidos, el "National Center for Health Statistics" publica en forma periódica tablas de mortalidad completas por sexo, raza y residencia urbano-rural para todo el país y por regiones (U.S. Dept. of Health, Education and Welfare, 1991). Adicionalmente, el Estado releva y mantiene encuestas periódicas que permiten el seguimiento de cohortes y el cálculo de los niveles de mortalidad diferencial, así como también mantiene otras fuentes de información alternativas.

El primer estudio en profundidad de los diferenciales de mortalidad fue el publicado por Kitigawa y Hauser (1973) quienes, utilizando estadísticas vitales, presentan mediciones de diferenciales de mortalidad por raza, estado marital y nivel socioeconómico. La información disponible indica que la población blanca de los Estados Unidos ha tenido tasas de mortalidad consistentemente inferiores a la población negra a lo largo del tiempo. Esta diferencia, observada para ambos sexos y todas las edades, con la excepción de los muy ancianos, ha sido atribuida al efecto de las diferencias socioeconómicas entre los grupos raciales. Así,

Rogers (1992), utilizando una serie de encuestas familiares, muestra que al controlar la dimensión socioeconómica la diferencia racial previamente observada desaparece, mientras que Rofman (1993), usando datos originados en la Social Security Administration, muestra que en un análisis multivariado el efecto racial pierde significación respecto de los niveles de educación e ingreso. Diferentes estudios que incluyen variables socioeconómicas en el análisis han encontrado que existe una clara relación inversa entre el nivel socioeconómico (habitualmente medido por el nivel de educación y el ingreso) y la mortalidad. La magnitud de las diferencias en la expectativa de vida a los 20 años alcanza a más de 7 años (Rofman, 1993), niveles que se han encontrado no sólo en Estados Unidos sino también en otros países, como Canadá (Trovato y Lauris, 1989), Gran Bretaña, Francia y Australia (Brenner, 1978).

En resumen, la literatura sobre mortalidad diferencial en diferentes sociedades indica que es posible estimar la magnitud de los diferenciales utilizando estadísticas vitales (si éstas presentan un nivel de calidad satisfactorio), encuestas especialmente diseñadas o datos originalmente relevados con otro objetivo, como los registros de seguridad social. Estas estimaciones señalan, de modo sistemático, que los individuos ubicados en niveles socioeconómicos más altos enfrentan riesgos de mortalidad menores.

III. METODOLOGIA

1. Los datos

La principal innovación que aporta este trabajo al estado del conocimiento en el campo de la mortalidad adulta argentina es el uso de una fuente de datos no tradicional. La base de datos utilizada se origina en una muestra obtenida del "Registro Unico de Beneficiarios" ("RUB") de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES). Este registro contiene información sobre todos los beneficiarios de jubilaciones y pensiones en Argentina, desde mediados de la década de 1980. En el mismo, además de los datos básicos tales como número de beneficio (que incluye información sobre la "ex-caja" correspondiente), residencia, sexo, último haber percibido y fecha de nacimiento, figura la fecha de baja, en caso de que el beneficiario en cuestión hubiese sido dado de baja. Esta fecha es, en la mayoría de los casos, indicativa de la muerte

del beneficiario, aunque informes verbales de los responsables del mantenimiento del RUB señalan que, en algunos casos, puede corresponder al mes siguiente de la misma. La muestra incluyó originalmente 60 000 casos de jubilados vivos y cobrando su beneficio regularmente al 1/1/1985. La misma se limitó a los jubilados (es decir, se excluyó a los pensionados) con el objetivo de evitar la aparición de efectos espurios en nuestras estimaciones. Luego de realizar análisis preliminares, se decidió limitar la muestra a la población viva al 30/6/1988. Este cambio se debió a la comprobación de que la calidad de los registros correspondientes a beneficiarios fallecidos entre 1985 y 1987 es dudosa. Del mismo modo, y a fin de evitar sesgos por selección, se limitó la muestra a individuos mayores de 65 años. Como resultado de estos ajustes, la muestra quedó finalmente constituida por cerca de 40 000 registros.

Al considerar las variables disponibles, se decidió utilizar cinco de ellas como variables explicativas en el modelo a desarrollar. Estas son:

– Edad: Indica la edad, en años cumplidos, del individuo.

