

**MORTALIDAD ADULTA EN ARGENTINA.
TENDENCIAS RECIENTES, CAUSAS Y
DIFERENCIALES***

Carlos O. Grushka
(Population Studies Center
Universidad de Pennsylvania)

RESUMEN

A pesar de la crisis económica de los años ochenta, las tasas de mortalidad adulta en Argentina disminuyeron aproximadamente un 14% entre 1980 y 1990. El descenso relativo fue similar para hombres y mujeres y para cada grupo quinquenal de edad entre 15 y 65 años. La información usada para este análisis proviene de los registros de estadísticas vitales y de los censos de 1980 y 1991. La reducción de la mortalidad debida a enfermedades del aparato circulatorio constituyó el factor más importante, explicando el 40% del descenso total experimentado por las mujeres y el 50% del de los hombres. El análisis de datos a nivel de provincias revela una significativa correlación entre mortalidad adulta e indicadores socioeconómicos en el caso de las mujeres, pero no en el de los hombres. El impacto de diferentes causas es considerado a través de la descomposición de la correlación en asociaciones específicas por causa.

(MORTALIDAD ADULTA)
(CAUSAS DE MUERTE)

(BAJA DE LA MORTALIDAD)
(INDICADORES
SOCIOECONÓMICOS)

* Documento preparado para la Reunión Anual de la Population Association of America, celebrada en Miami, Florida, Estados Unidos de América, del 5 al 7 de mayo de 1994.

ADULT MORTALITY IN ARGENTINA: RECENT TRENDS, CAUSES AND DIFFERENTIALS

SUMMARY

Despite the economic decline of the '80s, adult mortality rates in Argentina decreased by about 14% between 1980 and 1990. The percentage decline was similar for males and females and for every five-years-age group between 15 and 65. The data used for this analysis come from vital statistics registration and the 1980 and 1991 censuses. The reduction in mortality rates for diseases of the circulatory system was the most important factor, accounting for 40% of the total decline for females and 50% for males. Analysis of province-level data reveal a significant correlation between adult mortality and socioeconomic indicators in the case of females but not for males. The impact of different causes is considered through a decomposition of the correlation into cause-specific associations.

**(ADULT MORTALITY)
(CAUSES OF DEATH)**

**(MORTALITY DECLINE)
(SOCIO-ECONOMIC INDICATORS)**

I. INTRODUCCIÓN

Las estadísticas sobre las causas de muerte forman parte esencial de un sistema nacional de información de salud sobre el cual se basan las decisiones de gestión. Hakulinen y otros (1986) resumen idóneamente su importancia y su uso generalizado. Este trabajo se enmarca bajo su primer título: "Una contribución para explicar las tendencias y diferenciales en la mortalidad global".

En Argentina se han llevado a cabo varios estudios que examinan niveles y diferenciales socioeconómicos en la mortalidad infantil y en la niñez (Behm y Maguid, 1978; García, 1984; Muller, 1984; Grushka, 1992). Una comparación hecha en la provincia de Misiones reveló que las tasas de mortalidad infantil correspondientes a analfabetas que vivían en pequeñas aglomeraciones rurales y a padres con ocupaciones de bajo nivel eran casi ocho veces mayores que las prevalecientes en el caso de madres con educación secundaria o más que vivían en grandes aglomeraciones urbanas y padres con ocupaciones de alto nivel (Muller, 1984). Para la población de 65 años o más, un trabajo reciente de Rofman (1993) analizó las variaciones según sexo, ingresos, ocupación y región, a partir de los registros del sistema de previsión social. Los diferenciales entre grupos extremos implicaron esperanzas de vida (a la edad 65) que variaban entre los 10 y los 20 años.

Sin embargo, no se dispone de análisis similares para los adultos en edades activas, lo que podría explicarse por la falta de datos suficientes para hacer la necesaria clasificación de las muertes por grupo socioeconómico. Si bien los certificados de defunción incluyen preguntas sobre la educación y ocupación del fallecido, a menudo esta información no se proporciona o es inexacta (DES, 1989). En consecuencia, esta fuente resulta de escaso valor en la determinación de los diferenciales socioeconómicos en la mortalidad adulta.

Otra manera de considerar esos diferenciales es mediante las disparidades regionales y ecológicas. Por ejemplo, en 1980-1981, la esperanza de vida a los 15 años de edad en la Capital Federal se estimaba en casi 59 años, en tanto en la provincia nortea de Jujuy era inferior a los 55 (INDEC, 1988). La brecha era superior a cinco años en el caso de las mujeres y a tres en el

de los hombres. Este hecho está relacionado con la diferencia en las proporciones de analfabetismo (sólo 1.4% en la Capital contra 11.6% en Jujuy).

Con frecuencia los diferenciales se acentúan cuando se comparan las tasas de mortalidad específicas por edad, sexo y causa de defunción. En 1980, las tasas de mortalidad por enfermedades transmisibles entre las mujeres de 15 a 64 años de edad fueron siete veces superiores en la provincia del Chaco que en la Capital Federal. El porcentaje de personas que vivía en hogares con necesidades básicas insatisfechas (NBI) era de 52.1 y 8.3 respectivamente (INDEC, 1984). Los niveles y causas de defunción, al menos a nivel ecológico, están asociados con las formas de vida de la población y las características regionales.

Los objetivos de este trabajo son: evaluar la calidad de los datos disponibles a nivel nacional y provincial; estimar los niveles de mortalidad adulta clasificada por causa para cada sexo y provincia en 1980 y 1990; determinar las causas que más contribuyeron a los cambios en la mortalidad adulta a nivel nacional y provincial durante ese período; contrastar las tendencias de los niveles y diferenciales de mortalidad con las disparidades socioeconómicas que existen entre las provincias.

1. Antecedentes sociodemográficos

La esperanza de vida al nacer en Argentina se calculó en 70.6 años para el período 1985-1990 (Chackiel, 1991), cifra relativamente alta en comparación con las de muchas otras regiones menos desarrolladas: Africa, 51.3; Asia, excluido Japón, 60.8; América Latina, 65.7 (Naciones Unidas, 1988). Sin embargo, el ritmo de reducción de la mortalidad en las tres últimas décadas refleja un claro deterioro comparado con algunos países desarrollados, o con otros como Costa Rica, Cuba o Sri Lanka que presentan llamativos logros.

La transición de la mortalidad en Argentina comenzó ya a fines del siglo XIX. Las estimaciones intercensales revelan un aumento de la esperanza de vida al nacer (e_0) que pasó de cerca de 33 años en 1869-1895 a 40 en 1895-1914; el mismo índice alcanzó un valor de 61 años en 1947 y de 66 en 1960 (Somoza, 1971). Durante los años cincuenta y sesenta Argentina tuvo la segunda mayor e_0 de América Latina, sólo menor que la de Uruguay. Hoy Argentina ocupa el sexto lugar, después de Cuba, Costa Rica, Panamá, Uruguay y Chile, pese a que su producto interno bruto (PIB) por habitante es el tercero después de Venezuela y Uruguay (Chackiel, 1991).

La tendencia de la mortalidad concuerda con la hipótesis de Palloni (1981) en cuanto a que las sociedades de bajos niveles de desarrollo socioeconómico expuestas a innovaciones médicas lograrían aumentos en su sobrevivencia más rápidos que los experimentados por los países de Europa occidental o Norteamérica a niveles de esperanza de vida relativamente bajos, pero que tales aumentos deberían ser más lentos a niveles superiores (e_0 mayor que 55 años) si el progreso económico y social es insuficiente.

Las comparaciones entre países tienden a subestimar la magnitud de la heterogeneidad. Los diferenciales dentro de los países constituyen otro aspecto destacable, y el caso de Argentina encaja en lo que sostienen Frenk y otros en el sentido de que en los últimos decenios se ha hecho evidente que la definición del desarrollo incluye la universalidad de los beneficios y el progreso. Los países latinoamericanos ostentan el dudoso privilegio de ser los campeones de la desigualdad. Es probable que las disparidades en cuanto a salud no sean privativas de esta región; sin embargo, lo excepcional está en la magnitud de las desigualdades y las crecientes diferencias entre los grupos sociales extremos (Frenk, Bobadilla y Lozano, 1991, pp. 23-24).

II. FUENTES DE DATOS

Para obtener la distribución de las defunciones según edad, sexo, región y causa de muerte, se utilizaron datos secundarios extraídos de bases de datos de la Dirección Nacional de Estadísticas de Salud. Esta Dirección es el organismo del Ministerio de Salud y Acción Social encargado de centralizar y distribuir la información que se origina en las provincias.

La población correspondiente a 1980 se obtuvo del Censo Nacional de Población y Vivienda de ese año (INDEC, 1983). El Censo de 1990 tuvo que posponerse hasta el 15 de mayo de 1991 por problemas administrativos, de manera que los únicos resultados disponibles al momento de elaborar este trabajo corresponden a totales por provincia, sin clasificación por sexo ni edad. Así pues, la población de 1990 se tomó de estimaciones preparadas en el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, s/f), sobre la base del Censo de 1980 y de estadísticas vitales correspondientes al período 1980-1985. En consecuencia, las tasas de mortalidad para 1990 deberán considerarse con cautela, ya que están basadas en proyecciones y no en información censal. Por ejemplo, los movimientos de migración interna diferentes de los previstos podrían producir resultados ligeramente distintos.

Para el año 1980 existe una serie de indicadores de características contextuales para cada provincia: “porcentaje de analfabetos” y “porcentaje rural” (ambos tomados del Censo); “producto geográfico bruto (PGB) por habitante” (estimaciones del Consejo Federal de Inversiones, tomadas de Manzanal y Rofman, 1988); y “necesidades básicas insatisfechas” (INDEC, 1984). Este último índice (NBI) es la proporción de personas que viven en hogares que tienen por lo menos una de las siguientes características: a) más de tres personas por cuarto; b) vivienda precaria; c) ausencia de cualquier tipo de retrete; d) algún miembro de 6 a 12 años de edad que no asiste o nunca ha asistido a la escuela; e) cuatro o más personas por miembro que trabaja y cuyo jefe de familia tiene dos años o menos de escolaridad. Lamentablemente, no se dispone de indicadores socioeconómicos para 1990, y el porcentaje rural es la única información del Censo de 1991 proporcionada para todas las provincias.