– Sexo: Es una variable dicotómica que indica el sexo del individuo, con valor “0” para hombres y “1” para mujeres.

– Caja: Indica la pertenencia a una de las 13 “ex-cajas” de jubilaciones. El sistema previsional argentino estaba, hasta 1967, organizado en base a un número de cajas que manejaban sus fondos en forma independiente. Las mismas fueron pasando por distintas etapas, que incluyeron fusiones de distinto tipo y, en 1967, existía un total de 13 cajas a nivel nacional. En ese año el sistema fue reformado y las cajas existentes fueron fusionadas en tres: trabajadores del Estado, trabajadores autónomos y trabajadores de la industria, comercio y actividades civiles. No obstante esta unificación, todos y cada uno de los beneficios jubilatorios otorgados son identificados como correspondiente a una de las 13 “ex-cajas”. Estas se corresponden con las existentes hasta la reforma del sistema previsional en 1967 y son una proxi adecuada de la rama de actividad en la que se desempeñaba el individuo mientras formaba parte de la población económicamente activa. A fin de mejorar la significación del modelo utilizado, las 13 cajas fueron agrupadas en 5 grupos, resultando las “cajas”: “Estado” (que incluye a la ex-caja 1, “Estado”), “Comercio” (que incluye a la ex-caja 9, “Comercio”), “Industria” (que incluye a la ex-caja 11, “Industria”), “Autónomos” (que incluye a las ex-cajas 10, “Autónomos-Empresarios”; 12, “Autónomos-Profesionales” y 13, “Autónomos-Independientes”) y, finalmente, “Otras” (que incluye a las ex-cajas 2,

“Ferroviarios”; 3, “Periodistas”; 4, “Servicios Públicos”; 5, “Navegación”; 6, “Rurales”; 7, “Bancarios” y 8, “Domésticos”). Estas 5 cajas resultantes fueron incluidas en el modelo utilizando variables dicotómicas.

– Residencia: Los datos disponibles en la base suministrada por ANSES indican residencia, hasta el nivel de partido o departamento. Luego de varias pruebas, se decidió agrupar esta variable en 7 regiones, a saber: La región “1” corresponde a la Capital Federal; la región “2”, al área metropolitana de Buenos Aires (excluyendo la Capital); la “3” incluye al resto de la provincia de Buenos Aires y a las provincias de Córdoba y Santa Fe; la región “4”, a las provincias mesopotámicas, Entre Ríos, Corrientes y Misiones; la región “5” comprende a las provincias del norte, Jujuy, Salta, Tucumán, Catamarca, La Rioja, Santiago del Estero, Chaco y Formosa; la “6” a las provincias cuyanas, Mendoza, San Juan y San Luis; y la región “7” corresponde a las provincias del sur, incluyendo a La Pampa, Neuquén, Río Negro, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego. Nuevamente, se utilizaron variables dicotómicas para representar la residencia en el modelo a estimar.

– Haber Relativo: La muestra obtenida contenía información sobre el último haber percibido por los individuos. Ellos eran, en moneda corriente, los correspondientes a julio de 1992, en el caso de los individuos que sobrevivieron el período de observación, o el correspondiente al mes de la baja, en caso de que los individuos hubiesen fallecido entre julio de 1988 y junio de 1992. A causa del fuerte proceso inflacionario y la política de ajuste irregular de los haberes por parte del gobierno nacional, vividos entre 1988 y 1992, fue necesario desarrollar un criterio que facilitara la comparación de haberes correspondientes a distintas épocas. Los índices tradicionalmente utilizados, tales como el índice de precios al consumidor de la Capital Federal o el salario promedio de la economía, demostraron ser poco adecuados, fundamentalmente debido a que, en ambos casos, sobreestimaban los montos correspondientes a haberes percibidos en el pasado. Por ello, se optó por transformar el valor corriente de los haberes en un índice definido como la razón entre el haber recibido y el haber mínimo correspondiente al mes en cuestión. Esta nueva variable, a la que llamamos “haber relativo”, presenta un comportamiento estable a lo largo del período de observación. Ella debería ser una representación confiable del nivel de ingreso del individuo durante su vida activa, ya que el haber es determinado, según la ley, como un valor entre el 70 por ciento y el

82 por ciento del promedio de los ingresos percibidos durante 3 de los últimos 10 años de vida activa. Si bien es conocido que, por diversas razones, los haberes jubilatorios no se han actualizado de acuerdo a las normas legales en los últimos años, el uso de esta variable se basa en el supuesto de que el deterioro en la “tasa de reemplazo”¹ ha sido aproximadamente similar para todos los niveles de ingreso y, por consiguiente, representa de manera satisfactoria los diferenciales de ingreso de por vida.