1. Evaluación de los datos

a. Registro de las defunciones

La calidad del registro de las defunciones se considera bastante buena (Chackiel, 1990). Hay cierto grado de subenumeración, pero su magnitud varía según los diferentes cálculos. Chackiel (1990) la estimó en 1.4% para el período 1975-1980. En una evaluación nacional, basada en tablas de vida elaboradas para el período 1980-1981, se establecieron omisiones de 3% en las personas de menos de 5 años de edad y de 2% en las de 5 a 79 años (DES, 1988a). Por último, la comparación de la tasa bruta de mortalidad registrada en 1986 (7.8 por mil) con los cálculos de las Naciones Unidas (8.6 por mil) implica un subregistro de 9.3%, el cuarto más bajo en América Latina, después de Costa Rica, Uruguay y Cuba (OPS, 1991).

b. Causas de las defunciones

Más del 99% de las defunciones registradas en 1982 fueron certificadas por un médico, aunque en tres provincias (Formosa, Jujuy y Santiago del Estero) la proporción fue inferior a 95%. El porcentaje de causas mal definidas (“desconocidas”) fue 3% para el período 1980-1982, en que tres provincias (Jujuy, Salta y Santiago del Estero) registraron valores superiores a 10%. Otro tipo de limitación de los datos es la magnitud de ciertas categorías que, sin considerarse mal definidas, son estados terminales que podrían ser consecuencia de diversas patologías. Muchas veces la única causa que aparece en el certificado de defunción es “paro cardiorrespiratorio”; dichos casos se clasifican bajo la categoría 427 de la Clasificación Internacional de Enfermedades, que abarca 3 a 13% de las causas conocidas, según la provincia (DES, 1988a).

Las causas de defunción en Argentina se codifican originalmente de acuerdo con las subcategorías de cuatro dígitos de la Clasificación Internacional de Enfermedades, novena revisión (CIE-9). Las tabulaciones siguen la lista detallada de 999 categorías. En este trabajo se han reclasificado estos datos en seis grandes grupos de causas, siguiendo el criterio utilizado por la Organización Panamericana de la Salud (OPS, 1991):

El grupo 1, **enfermedades transmisibles**, abarca todas las enfermedades infecciosas y parasitarias (enfermedades infecciosas intestinales; tuberculosis; enfermedades bacterianas, víricas y transmitidas por artrópodos) y, además, meningitis, infecciones respiratorias agudas, y neumonía e influenza (códigos 001-139, 320-322, 460-466, 480-487).

El grupo 2, **tumores**, incluye todos los tumores malignos así como los benignos, el carcinoma *in situ* y demás tumores, incluidos los de naturaleza no especificada (códigos 140-239).

El grupo 3, **enfermedades del aparato circulatorio**, comprende la fiebre reumática aguda, las enfermedades reumáticas crónicas del corazón, la enfermedad hipertensiva, la enfermedad isquémica del corazón, las enfermedades de la circulación pulmonar, la enfermedad cerebrovascular y otras enfermedades del aparato circulatorio (códigos 390-459).

El grupo 4, **violencia**, se refiere a las causas externas de traumatismos y envenenamientos, y abarca todos los accidentes, el suicidio, el homicidio, las intervenciones legales y otros tipos de violencia (códigos E800-E999).

El grupo 5, **todas las demás enfermedades**, comprende todas las demás causas definidas de defunción no incluidas en los grupos anteriores: enfermedades de las glándulas endocrinas y del metabolismo, trastornos de la inmunidad, deficiencias nutricionales, anemias, trastornos mentales, algunas enfermedades del sistema nervioso, trastornos oculares, enfermedades del oído, bronquitis, enfermedades del aparato digestivo y urinario, enfermedades de los órganos genitales, aborto, causas obstétricas, parto normal, enfermedades de la piel y del sistema osteomuscular y anomalías congénitas (códigos 240-316, 323-389, 470-479, 490-759).

El grupo 6, **causas desconocidas**, no es en rigor un grupo separado de causas; corresponde a "signos, síntomas y estados morbosos mal definidos" (códigos 780-799). Se considera aparte ya que se sabe que estas muertes no pueden reasignarse en la misma proporción que las que obedecen a causas conocidas (Chackiel, 1990).

Las 22 provincias y la Capital Federal son las 23 unidades de análisis que se consideran a nivel regional; en adelante todas se denominarán indistintamente jurisdicciones o "provincias". La provincia de Tierra del Fuego e Islas del Atlántico Sur, establecida por ley el 26 de abril de 1990, se incluye en el total del país pero no se analiza en forma separada debido a que se trata de cifras muy pequeñas.

En el análisis se utiliza un indicador único, la tasa de mortalidad adulta estandarizada por edad (TMAE), ${}_{50}M_{15}$. La estandarización con la distribución por edad de la población nacional según el Censo de 1980, tomando a ambos sexos juntos, permite que las comparaciones por región, período y sexo no se vean afectadas por las diferentes estructuras de edades. La estandarización por edad es conveniente para reducir las 5 520 observaciones de tasas de mortalidad específicas por edad, sexo y causa por un factor de 10, el número de grupos de edad de cinco años originalmente determinado. Preston (1976) demostró la regularidad de los patrones por edad de la mortalidad clasificada por diferentes causas, insinuando que no se incurre en pérdidas significativas al fusionar de esta manera los grupos de edades.

III. RESULTADOS

A pesar de la decadencia económica que ha registrado Argentina en el decenio pasado,¹ las tasas de mortalidad de adultos disminuyeron alrededor de 14% entre 1980 y 1990. Esta tendencia afectó tanto a los hombres como a las mujeres en términos relativos, aunque las diferencias absolutas fueron mayores para los hombres, que tenían tasas más altas en todos los grupos de edad (véase el cuadro 1).

Esta falta de correspondencia entre la situación económica y la mortalidad de adultos también fue encontrada en estudios sobre el impacto de la crisis económica en otros países de América Latina. En Costa Rica, por ejemplo, se observaron indicios de estancamiento en la transición de la mortalidad en los años sesenta, la década de mayor crecimiento económico y expansión de los gastos en salud. Inversamente, los años ochenta, década de condiciones socioeconómicas estancadas o en deterioro, estuvieron signados por logros importantes en la mortalidad del adulto mayor (50-70 años). Rosero Bixby (1991) concluye que "es difícil encontrar una asociación entre el ritmo de reducción de la mortalidad de adultos y las tendencias del desarrollo socioeconómico y de las intervenciones de salud en Costa Rica."

¹ Entre 1980 y 1988, el PNB per cápita cayó de 3.4 a 2.9 miles de dólares; asimismo, el consumo total per cápita se redujo de 2.8 a 2.3 miles de dólares (OPS, 1990).

Cuadro 1

**MORTALIDAD ADULTA POR EDAD Y SEXO. ARGENTINA, 1980 Y 1990.
TASAS CENTRALES DE MORTALIDAD (5Mx)
POR MIL HABITANTES**

Grupo de edad	Hombres			Mujeres		
	1980	1990	Reducción (%)	1980	1990	Reducción (%)
15-19	1.1	0.9	11.63	0.7	0.5	28.74
20-24	1.4	1.4	5.43	0.8	0.7	18.28
25-29	1.6	1.3	15.57	1.0	0.8	25.48
30-34	2.0	1.6	19.42	1.4	1.0	24.11
35-39	3.0	2.3	21.39	1.9	1.5	19.43
40-44	4.8	3.7	21.72	2.7	2.2	19.31
45-49	7.7	6.1	20.79	3.8	3.2	13.76
50-54	11.4	9.9	13.38	5.4	4.7	13.25
55-59	17.2	15.6	9.27	7.9	7.0	12.18
60-64	26.1	23.1	11.40	12.0	10.4	13.02
50M15	5.8	5.0	13.45	3.0	2.6	13.88
Estandarizada	5.8	5.1	12.33	3.0	2.5	16.91

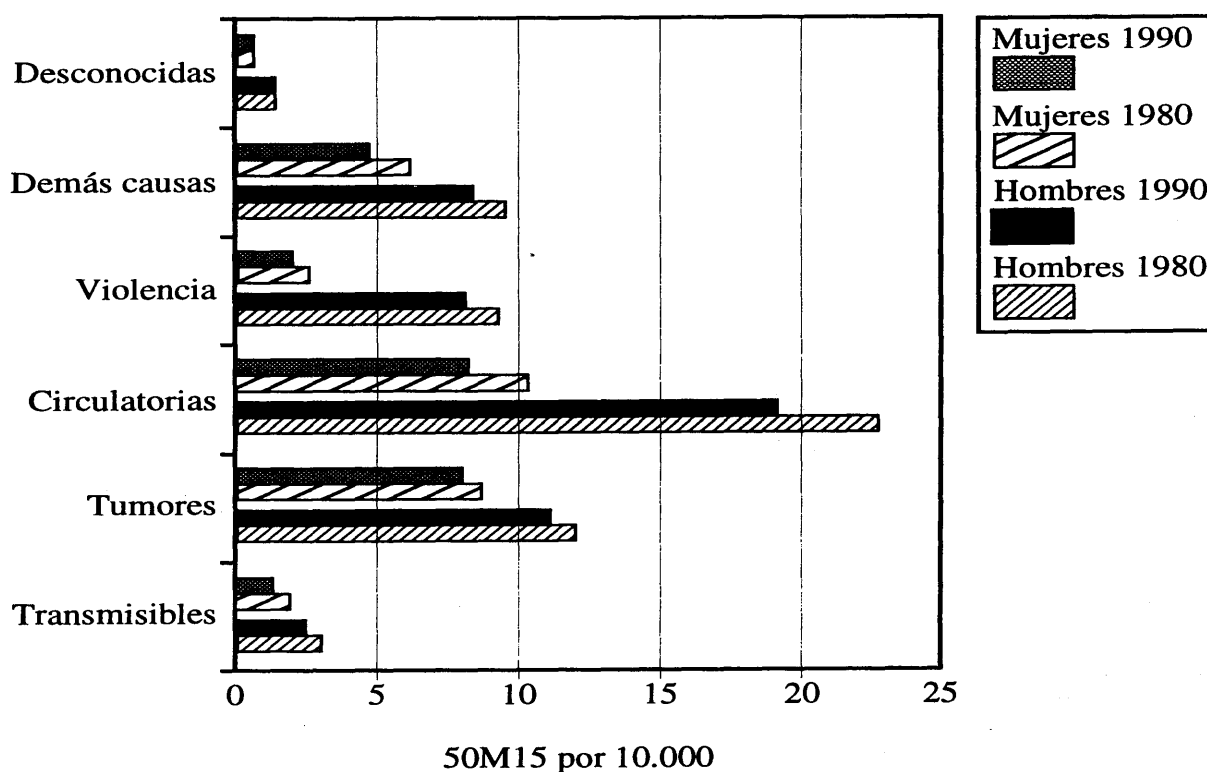
Fuente: Elaboración propia sobre la base de información proporcionada por la Dirección Nacional de Estadísticas de Salud, 1992, y por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), "Proyecciones provinciales por sexo y edad. Resultados provisionales", Buenos Aires, Departamento de Análisis Demográfico, sin fecha; "Censo Nacional de Población y Vivienda 1980, Serie D, Población, Resumen Nacional", Buenos Aires, 1983.

Nota: Tasa estandarizada utilizando la estructura de edades de 1980.

Es importante tener presente que aun cuando los indicadores usados comúnmente para evaluar la atención de la salud no se deterioraron con el aumento del desempleo, la caída de los salarios reales y la baja del gasto público, ello no significa que la crisis no haya tenido efectos sociales negativos (OPS, 1990). Como señalaron Plaut y Roberts (1989), no debe olvidarse que baja mortalidad no es sinónimo de buena salud. Las metas de la salud pública no están —o no debieran estar— restringidas a prolongar la vida; deben intentar mejorar su calidad.

Siguiendo esta apreciación, correspondería realizar estudios sobre morbilidad; o al menos, es preciso considerar la influencia de las diferentes causas de defunción para comprender mejor el proceso. En el gráfico 1 se ilustran las tasas de mortalidad específicas por causa, según sexo, para cada gran grupo de causas en 1980 y 1990.

Gráfico 1
ARGENTINA: TASAS DE MORTALIDAD ADULTA SEGÚN CAUSA, ESTANDARIZADAS POR EDAD. SEGÚN SEXO Y PERÍODO

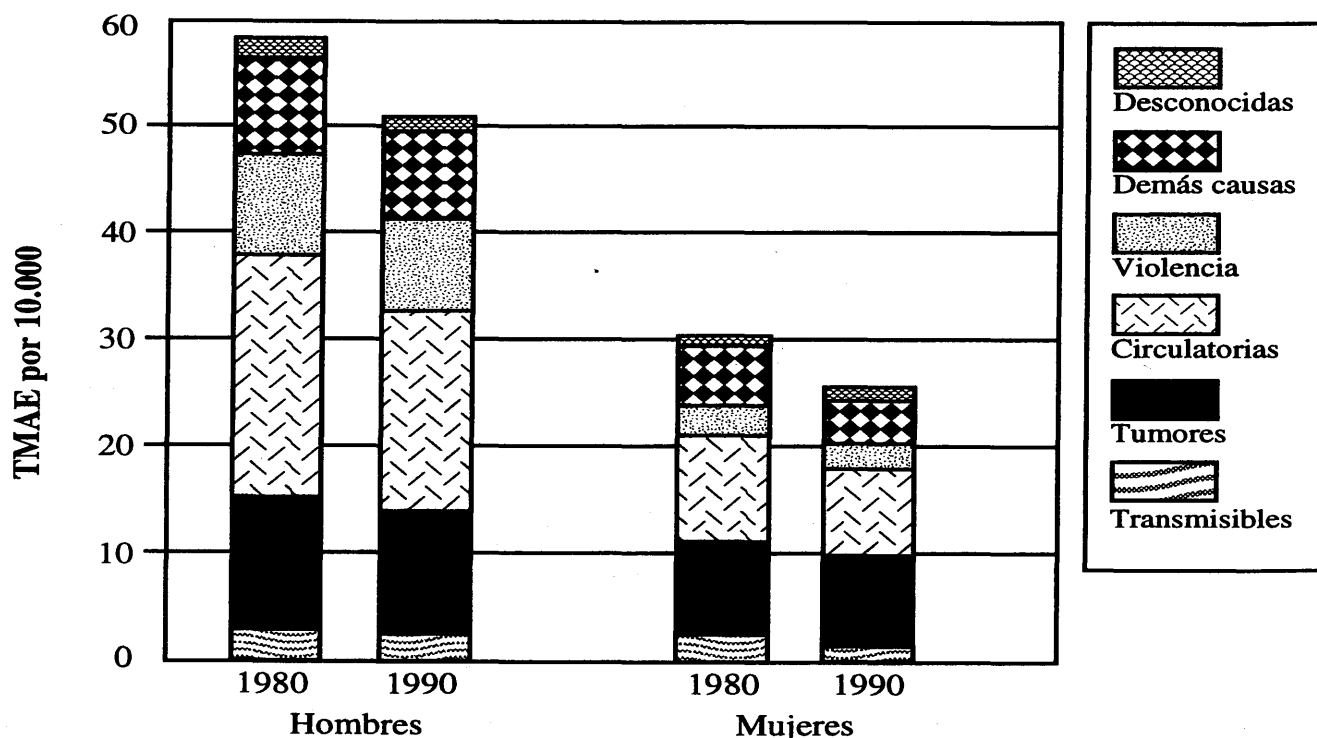


Fuente: Elaboración propia con cifras oficiales.

1. Panorama nacional

Las tasas de mortalidad específicas por edad calculadas para 1980 son sólo ligeramente inferiores a las publicadas en las tablas de vida nacionales correspondientes a 1980-1981 (INDEC, 1988), en parte debido a que las primeras son tasas no ajustadas. En una comparación con un grupo de poblaciones internacionales al mismo nivel de esperanza de vida al nacer, la mayoría de los países europeos *circa* 1960 (Preston, 1976), muestra valores superiores en cada edad –hasta los 60 años para las mujeres y 55 para los hombres– y valores inferiores de allí en adelante, dando lugar a un polémico cruce (crossover) que podría deberse a la exageración de la edad (Coale y Kisker, 1986; Dechter y Preston, 1991) o a un proceso de selección, la “sobrevivencia de los mejor dotados” (Nam, Weatherby y Ockay, 1978; Manton y Stallard, 1981). Al limitar el análisis hasta los 65 años de edad se deja abierta la cuestión para futuras investigaciones, pero se brinda mayor certeza al análisis de las tasas calculadas.

Gráfico 2
**ARGENTINA: TASAS DE MORTALIDAD ADULTA ($50M_{15}$),
 ESTANDARIZADAS POR EDAD. SEGÚN SEXO Y CAUSA. 1980-1990**



Fuente: Elaboración propia con cifras oficiales.

El impacto de las diferentes causas a menudo se mide sobre la base de la distribución de las defunciones por causa, con lo cual se pierde la perspectiva de los verdaderos riesgos cuando existen diferencias considerables en los niveles globales. Con el cálculo de tasas de mortalidad específicas por causa se logra una caracterización más precisa de la reducción de la mortalidad que se produjo de 1980 a 1990. Las enfermedades del aparato circulatorio fueron el factor principal en la caída de las tasas de mortalidad; a ellas correspondió 40% del cambio total en el caso de las mujeres y 50% en el de los hombres (véase el cuadro 2). En el segundo lugar de los grupos de causas que más contribuyeron se encuentran las *demás enfermedades*, para las mujeres, y *violencia* para los hombres. Las *enfermedades transmisibles*, pese a que acusaron la mayor reducción relativa, sólo contribuyeron moderadamente a la reducción global, mientras que las *causas desconocidas* registraron un incremento muy leve.

Cuadro 2

**TASA DE MORTALIDAD POR EDAD (TMAE), ARGENTINA,
SEGÚN SEXO Y CAUSA, ARGENTINA, 1980 Y 1990**

Grandes grupos de causas	Hombres				Mujeres			
	1980	1990	Reducción relativa (%)	Contribución al cambio total (%)	1980	1990	Reducción relativa (%)	Contribución al cambio total (%)
Tasas por 10 000 habitantes								
1 Transmisibles	1.9	1.4	26.52	9.92	3.1	2.5	17.16	7.35
2 Tumores	8.7	8.0	7.45	12.60	12.1	11.2	6.99	11.76
3 Circulatorias	10.4	8.4	19.72	39.91	22.7	19.2	15.48	49.06
4 Violencia	2.5	2.0	18.83	9.13	9.4	8.2	13.49	17.72
5 Otras	6.2	4.7	23.74	28.58	9.7	8.6	11.39	15.32
6 Desconocidas	0.7	0.7	-0.89	-0.12	1.2	1.3	-6.98	-1.21
TMAE	30.4	25.3	16.91	100.00	58.2	51.0	12.33	100.00

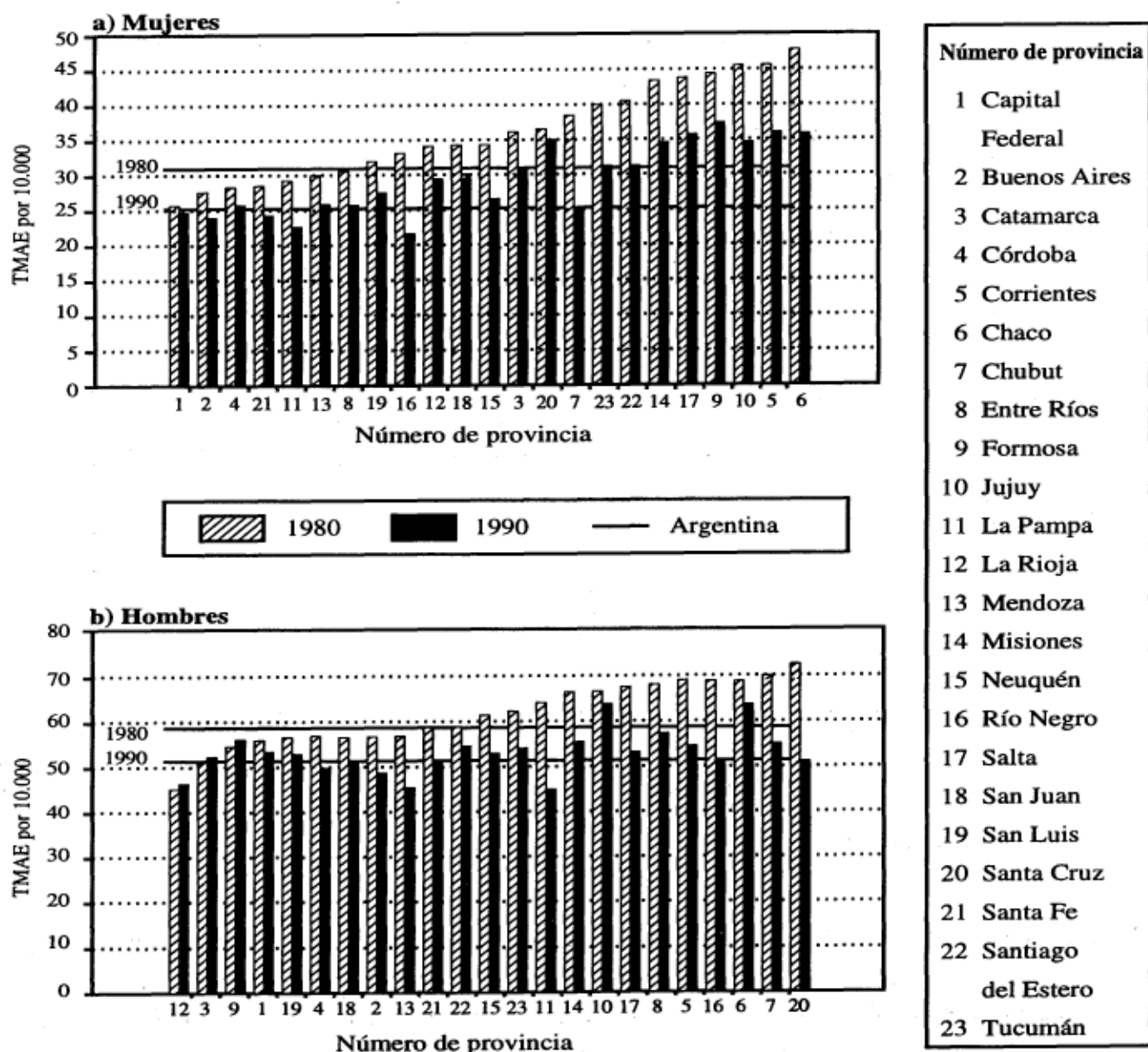
Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