En el cuadro 1 incluimos la información correspondiente a la frecuencia, medias, desvíos estándar, valores máximos y mínimos de las variables utilizadas, incluyendo la variable dependiente “fallecido”. Este cuadro incluye a las variables dicotómicas que representan la supervivencia al período de observación, el sexo, la región de residencia y la caja correspondiente, a una variable discreta, edad, y a la única variable continua incluida en el modelo, haber relativo.

Es importante destacar que la población estudiada no es perfectamente representativa de la población argentina en su conjunto. En realidad, la muestra utilizada representa a los sectores incluidos en el sistema nacional de previsión, generalmente grupos urbanos, con ingresos medios-bajos y medios. Este efecto se refleja, por ejemplo, en la sobrerrepresentación del sexo masculino (con un 63 por ciento de la muestra, en comparación con el 38 por ciento estimado por el INDEC para 1990) y de los residentes en la Capital Federal (un 20 por ciento de la muestra, cuando el Censo Nacional de Población de 1991 indica un valor aproximado de un 9 por ciento). Estos problemas limitan la validez de nuestras conclusiones respecto del conjunto de la sociedad argentina dado que los datos que se utilizan no representan adecuadamente ni a los sectores más postergados de la sociedad, ya que éstos no tienen acceso a beneficios de jubilación, ni a los más acomodados, quienes no participan del sistema nacional de previsión social. No obstante, consideramos que nuestros resultados deberán ser adecuados para explicar diferencias en la mortalidad para la mayor parte de la población cubierta por el sistema nacional de previsión.

¹ Por “tasa de reemplazo” se entiende a la razón entre el haber jubilatorio percibido y el salario que un individuo percibía antes de jubilarse.

Cuadro 1

**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS
VARIABLES UTILIZADAS**

Variable	Frecuencia	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
Fallecido	39 421	0.216	0.467	0	1
Edad	39 421	72.67	6.229	65	95
Sexo	39 421	0.367	0.524	0	1
Región 1	39 421	0.204	0.458	0	1
Región 2	39 421	0.197	0.433	0	1
Región 3	39 421	0.413	0.536	0	1
Región 4	39 421	0.051	0.239	0	1
Región 5	39 421	0.062	0.261	0	1
Región 6	39 421	0.049	0.236	0	1
Región 7	39 421	0.023	0.164	0	1
Estado	39 421	0.084	0.314	0	1
Comercio	39 421	0.127	0.363	0	1
Industria	39 421	0.120	0.354	0	1
Autónomos	39 421	0.476	0.543	0	1
Otras	39 421	0.196	0.431	0	1
Haber relativo	39 421	2.583	4.579	1	75

Fuente: Elaboración del autor a base de datos de la ANSeS.

2. Metodología aplicada

La metodología aplicada en este estudio se basa en una técnica estadística conocida como análisis logístico. A fin de evaluar el efecto de las diversas variables sobre la probabilidad de morir, se procedió a estimar un modelo de regresión de máxima verosimilitud. El modelo relaciona el logito de la probabilidad de morir entre los 65 y los 95 años con las variables explicativas disponibles, incluyendo las posibles interacciones entre ellas. Entonces, se estimó el modelo presentado en la ecuación I, donde “ ${}_4q_{xj}$ ” es la probabilidad de morir en los siguientes 4 años para los individuos de edad “ x ” y características socioeconómicas “ j ”; “ $edad$ ” es la edad, en años exactos al inicio del período; “ $sexo$ ” es el sexo del individuo, y “ X_j ” es el conjunto de características socioeconómicas “ j ”, definidas, en este caso, por “Caja”, “Región” y “Haber Relativo”.

$$\ln \left(\frac{{}_4q_{xj}}{1-{}_4q_{xj}} \right) = \alpha + \beta_1 * edad + \beta_2 * sexo + \beta_{j+2} * X_j \quad (I)$$

Una vez estimados los valores de ${}_4q_{xj}$ para las edades entre 65 y 95 años, se calculó el valor de ${}_1q_{xj}$ siguiendo la fórmula de la ecuación II:

$${}_1q_{xj} = \prod_{i=x-1}^{x+2} (1 - (1 - {}_4q_{ij})^{1/4})^{1/4} \quad (\text{II})$$

Esta fórmula nos permite estimar las probabilidades de morir por edades simples, a la vez que elimina saltos en la curva obtenida, a través del uso de promedios geométricos móviles.

Utilizando los valores de ${}_1q_{xj}$ para individuos de entre 65 y 95 años, se calcularon las probabilidades de morir para edades menores y mayores a este grupo. El primer intervalo se resolvió aplicando la técnica usada para la elaboración de las tablas modelo de Coale y otros (1983). Para ello, se calcularon los valores de ${}_5q_{65}$ y ${}_5q_{70}$ (es decir, las probabilidades de morir para los grupos de edades quinquenales 65 a 69 y 70 a 74 años) y se calcularon las tablas modelo correspondientes dentro de la familia norte para las mujeres y oeste para los hombres. La decisión de utilizar estas dos familias de tablas se tomó considerando que tanto los valores estimados para las probabilidades de morir entre los 65 y los 95 años, como las tablas calculadas por el INDEC para los años 1980-1981, presentan patrones claramente asimilables a estas familias. Entonces, utilizando los coeficientes correspondientes, se calcularon los valores de ${}_5q_{xj}$ para edades entre 17 y 64 años y, nuevamente, por interpolación y utilizando promedios geométricos móviles, se calcularon los valores correspondientes a edades simples, o ${}_1q_{xj}$.

Finalmente, a fin de estimar las probabilidades de morir desde los 95 años en adelante, por edades simples, se aplicó el procedimiento propuesto por Coale y Guo (1989). El mismo se basa en la observación empírica que, luego de los 80 años, la tasa de mortalidad crece en forma decreciente de modo constante. Al aplicar este supuesto, pudimos cerrar las tablas a edades superiores a las habituales, obteniendo valores razonables.

La metodología explicada se aplicó en cinco ocasiones. En primer lugar, se estimó un modelo incluyendo exclusivamente a la Edad y Sexo como variables explicativas. A continuación, se estimaron tres modelos, cada uno de ellos incluyendo Edad, Sexo, y una de las tres variables

socioeconómicas disponibles. Finalmente, el modelo 5 incluye todas las variables disponibles y sus interacciones, a fin de evaluar los efectos cruzados de éstas.

IV. RESULTADOS

El primer modelo, que sólo incluye edad y sexo como variables explicativas, se preparó a fin de comparar los resultados obtenidos con estimaciones ya conocidas y publicadas, obteniendo así un test de consistencia externa. Los coeficientes alcanzados, así como sus errores estándar y la probabilidad de que no sean significativamente distintos de cero se presentan en el cuadro 2. A base de este modelo, construimos tablas de mortalidad por sexo con el fin de comparar los resultados con los anteriormente publicados. El modelo 1 fue construido utilizando como variables explicativas a la edad, el sexo, la edad elevada a la segunda y tercera potencias y todas las interacciones posibles. Luego de estimar el modelo usando todas las variables, se eliminaron aquellas con una probabilidad de no ser significativas mayor al 5 por ciento, quedando, como resultante, las variables presentadas en el cuadro 2.

A base de este modelo, construimos el cuadro 3 y el gráfico 1. Comparando los valores de la esperanza de vida a los 20 y 65 años calculados con nuestro modelo y los estimados por INDEC para 1980-1981, podemos comprobar que las diferencias caen dentro de lo razonable. En efecto, nuestros cálculos arrojan una esperanza de vida a los 20 años, para ambos sexos, 3.5 años mayor que la estimada para 1980-81. Esta mejoría se debe especialmente al cambio en la esperanza de vida entre las mujeres, que aumentó 5.38 años. La diferencia es el resultado de la acumulación de dos efectos. En primer lugar, una mejoría de la esperanza de vida en un período de 10 años es esperable, dada la evolución histórica del indicador. Por otro lado, es claro que, como mencionáramos antes, la muestra utilizada no es completamente representativa de la población ya que sólo comprende a individuos perceptores de jubilaciones. Un efecto inmediato de este sesgo muestral es que se eliminan de la población grupos probablemente con mayor mortalidad, elevando artificialmente la esperanza de vida.