Conclusiones parecidas se encontraron para Costa Rica en el período 1971-1989: el 49% de la reducción de la mortalidad de las mujeres de 50 a 79 años podía atribuirse a las *enfermedades cardiovasculares*; en el caso de los hombres el porcentaje ascendía a 43%. Para el grupo de edad 20 a 49 años, la contribución de esta causa alcanzó 29 y 18%, respectivamente (Rosero Bixby, 1991).

2. Desigualdades regionales

Cabe señalar que, como se indicó en la introducción, las tasas de mortalidad nacionales pueden ocultar considerables diferenciales entre las distintas subpoblaciones. Para 1980 los niveles de mortalidad de adultos en las provincias oscilan entre 2.5 y 4.7 por mil habitantes en el caso de las mujeres y entre 4.5 y 7.4 en el de los hombres. Los cocientes implícitos entre las jurisdicciones con mayores y menores tasas fueron 1.90 para las mujeres y 1.65 para los hombres. En 1990 el rango de dispersión se redujo (mujeres, 2.1 a 3.7, y hombres, 4.5 a 6.5), lo que supone cocientes de 1.44 y 1.76, respectivamente. Para las mujeres, sólo siete jurisdicciones registraron tasas inferiores al valor nacional en 1980 y 10 en 1990; para los hombres, 9 y 5 respectivamente. El gráfico 3 muestra, separadas por sexo, las TMAE para cada provincia, por período, con las provincias en orden ascendente, según sus valores de 1980.

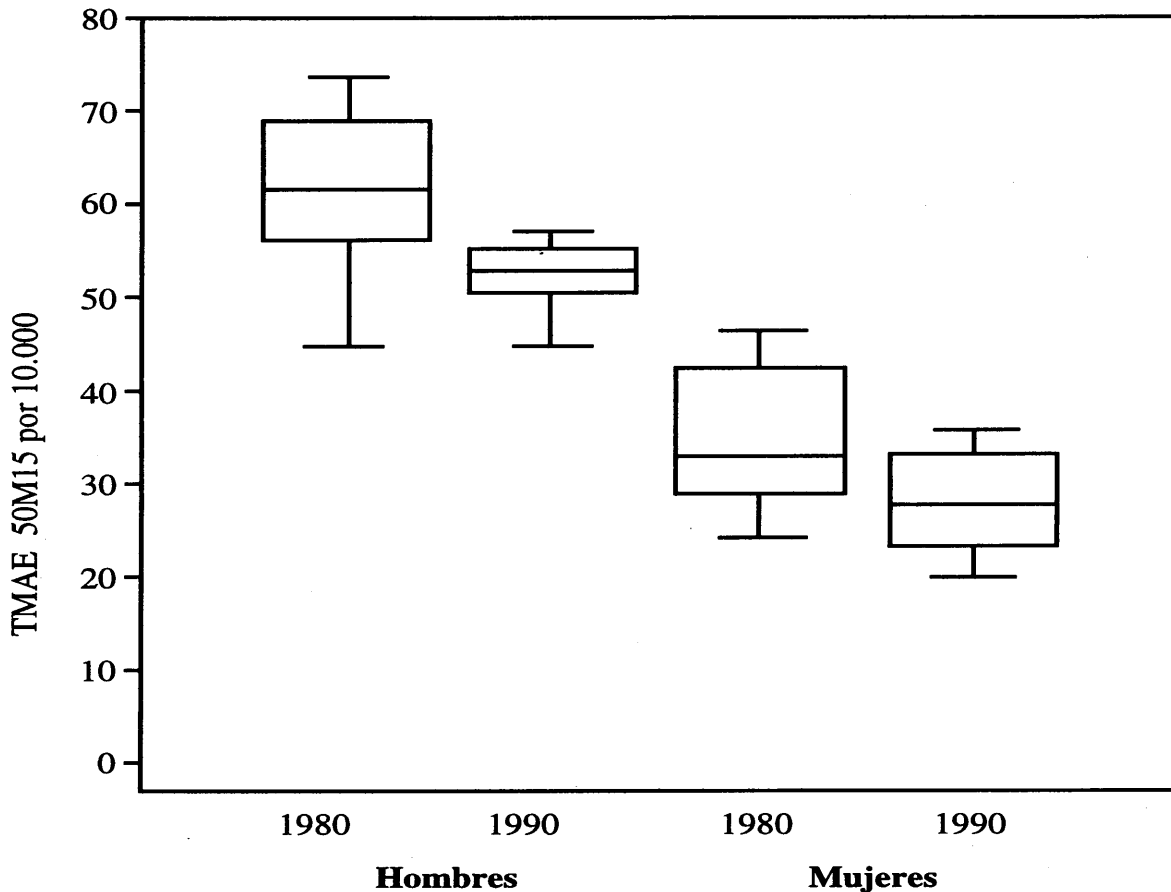
Gráfico 3
ARGENTINA: TASAS DE MORTALIDAD ADULTA ESTANDARIZADAS, POR PROVINCIAS. 1980-1990



Fuente: Elaboración propia con cifras oficiales.

Medir las desigualdades no es tarea fácil, y las conclusiones pueden variar según el indicador elegido. Hansluwka (1986) sugirió el uso de diferentes índices además de las relaciones entre los grupos extremos. Un instrumento útil para resumir y comparar los niveles y amplitudes de los valores en las diferentes fechas son los “gráficos de cajas”. Estos gráficos indican la mediana de la distribución, el intervalo entre cuartiles que cierra la caja y los valores extremos que no están más allá de dos

Gráfico 4
ARGENTINA, 23 PROVINCIAS: DISTRIBUCIÓN DE LAS TASAS DE MORTALIDAD POR SEXO Y PERÍODO



Fuente: Elaboración propia con cifras oficiales.

desviaciones típicas de la mediana, unidos por una línea recta. Aquellas observaciones que bajo el supuesto de una distribución normal superan el intervalo de 95% figuran como círculos desconectados de la caja. El gráfico 4 permite identificar los valores atípicos: los dos círculos aislados que aparecen en 1990 seriamente rezagados en términos de su mortalidad de adultos hombres corresponden a las provincias norteañas de Chaco y Jujuy, pese a que han registrado cierto progreso durante el decenio.

3. Causas de defunción

En el cuadro 3 se indica la contribución de cada grupo de causas a la variación transversal en los niveles globales, dada por los coeficientes $b(i)$ de la siguiente ecuación:

Cuadro 3

**CONTRIBUCIÓN DE CADA GRUPO DE CAUSAS A LA
VARIACIÓN EN LOS NIVELES GLOBALES
(PARA 1980, 1990 Y LA DIFERENCIA)**

Grupo de causas	1980	1990	Cambio absoluto	Conjunto 1980/1990
Mujeres				
Transmisibles	0.177 **	0.159 **	0.084	0.168 **
Tumores	0.071	0.040	0.249 *	0.066 *
Circulatorias	0.242 **	0.332 **	0.204 *	0.290 **
Violencia	0.050 *	-0.001	0.104 *	0.049 **
Otras	0.301 **	0.331 **	0.346 **	0.303 **
Desconocidas	0.159 **	0.139 **	0.013	0.124 **
Total	1.000	1.000	1.000	1.000
Hombres				
Transmisibles	0.095	0.186 **	0.014	0.111 **
Tumores	0.152	-0.020	0.171 **	0.053
Circulatorias	0.181 *	0.247	0.402 **	0.290 *
Violencia	0.326 **	0.197 *	0.245 **	0.285 **
Otras	0.234 **	0.190 *	0.143	0.204 **
Desconocidas	0.012	0.200 *	0.025	0.057 **
Total	1.000	1.000	1.000	1.000

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

N = 23 provincias, excepto los datos agrupados, donde N = 46.

* : significativo al nivel 0.05; ** : significativo al nivel 0.01

$$TMAE(P,i) = a(i) + b(i) TMAE(P)$$

donde:

$TMAE(P,i)$ = $50M_{15}$ estandarizada por edad para la provincia **P**, causa **i**;

i = cada uno de los seis grupos de causas;

a(i) = constante;

b(i) expresa el cambio que se produce en la tasa de mortalidad por cada uno de los grupos de causas por unidad de cambio en la tasa total. La suma de **b(i)** es igual a 1 (Chackiel, 1990).

Este modelo fue propuesto por Preston (1976) con el fin de determinar patrones típicos de cambios de mortalidad y explicar diferencias regionales y temporales en la estructura causal de la mortalidad. Palloni y Wyrick (1981) también lo aplicaron a América Latina y Hakulinen y

otros (1986) lo usaron para diferentes comparaciones internacionales y verificaron que los resultados no cambiaban significativamente si se incluía un término cuadrático.

La misma regresión se aplicó en 1980 y en 1990, en una combinación de datos con ambas observaciones y para los cambios absolutos del período. En el caso de las mujeres, los grupos de causas que más contribuyeron son *demás causas y enfermedades del aparato circulatorio*, que en conjunto explican 54% de la variación global en 1980 y 66% en 1990. Los *tumores* no son un buen elemento de discriminación en los niveles transversales pero constituyen un factor importante que determina las variaciones en aumentos absolutos durante el período (25%).