Cuadro 2

MODELO 1. MORTALIDAD POR EDAD Y SEXO

Variable	Coficiente	Error estándar	Probabilidad
Constante	97.00000	14.355800	0.0001
Edad	-3.98380	0.559400	0.0001
Edad ²	0.05220	0.007230	0.0001
Edad ³	-0.00022	0.000031	0.0001
Edad*Sexo	-0.05700	0.004820	0.0001
Edad ² *Sexo	0.00059	0.000063	0.0001

Fuente: Elaboración del autor a base de datos de la ANSeS.

Cuadro 3

ESPERANZA DE VIDA ESTIMADA POR EL MODELO 1 PARA 1988-1992 Y POR INDEC PARA 1980-81

Espe- ranza de vida a los	Modelo propio (1988-92)			INDEC (1980-1981)			Diferencia		
	Total	Hom- bres	Muje- res	Total	Hom- bres	Muje- res	Total	Hom- bres	Muje- res
20 años	55.93	50.65	61.41	52.46	49.29	56.03	3.47	1.36	5.38
65 años	16.28	13.21	18.73	14.27	12.52	16.07	2.01	0.69	2.66

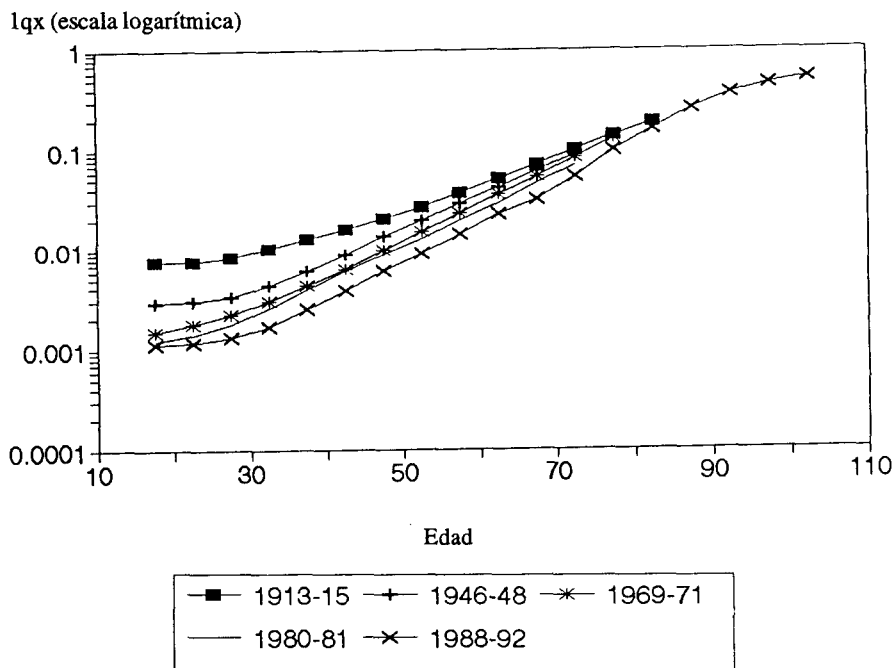
Fuente: 1980-91. INDEC, 1986.

1988-92. Elaboración del autor a base de datos de la ANSeS.

El gráfico 1 presenta las probabilidades de morir por edades simples, para ambos sexos, para distintos períodos disponibles en este siglo. Una vez más se puede apreciar que la curva representativa de las " ${}_1q_x$ " estimadas por nuestro modelo continúa la tendencia histórica, aunque tal vez acelerándola ligeramente, en particular en las edades medias. Esta diferencia en las edades medias debe ser considerada recordando que la misma no se desprende en forma directa de los datos básicos utilizados, sino que resulta de aplicar las tablas modelo a esos datos. La existencia de una continuidad en la tendencia histórica indica que el método diseñado para la estimación de probabilidades de muerte por edad es, en principio, adecuado y los resultados son consistentes.