Para los hombres, la capacidad de explicación se distribuye en forma más pareja; *violencia* en 1980 y *enfermedades del aparato circulatorio* en 1990 se ubicaron como los grupos de causas que más contribuyeron a la variación global. Además, estas últimas fueron también el factor más importante en la determinación de las variaciones en cambios absolutos durante el período (40%).

4. Relaciones socioeconómicas

¿Cuáles son los factores que pueden explicar las diferencias antes establecidas? ¿Es posible que estos diferenciales obedezcan a las características socioeconómicas de las provincias? Las seis jurisdicciones con los menores porcentajes de personas que viven en hogares con necesidades básicas insatisfechas en 1980 también tenían las TMAE más bajas de mujeres. Del mismo modo, las siete jurisdicciones con los porcentajes más altos tenían las tasas más altas. Sin embargo, esta correspondencia no aparece tan clara en el caso de los hombres. La misma relación se estudió utilizando el porcentaje de analfabetos y el producto geográfico bruto (PGB) per cápita, y conducen a conclusiones similares.

El cuadro 4 muestra las estimaciones bivariadas de la relación lineal (ilustrada en el gráfico 5), que corresponde al siguiente modelo de regresión:

$$\text{TMAE(P)} = a + b [\text{ISE(P)}]$$

donde:

TMAE(P) = ${}_{50}M_{15}$ estandarizada por edad para la provincia P;

ISE = indicador socioeconómico para la provincia P;

a = constante;

b = medida del cambio en la tasa de mortalidad adulta por cambio de unidad del ISE.

Cuadro 4

**RELACIÓN BIVARIADA ENTRE LAS TASAS DE MORTALIDAD
ADULTA (TMAE) Y CIERTOS INDICADORES
SOCIOECONÓMICOS, POR SEXO.
ARGENTINA, 1980, 23 JURISDICCIONES**

Indicadores socioeconómicos	Mujeres		Hombres	
	Coefficiente	r	Coefficiente	r
Porcentaje con necesidades básicas insatisfechas	0.5117**	0.8957	0.1284	0.2064
Porcentaje de analfabetos	1.6238**	0.8676	0.6884	0.3376
Producto bruto geográfico per cápita	-0.1330*	-0.4164	0.0855	0.2458

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

* : significativo al nivel 0.05; ** : significativo al nivel 0.01

Lamentablemente, no se dispone de los mismos indicadores para 1990, hecho que hace difícil extraer conclusiones respecto de las tendencias con una interpretación causal, ya que ésta requiere la consideración de datos longitudinales. Como se indicó previamente, la única estimación del Censo de 1991 para todas las provincias que ha sido divulgada es la proporción de personas que viven en zonas rurales (definidas como aquellas aglomeraciones con menos de 2 000 habitantes). Quizá con este indicador se pierda la significación intuitiva de los otros previamente considerados, pero queda claro que no se están empleando características individuales sino aspectos de ciertas subpoblaciones como grupos. El porcentaje rural en 1980 está altamente correlacionado con los otros índices socioeconómicos: -0.76 con PGB per cápita, 0.73 con NBI y 0.72 con analfabetismo; por lo tanto, constituye un sustituto razonable para la situación socioeconómica de cada provincia.

Entre 1980 y 1991 el porcentaje rural descendió en todas las jurisdicciones, con excepción de la Capital Federal, que es 100% urbana. Es evidente que el indicador tiene una limitación: en este caso, cualquier mejora de los niveles de mortalidad no puede explicarse en términos de cambios de la proporción rural. Formosa y La Rioja registran las mayores reducciones absolutas (más de 13%), en tanto Neuquén acusa la mayor reducción relativa (43%).

Gráfico 5
ARGENTINA: MORTALIDAD ADULTA Y DIVERSOS INDICADORES
SOCIOECONÓMICOS, (23 PROVINCIAS), 1980

a) Porcentaje de población con necesidades básicas insatisfechas

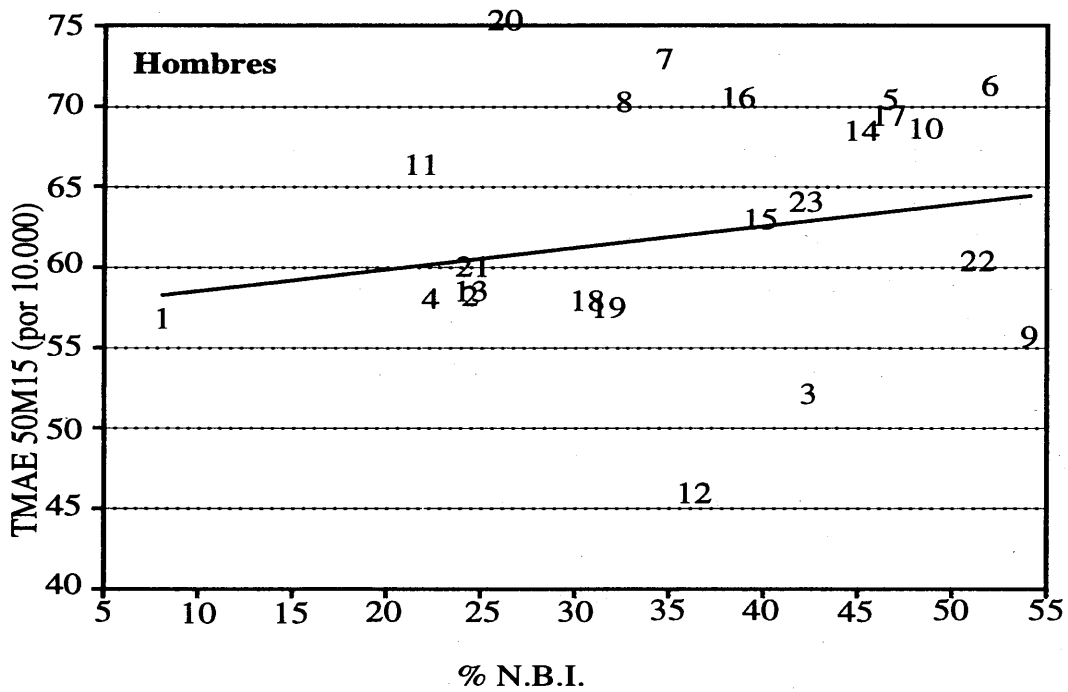
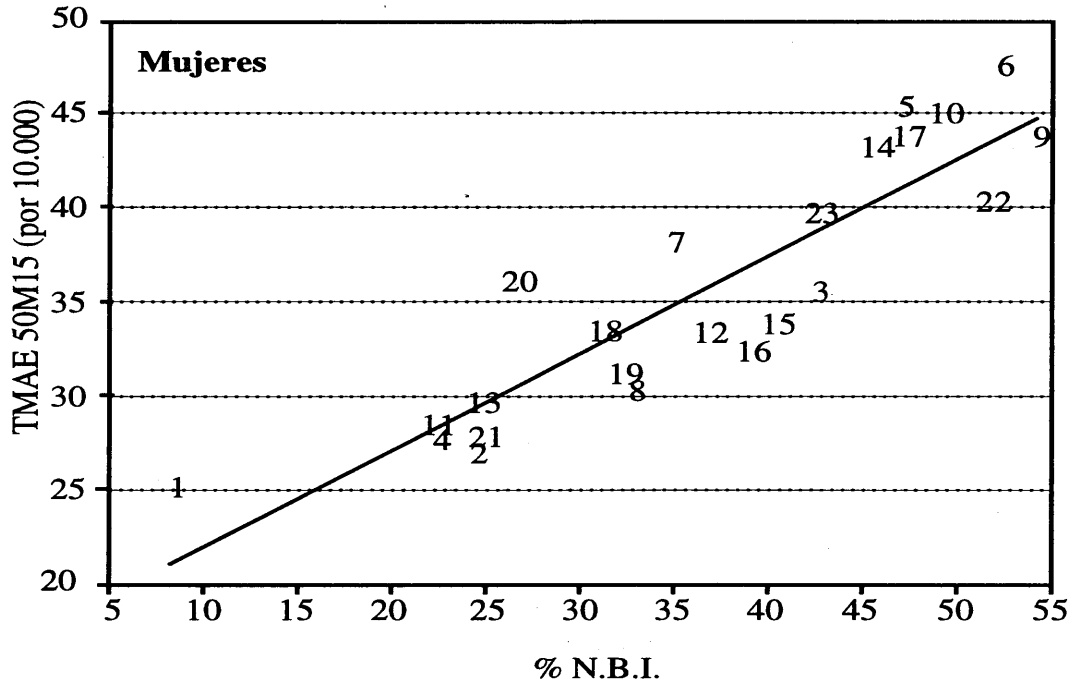


Gráfico 5 (continuación)

b) Porcentaje de población analfabeta

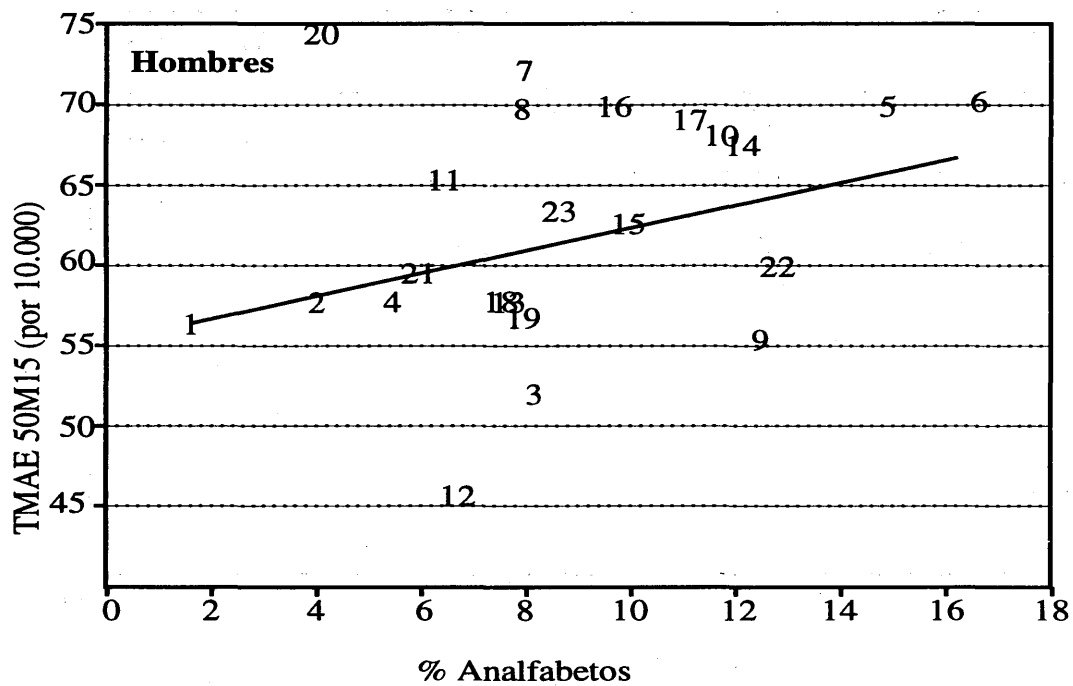
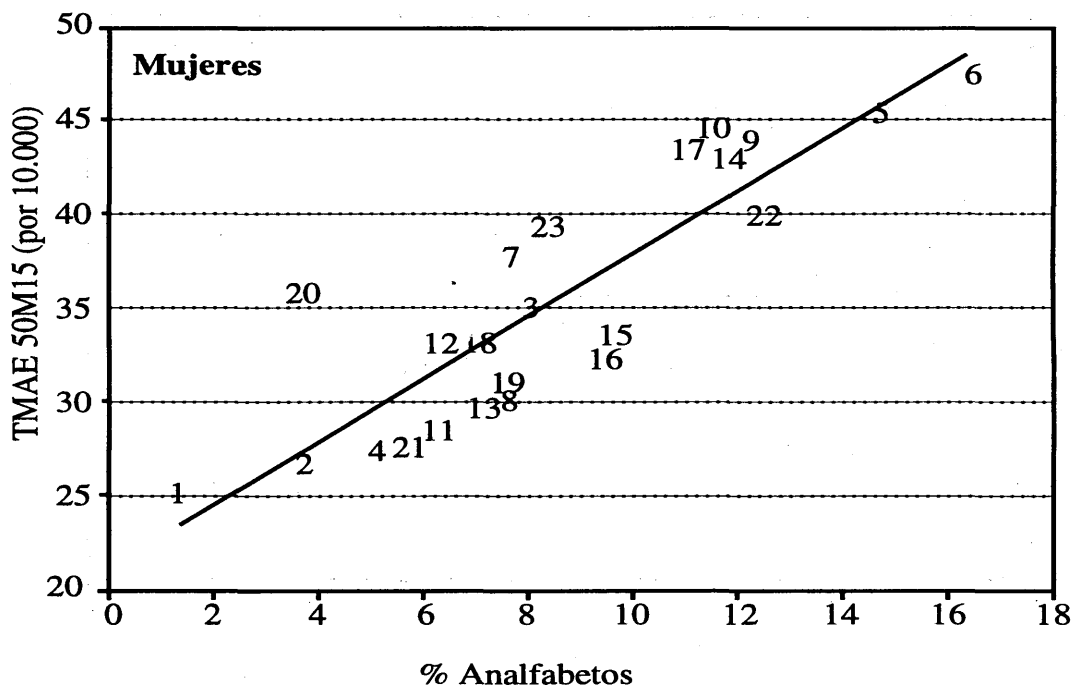
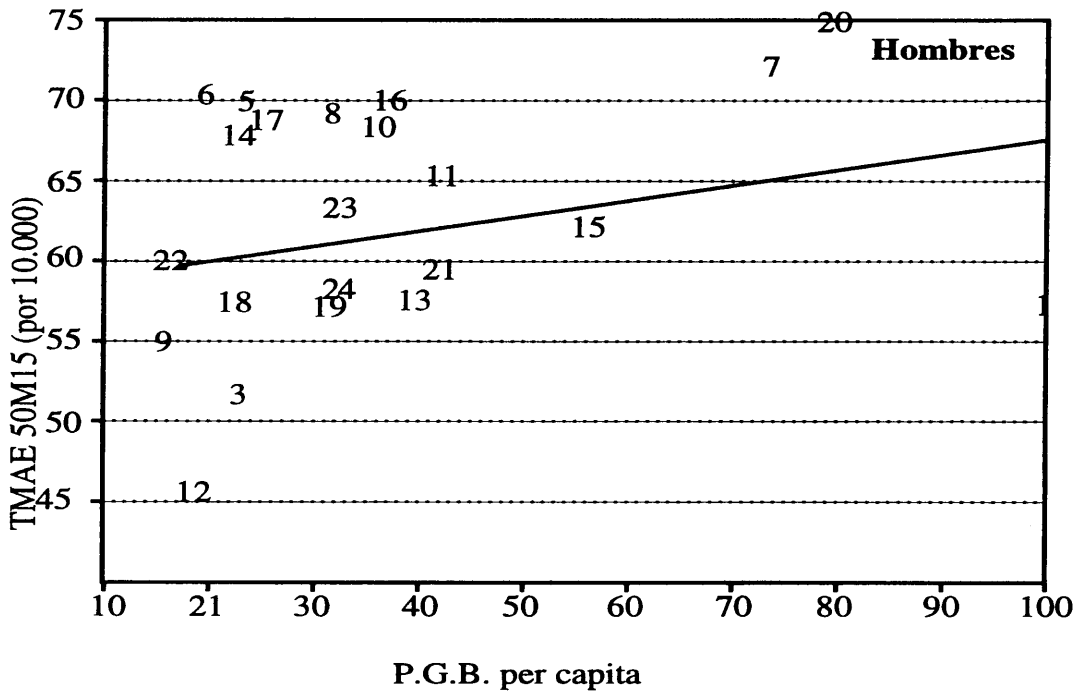
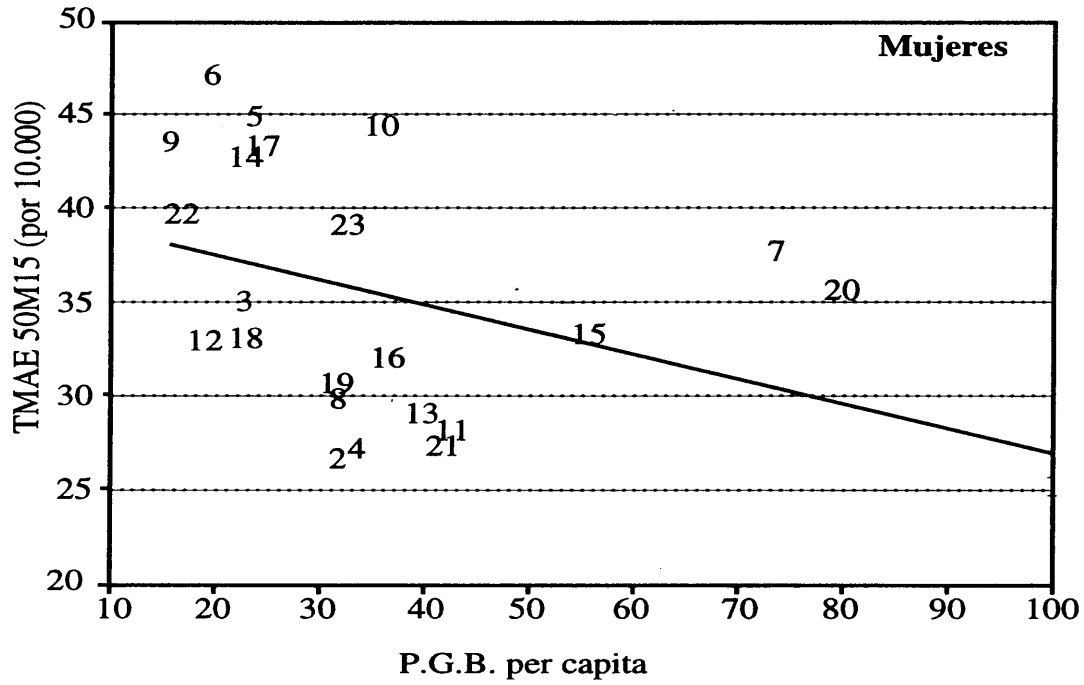


Gráfico 5 (conclusión)

C) Producto geográfico bruto per cápita



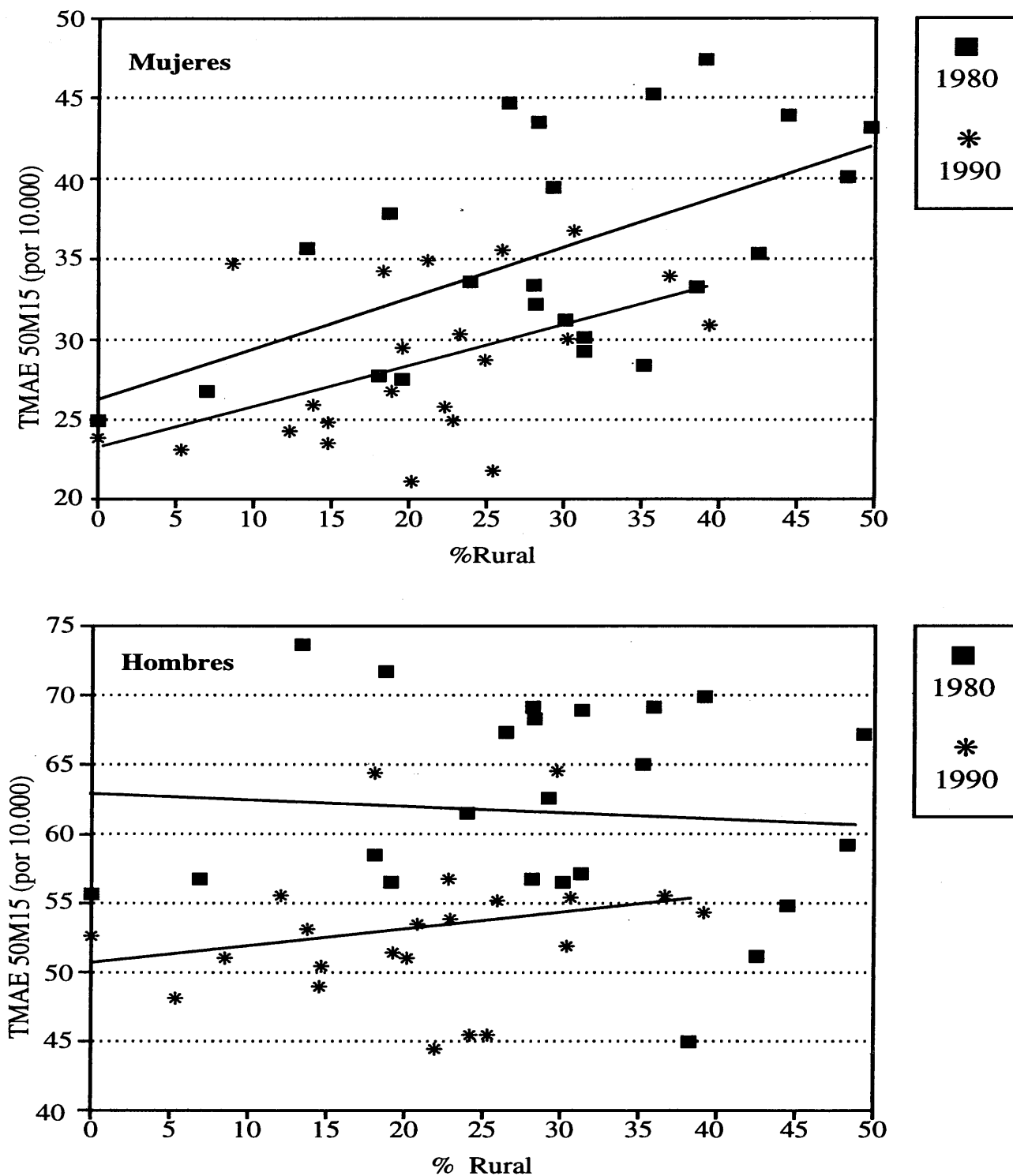
Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