Gráfico 1

**PROBABILIDAD DE MORIR SEGUN
EDAD, 1913-1915 A 1988-1992**



Una vez comprobada la confiabilidad del método utilizado a nivel de los datos agregados, podemos dirigir nuestra atención al análisis de los diferenciales por características socioeconómicas. La magnitud de éstos fue calculada con base en 4 modelos. En primer lugar, se estimaron tres modelos que incluyen, además de la edad y el sexo, cada una de las tres variables socioeconómicas disponibles. Así, los modelos 2, 3 y 4 presentan la relación entre la probabilidad de morir y la edad, el sexo y cada una de las tres variables socioeconómicas disponibles. El cuadro 4 muestra los coeficientes estimados por estos modelos. En él sólo se incluyen las variables cuyos coeficientes resultaron ser significativos para un valor "p" de 0.05 o menos.

Los efectos de las variables socioeconómicas se advierten en función del coeficiente estimado que les corresponde. Así, del modelo 2 se desprende que, partiendo de un caso base de residentes en la Capital Federal, el efecto de la residencia es particularmente negativo para las mujeres residentes en las provincias mesopotámicas y de Cuyo,

Cuadro 4

**MODELOS 2, 3 Y 4. MORTALIDAD POR EDAD, SEXO, REGION,
CAJA Y HABER RELATIVO**

Variable	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	100.3	104.3	101.9
Edad	-4.1182	-4.3352	-4.1080
Edad ²	0.0540	0.0575	0.0532
Edad ³	-0.000227	-0.000244	-0.000222
Edad*Sexo	-0.0585	-0.0528	-0.0720
Edad ² *Sexo	0.00059	0.00054	0.00076
Región 2	0.2524	a	a
Región 4	-0.1644	a	a
Industria	a	0.1769	a
Autónomos	a	-0.4343	a
Otras	a	0.0909 ^b	a
Haber relativo	a	a	0.1230
Región 3*Sexo	0.1605	a	a
Región 4*Sexo	0.5236	a	a
Región 6*Sexo	0.3838	a	a
Industria*Sexo	a	0.4865	a
Haber relativo*Sexo	a	a	-0.0531

Fuente: Elaboración del autor a base de datos de la ANSeS.

Notas: Todos los estimadores son significativos para un valor $p=0.01$, excepto:

^a Variable no incluida en el modelo.

^b Estimador significativo para un valor $p=0.05$.

así como también para ambos sexos en el Gran Buenos Aires. Lo mismo se percibe en el modelo 3, con respecto a la caja de actividad. En este caso, observamos que las personas vinculadas con las actividades “autónomas” (es decir, trabajadores por cuenta propia, profesionales independientes y pequeños propietarios) presentan los niveles de mortalidad más bajos, seguidos por los pertenecientes a las cajas de Estado (caso base) o comercio y otras actividades, siendo los empleados por la industria quienes se enfrentan a las mayores probabilidades de morir. Con respecto al ingreso, la variable “haber relativo” demuestra ser un buen indicador del nivel de ingreso en el modelo 4, ya que se evidencia una fuerte correlación inversa entre los haberes percibidos y la probabilidad de morir.

La magnitud de los efectos encontrados puede ser mejor interpretada considerando indicadores de fácil comprensión, como la esperanza

de vida. Por ello, en el cuadro 5 incluimos estimaciones de la esperanza de vida a los 20 y 65 años para algunas características seleccionadas de cada modelo. Adicionalmente, se presenta la razón entre el número de años-persona vividos después de los 65 años y los vividos entre los 20 y los 64, en la población estable. Este indicador, al que llamaremos "Relación de Dependencia Implícita", nos permite evaluar la importancia de los diferenciales de mortalidad no sólo respecto al total de años por vivir, sino también a la estructura del ciclo de vida y las relaciones de dependencia, lo cual podría ser crítico a la hora de analizar, por ejemplo, el desarrollo de sistemas de Seguridad Social.

Los datos presentados en el cuadro 5 indican la magnitud de los diferenciales de mortalidad adulta observados. De acuerdo a nuestros modelos, podemos ver que las diferencias por región de residencia son menores, explicando hasta un máximo de 4.35 años en la esperanza de vida a los 20 años, a la vez que apenas modifica la relación de dependencia implícita. En cambio, las diferencias por caja de jubilaciones o nivel de ingreso son importantes, representando hasta 11.5 años en la esperanza de vida a los 20 años y 4.4 años a los 65 (o, en otras palabras, indicando que los años por vivir entre individuos pertenecientes a sectores acomodados son entre un 20 y un 25 por ciento más que los años que los sectores socialmente menos favorecidos pueden esperar sobrevivir). Estas diferencias no sólo tienen un efecto sobre la esperanza de vida, sino que también modifican, sensiblemente, las relaciones de dependencia implícita. En efecto, podemos observar que las relaciones de dependencia son, entre los grupos con menor mortalidad, hasta un 300 por ciento mayores que entre aquellos con alta mortalidad.

Los efectos mencionados se verifican, ahora con mayor claridad, al considerar los resultados implícitos en el modelo 5 que incluye todas las variables disponibles. En el cuadro 5 se presentan tres combinaciones posibles que consideramos particularmente significativas. En estas combinaciones vemos que diferencias de residencia, actividad e ingresos pueden explicar diferencias en la esperanza de vida de hasta un 50 por ciento, a los 20 años, o de 100 por ciento a los 65 años. Obviamente, estas diferencias también implican un importante efecto sobre la relación de dependencia. En una población hipotética que mantenga los niveles de mortalidad aquí presentados en el largo plazo, encontraríamos que, entre los empleados de la industria, de ingresos mínimos y residentes en el Gran Buenos Aires, habría aproximadamente 15 personas en edad de jubilarse por cada 100 activos. En cambio, entre los residentes en la Capital, empleados del Estado y receptores de ingresos que les permitan

aspirar a un haber jubilatorio equivalente a 18.5 “haberes relativos” (nivel que, en 1992, percibían más de un 10 por ciento de los jubilados de la caja de Estado residentes en Capital), cada 100 activos encontraremos 45 jubilados. Las consecuencias de estas diferencias sobre la equidad de cualquier sistema de jubilación son claras: más allá de cualquier consideración sobre las tasas de reemplazo implícitas en los haberes jubilatorios, la proporción de trabajadores del primer grupo que llegarán a jubilarse es un 66 por ciento menor a la correspondiente al segundo grupo.

Cuadro 5

**ESPERANZA DE VIDA Y RELACION DE DEPENDENCIA IMPLICITA,
POR CARACTERISTICAS SOCIOECONOMICAS.
ARGENTINA 1988-1992**

MODELO Característica	Esperanza de vida a los		Relación de dependencia implícita ($wL_{65} / 45L_{20}$)
	20 años	65 años	
MODELO 2			
Región: 1. Capital	52.31	14.78	0.27
Región: 2. GBA	47.96	13.86	0.23
Región: 4. Mesopotamia	52.29	13.87	0.25
Dif. Regiones 1 - 2	4.35	0.92	0.04
MODELO 3			
Caja: 1. Estado	50.80	13.41	0.24
Caja: 3. Industria	44.90	11.26	0.18
Caja: 4. Autónomos	56.30	15.22	0.30
Dif. Cajas 4 - 3	11.40	3.96	0.12
MODELO 4			
Haber relativo = 1	51.22	15.51	0.27
Haber relativo = 2.5 (media)	53.91	16.02	0.29
Haber relativo = 10	62.81	19.89	0.41
Dif. Haber relativo: 10 - 1	11.59	4.38	0.14
MODELO 5			
1. GBA, Industria, Mín. = 1.5	40.92	10.66	0.15
2. Cuyo, Autónomos, Mín. = 1	55.83	15.15	0.23
3. Capital, Estado, Mín. = 18.5	64.74	20.89	0.45
Dif. Tipos: 3 - 1	23.82	10.23	0.30

Fuente: Elaboración del autor a base de datos de la ANSeS.

V. CONCLUSIONES

Los resultados presentados permiten extraer dos conclusiones de importancia. En primer lugar, consideramos que el material entregado prueba que la información recopilada por la ANSeS puede ser utilizada para el estudio de la mortalidad adulta, con resultados satisfactorios. Esta conclusión es por demás significativa, si se toma en cuenta que, en el caso de Argentina, al igual que en otros países en desarrollo, las fuentes “tradicionales” en esta área, tales como las estadísticas vitales, adolecen de serias deficiencias que limitan su utilidad en el estudio de la mortalidad. Así, encontramos que el modelo desarrollado finalmente nos permite estimar las probabilidades de muerte por edad y construir las consiguientes tablas de mortalidad para un conjunto de 105 poblaciones hipotéticas, considerando variaciones por sexo, región de residencia y caja de jubilaciones, las cuales se pueden desagregar en un número potencialmente infinito de niveles de ingreso.