En el gráfico 6 se ilustra una comparación de la asociación entre los niveles de urbanización y la mortalidad adulta. Para las mujeres los coeficientes de correlación simple en 1980 y 1990 fueron 0.57 y 0.47, respectivamente. Si bien alrededor de un tercio de la caída de las tasas de mortalidad obedeció a movimientos a lo largo de la recta de 1980, dos tercios se debieron a un cambio en la relación. Para los hombres, las correlaciones fueron -0.08 en 1980 y 0.21 en 1990 (ambas estadísticamente insignificantes) y la reducción de la mortalidad no puede explicarse en términos del proceso de urbanización sino que se asocia a un cambio estructural en las condiciones subyacentes distintas al porcentaje rural. Dados los mismos niveles de urbanización, el habitante adulto medio de cualquier provincia estaba expuesto a un menor riesgo de muerte en 1990 que en 1980. El cambio podría deberse a modificaciones en la educación, hábitos personales o a muchos otros factores no observados y a errores de medición y especificación del modelo (Schultz, 1981).

La falta de asociación en el caso de los hombres genera interrogantes que deben considerarse. Por ejemplo, es importante examinar si los resultados son razonables, por qué pueden ocurrir, y si los datos son confiables. Estudios de diferenciales socioeconómicos de mortalidad demostraron claramente que, en general, las personas con mayor educación y mayores ingresos corren menor riesgo de morir. Antonovsky (1967) postuló que la muerte es el destino final de todos los seres vivientes, pero el momento en que uno muere se relaciona con la clase a la que pertenece. Este autor traza una reveladora analogía con las víctimas del transatlántico "Titanic", en que la proporción de muertos entre los pasajeros de primera, segunda y tercera clase alcanzó a 3, 16 y 45%, respectivamente. Preston y Taubman (1993) identifican fuentes de diferenciales socioeconómicos según los enfoques sociopsicológicos y los modelos económicos que consideran los ingresos, los salarios y la educación; el precio de bienes y servicios relacionados con la salud; niveles de técnicas y conocimientos médicos; dotes personales; factores ambientales, y "gusto".

Aunque pueden parecer paradójicos, los resultados correspondientes a los hombres en esta investigación no son absolutamente inconsistentes, dado que se considera un nivel de análisis diferente, es decir, relaciones ecológicas al nivel de las provincias; en consecuencia, quizá no sea posible extrapolar las mismas conclusiones. Dentro de cada provincia, los riesgos individuales podrían ser mayores para las personas pobres, pero ello no se traduce necesariamente en menores tasas de

Gráfico 6
ARGENTINA: MORTALIDAD ADULTA, POR NIVEL DE URBANIZACIÓN. (23 JURISDICCIONES), 1980-1990



Fuente: Elaboración propia con cifras oficiales.

mortalidad para las provincias ricas. Aun así, con los gráficos 5 y 6 y la comparación de las tasas correspondientes a hombres y a las mujeres, pueden identificarse tres valores atípicos: las provincias de La Rioja, Catamarca y Formosa (números 12, 3 y 9, respectivamente) parecen ser “demasiado” pobres para registrar niveles tan bajos de mortalidad entre los hombres. Aun con un análisis particularizado por edad y causa, no fue posible probar en forma concluyente que la calidad de los datos era deficiente. Es posible que las omisiones en estas provincias hayan sido mayores que en el resto, especialmente si se considera que Formosa y La Rioja ocupaban el segundo y tercer lugar en la proporción de muertes por causas desconocidas, que es un buen indicador de cobertura.

En consecuencia, se hizo el mismo análisis sin incluir a esas tres provincias. La asociación entre la TMAE para hombres y mujeres en 1980 aumentó de 0.41 a 0.60, pero aquella entre las TMAE para los hombres en 1980 y en 1990 declinó ligeramente de 0.49 a 0.47. La asociación entre la mortalidad de los hombres y los indicadores socioeconómicos mejoró, pero sólo las NBI adquirieron significancia estadística. La correlación simple para el porcentaje rural cambió de signo, aunque su valor ($r = 0.24$) se mantuvo no significativo al 95%. La pregunta sigue siendo importante: ¿qué factores pueden explicar la falta de (o al menos la pobre) asociación en el caso de los hombres?

Otros estudios ecológicos revelan que la relación no siempre tiene la dirección esperada. Kitagawa y Hauser (1973) comparan los coeficientes de correlación simple entre las tasas de mortalidad ajustadas por edad y ciertas características en 48 estados de los Estados Unidos, 1959-1961. Para todos los hombres de 25 a 64 años de edad, la correlación de la mortalidad con la mediana de ingresos familiares fue -0.31 y con la mediana de años de escolaridad completados -0.48; si se considera sólo la población blanca, los coeficientes fueron 0.11 y 0.03 respectivamente. Asimismo, en el caso de las mujeres, los coeficientes estimados fueron -0.28 para los ingresos y -0.52 para la escolaridad, siendo 0.66 y 0.02 para la población blanca. Los autores también destacan “que los resultados de este análisis no deben interpretarse como una indicación de relaciones entre la mortalidad y las características socioeconómicas de los individuos. Las correlaciones ecológicas dadas miden sólo hasta qué punto las diferencias de mortalidad según las zonas pueden explicarse mediante las variaciones en los niveles medios de otras variables de una zona a otra”.

La consideración del impacto de diferentes causas puede ayudar a comprender cabalmente la relación global. En un informe del Banco

Mundial (1989) en que se utilizaban datos de la OPS para los países de las Américas entre 1981 y 1984 se encontró que la incidencia del cáncer de pulmón, colon y mama y de las enfermedades cardiovasculares era mayor en las poblaciones de mayores ingresos per cápita. En cambio la incidencia del cáncer de estómago y de cuello del útero era mayor en las poblaciones más pobres.

5. Causas de defunción y su relación con factores socioeconómicos

Aprovechando la información para cada grupo de causas, es posible descomponer la relación total entre las tasas de mortalidad y el porcentaje rural, de acuerdo con las asociaciones específicas por causa. De los resultados que figuran en el cuadro 5 se deduce qué causas pueden explicar el signo y tamaño de la correlación, partiendo del hecho de que la asociación total puede calcularse como una suma ponderada de las asociaciones específicas por causa, donde las ponderaciones están dadas por la relación entre la desviación específica por causa y la desviación típica total.

En símbolos,

$$r_{tu} = \sum_i r_{iu} \sigma_i / \sigma_t$$

donde t representa la mortalidad total por todas las causas, i la mortalidad específica por causa y u el nivel de urbanización (porcentaje rural).

En 1980, para las mujeres, los seis grupos de causas pueden dividirse en tres niveles, según su contribución: *enfermedades del aparato circulatorio* y *causas desconocidas* fueron importantes, *enfermedades transmisibles* y *demás causas*, moderadas, y *violencia* y *tumores*, insignificantes. En cambio, para los hombres, *tumores* y *enfermedades del aparato circulatorio* superaron con creces la contribución de *enfermedades transmisibles*, *causas desconocidas* y *demás causas*, en tanto que *violencia* tuvo un papel insignificante.

En 1990, para las mujeres, parece haberse registrado una leve pérdida de asociación entre la mortalidad y la urbanización, principalmente debido al cambio en *tumores*, que ahora muestra una relación negativa con el porcentaje rural. Para los hombres, en cambio, se ha evidenciado una correlación moderada, gracias a la desaparición de la asociación negativa de las *enfermedades del aparato circulatorio*, una reducción en la relación negativa de los *tumores* y una creciente contribución de las *enfermedades transmisibles*.

Cuadro 5

**DETALLE DE LA ASOCIACIÓN ENTRE LA TMAE POR SEXO Y EL PORCENTAJE RURAL
ARGENTINA, 1980-1990, 23 JURISDICCIONES**

Causas de defunción	Mujeres					Hombres				
	TMAE media	Típica	σ/σ_t	Asociación con % rural	Contribución (%) a asociación total	TMAE media	Típica	σ/σ_t	Asociación con % rural	Contribución (%) a asociación total
1980										
1 Transmisibles	3.12	1.41	0.21	0.45	16.6	4.32	1.99	0.27	0.29	-106.4
2 Tumores	8.96	1.23	0.18	0.08	2.6	10.27	3.23	0.44	-0.39	232.0
3 Circulatorios	10.99	2.09	0.31	0.62	33.8	21.93	2.87	0.39	-0.40	208.9
4 Violencia	2.77	0.73	0.11	-0.11	-2.1	11.34	3.33	0.46	0.01	-3.6
5 Otras	7.89	2.39	0.36	0.27	17.1	11.37	2.59	0.36	-0.10	45.9
6 Desconocidas	1.56	1.79	0.27	0.69	32.1	2.38	2.43	0.33	0.62	-276.7
Total	35.28	6.68	1.00	0.57	100.0	61.62	7.28	1.00	-0.08	100.1
1990										
1 Transmisibles	2.05	1.08	0.22	0.43	20.4	3.58	1.42	0.29	0.47	65.7
2 Tumores	8.39	1.62	0.33	-0.36	-25.2	10.63	2.44	0.50	-0.25	-60.7
3 Circulatorios	8.72	2.36	0.48	0.50	51.1	17.84	2.99	0.61	0.03	8.7
4 Violencia	2.09	0.55	0.11	-0.19	-4.7	8.89	2.19	0.45	-0.09	-19.3
5 Otras	6.02	1.85	0.38	0.32	25.8	9.90	1.86	0.38	-0.03	-5.1
6 Desconocidas	1.29	1.21	0.25	0.61	32.6	2.13	1.90	0.39	0.59	110.7
Total	28.57	4.90	1.00	0.47	100.0	52.97	4.91	1.00	0.21	100.1
Combinados										
1 Transmisibles	2.59	1.39	0.20	0.52	17.3	3.95	1.79	0.23	0.40	42.9
2 Tumores	8.68	1.48	0.22	-0.05	-1.9	10.45	2.90	0.38	-0.34	-59.6
3 Circulatorios	9.85	2.52	0.37	0.62	37.6	19.89	3.61	0.47	0.04	9.3
4 Violencia	2.43	0.74	0.11	0.05	0.8	10.11	3.11	0.41	0.12	22.2
5 Otras	6.96	2.36	0.35	0.39	22.1	10.64	2.40	0.31	0.05	6.6
6 Desconocidas	1.43	1.55	0.23	0.65	24.1	2.26	2.21	0.29	0.59	78.6
Total	31.93	6.83	1.00	0.61	100.0	57.30	7.65	1.00	0.22	100.0

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

Nota: Los totales no suman 100.0 debido a que se han redondeado.