Por otro lado, es importante reseñar los resultados obtenidos: En Argentina de finales del siglo XX, las características de la ocupación o el nivel de ingreso explican las grandes diferencias en la esperanza de vida de hasta un 100 por ciento a los 65 años. Estos resultados deben ser considerados recordando que los datos sobre los cuales se elaboraron las estimaciones aquí presentadas excluyen a sectores de empleo inestable sin acceso a beneficios de jubilación, los cuales están probablemente expuestos a niveles de mortalidad aún mayores. La ausencia de estos grupos, relativamente pequeños en áreas centrales como la Capital Federal o el Gran Buenos Aires, pero que representan un porcentaje significativo de la población en las regiones más empobrecidas del país, puede explicar la aparente igualdad en la mortalidad por regiones. Nuestro modelo estima que los niveles de mortalidad en el norte son similares a los de la Capital Federal, lo cual es probablemente cierto entre la población con acceso a beneficios de jubilación. Sin embargo, es muy posible que la enorme proporción de jujeños, por ejemplo, no cubiertos por el Sistema Nacional de Previsión Social se encuentren expuestos a un riesgo de morir sensiblemente mayor, no registrado en este estudio.

BIBLIOGRAFIA

- Behm H. y A. Maguid (1978), *La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina: Argentina*, CELADE, San José de Costa Rica.
- Brenner, M. H. (1978), "Mortality and Economic Stability: Detailed Analysis for Britain and Comparative Analysis for Selected Industrialized Countries", *International Journal of Health Services*, Vol. 13, N° 4.
- Carvalho, J.A. y D. Sawyer (1978), "Diferenciais de mortalidade no Brasil", *Anais do Primeiro Encontro Nacional*, Associação Brasileira de Estudos Populacionais, São Paulo, Brasil.
- Carvalho, J.A. y C. Wood (1979), "Ingreso y concentración de la mortalidad en Brasil", en Urquidí, V. y J. Morelos (comp.), *Población y desarrollo en América Latina*, El Colegio de México, México.
- (1978), "Mortality, Income Distribution and Rural-Urban Residence in Brazil", *Population and Development Review*, Vol. 4, N° 3.
- Coale, A. y otros (1983), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, segunda edición, Academic Press, Nueva York.
- Coale, A. y G. Guo (1989), "Revised Regional Model Life Tables at Very Low Levels of Mortality", *Population Index*, Vol. 55.
- García Tamburo, E.M. (1984), *Desigualdades socioeconómicas y mortalidad infantil: Santa Fe, Argentina*, CELADE, Santiago de Chile.
- INDEC (1988), *Tablas de mortalidad, 1980-1981. Total y jurisdicciones*, Estudios INDEC, N° 10, Buenos Aires.
- Kitagawa, E. y P. Hauser (1973), *Differential Mortality in the United States: A Study of Socioeconomic Epidemiology*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Muller, M. S. (1983), *Mortalidad infantil y desigualdades sociales en Misiones*, Cuadernos del CENEP, N° 25-26, Buenos Aires.
- (1978), *La mortalidad en la Argentina. Evolución histórica y situación en 1970*, CENEP-CELADE, Santiago de Chile.
- Rofman, R. (1993), *Social Security and Income Distribution: Mortality and Equity in Pension Plans*, Tesis doctoral, Universidad de California, Berkeley, California.
- Rogers, R. (1992), "Living and Dying in the USA: Sociodemographic Determinants of Death among Blacks and Whites", *Demography*, Vol. 29, N° 2.
- Somoza, J. L. (1971), *La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960*, Editorial del Instituto, Buenos Aires.
- Torrado, S. (1988), *Salud-enfermedad en el primer año de vida: Rosario, 1981-1982*, Informes de investigación del CEUR, N° 4, Buenos Aires.
- Trovato, F. y G. Lauris (1989), "Marital Status and Mortality in Canada: 1951-1981", *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 51.
- U.S. Department of Health, Education and Welfare (1991), *Vital Statistics of the United States*, National Center for Health Statistics, Hyattsville, Maryland.