Del mismo modo se desglosaron los datos combinados, incluyendo información de ambos años; se demuestra que, en el caso de las mujeres, la contribución más significativa proviene de las *enfermedades del aparato circulatorio*, en tanto *tumores* y *violencia* no registran efectos; para los hombres, importantes contribuciones de *causas desconocidas* y *enfermedades transmisibles* contrarrestan con creces la asociación negativa de *tumores*.

Cabe señalar que en 1980 los tumores predominantes eran los “cánceres del desarrollo”. Entre los hombres el más frecuente era el cáncer del pulmón –27% de todos los casos de cáncer– (DES, 1988b), usualmente relacionado con la contaminación ambiental y con hábitos personales como el tabaquismo, que prevalecen en las regiones más industrializadas. Se estimó que el consumo adulto de cigarrillos per cápita en la Argentina ocupaba, en 1988, el cuarto lugar en América Latina; en tanto, el único estudio sobre tabaquismo disponible (áreas urbanas en 1971) indicó una prevalencia de fumadores actuales de 58% entre los hombres y sólo 22% entre las mujeres (Boffetta y otros, 1993). El cáncer de hígado tuvo un escaso impacto global, aunque una gran incidencia en provincias menos avanzadas, y probablemente se relaciona con el consumo de alcohol. Argentina registró el mayor consumo per cápita en América Latina, de acuerdo con el índice de desarrollo humano (PNUD, 1992).

Entre las mujeres, casi el 20% de los cánceres corresponde al de mama, aunque en algunas provincias el cáncer de mayor incidencia fue el de útero, presumiblemente relacionado con un diagnóstico tardío y un peor tratamiento en provincias con bajo nivel de desarrollo y sistemas ineficientes de atención de la salud. El cáncer del cuello del útero también podría estar relacionado con cambios frecuentes de pareja y bajos niveles de educación sexual.

Una comparación a nivel de países también revela la paradoja de una mayor mortalidad para los más ricos, dado que los países en desarrollo acusan cifras levemente menores de mortalidad por tumores que el mundo desarrollado (Hakulinen y otros, 1986). Por ejemplo, en Argentina, la tasa de mortalidad por cáncer estandarizada por edad fue menor que la que se registró en los Estados Unidos, Italia o Suecia cerca de 1980 (DES, 1988b).

Las enfermedades del aparato circulatorio podrían estar relacionadas con hábitos personales (más que con factores socioeconómicos) como una dieta deficiente, falta de ejercicio, uso indebido de alcohol o

de drogas. A nivel individual, un estudio de Winkleby, Fortman y Barret (1990) en cinco ciudades de los Estados Unidos señala que los logros educacionales tuvieron una importante relación con la presión arterial sólo en el caso de las mujeres. Rosero Bixby (1991) destaca una asociación positiva y significativa entre la mortalidad cardiovascular (para ambos sexos en conjunto) y el desarrollo en Costa Rica a nivel de cantón (100 unidades en 1990). El estudio cita algunas explicaciones plausibles para la inaudita relación: podría tratarse de “una causalidad revertida entre la mortalidad de adultos y el lugar de residencia; ... algunos adultos enfermos podrían emigrar a lugares con mejor infraestructura sanitaria y un nivel más alto de desarrollo ... la ‘fragilidad’ o los efectos de autoselección: los cantones atrasados pueden tener bajas tasas de mortalidad de adultos porque la alta mortalidad infantil en el pasado eliminó a los niños más débiles de cada cohorte y dejó sólo a los más resistentes (Vaupel, Manton y Stallard, 1979)... el progreso económico y la vida moderna provocan un aumento de la mortalidad de adultos, particularmente la de origen cardiovascular”. En el caso de los hombres argentinos, cada una de estas razones podría contribuir, sumadas a flujos diferenciales de inmigrantes internacionales por provincia y, quizá, a diferencias en la calidad de la declaración de la edad. Sin embargo, cabe recordar que algunas disparidades pueden explicarse en parte por otras diferencias en la calidad de los datos.

Otra manera de estudiar la relación entre la urbanización y la mortalidad adulta es limitando las pendientes de modo que sean iguales en ambos períodos. El supuesto se basa en el hecho de que, al menos para todas las causas, la diferencia entre ellas no es significativa. Además, esta limitación permite obtener una medida de la magnitud del cambio en la relación, dada por el coeficiente c en la siguiente ecuación:

$$TMAE(P,t) = a + b \%Rural + c \text{ Año}90$$

donde t es 1980 o 1990, y **Año90** es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si el año es 1990 y 0 si es 1980. La interacción entre **% Rural** y **Año90** es estadísticamente insignificante.

La misma regresión se realizó separadamente para cada sexo y para cada causa específica de muerte, y sus resultados figuran en el cuadro 6. La suma de los coeficientes específicos por causa $b(i)$ es igual a la pendiente total b y, del mismo modo, la suma de los coeficientes $c(i)$ es igual al total de todas las causas.

En el caso de las mujeres, las *enfermedades del aparato circulatorio* y las *causas desconocidas* aparecen como las principales responsables de la relación entre la urbanización y la mortalidad. Las *enfermedades del aparato circulatorio* y las *demás causas* registran la mayor contribución al cambio entre 1980 y 1990.

En el caso de los hombres, en cambio, los *tumores* y las *enfermedades del aparato circulatorio* casi contrarrestaron la contribución positiva de las *enfermedades transmisibles* y las *causas desconocidas*, dando lugar a la falta general de asociación entre la urbanización y la mortalidad. Las *enfermedades del aparato circulatorio* y la *violencia* son el factor más importante en el cambio de la relación entre 1980 y 1990.

Cuadro 6

ARGENTINA, 1980-1990, 23 JURISDICCIONES: COEFICIENTES Y ESTADÍSTICOS -T PARA LA REGRESIÓN (MÍNIMOS CUADRADOS) DE LA TMAE EN FUNCIÓN DEL PORCENTAJE RURAL Y EL AÑO DE OBSERVACIÓN, SEGÚN SEXO

Grupo de causa	Mujeres			Hombres		
	Constante	% Rural	Año 90	Constante	% Rural	Año 90
1 Transmisibles	0.9789 (2.4)	0.0515 (3.2)	-0.6567 (-1.8)	2.4071 (4.1)	0.0564 (2.5)	-0.2841 (-0.5)
2 Tumores	8.7588 (16.9)	-0.0177 (-0.9)	-0.7095 (-1.5)	12.5019 (12.8)	-0.0901 (-2.4)	-0.3749 (-0.4)
3 Circulatorias	6.3642 (9.4)	0.1136 (4.3)	-1.3391 (-2.2)	19.0058 (18.3)	-0.0560 (-1.4)	-4.5444 (-4.9)
4 Violencia	2.2663 (9.7)	-0.0084 (-0.9)	-0.7437 (-3.6)	9.0281 (8.8)	-0.0066 (-0.2)	-2.4991 (-2.7)
5 Otras	4.8322 (6.5)	0.0575 (2.0)	-1.3974 (-2.1)	10.2086 (12.5)	-0.0151 (-0.5)	-1.6021 (-2.2)
6 Desconocidas	-0.6480 (-1.6)	0.0936 (5.8)	0.4970 (1.3)	-0.4126 (-0.7)	0.1227 (5.0)	0.7503 (1.3)
Total	22.5523 (12.6)	0.2901 (4.2)	-4.3495 (-2.7)	52.7390 (23.4)	0.0113 (0.1)	-8.5543 (-4.2)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

IV. CONCLUSIONES

Durante el decenio de 1980 la mortalidad adulta en Argentina se redujo alrededor de 14%, pese al estancamiento económico. El grupo de causas que más contribuyó a la reducción fue *enfermedades del aparato circulatorio*. En el caso de las mujeres el progreso nacional se distribuyó en forma más pareja en todas las provincias que para los hombres, gracias a lo cual estos últimos lograron una mayor reducción de los diferenciales. En 1980 la razón entre las jurisdicciones de mayor y menor tasa de mortalidad de las mujeres fue 1.9, y llegó hasta 7.1 en el caso de las *enfermedades transmisibles*, y en 1990 se registraron leves reducciones en ambos casos. Para los hombres, la relación global descendió de 1.6 a 1.4.

El análisis ecológico a nivel provincial mostró una significativa asociación entre las tasas de mortalidad adulta y los indicadores socioeconómicos para las mujeres, pero no fue así en el caso de los hombres. Esta diferencia podría explicarse parcialmente por problemas de la información, aunque queda claro que existe un patrón distinto. La descomposición de la asociación por causa de muerte corrobora la idea de que la correlación negativa de los *tumores* con los niveles de urbanización es la razón principal de este inesperado hallazgo.

Futuras investigaciones podrán considerar los principales factores de riesgo para la salud de adultos y cómo se relacionan con la mortalidad. Vale la pena considerar hábitos personales como el tabaquismo, una dieta deficiente, la falta de ejercicio, el uso indebido de drogas y alcohol y las prácticas sexuales peligrosas, aunque se necesitan ingentes esfuerzos para reunir datos precisos y de calidad. Otra dirección posible es el estudio de los efectos de la contaminación ambiental (contaminación del aire y del agua, eliminación de desechos sólidos y peligrosos) y riesgos laborales (lesiones y exposición a sustancias dañinas).

Las conclusiones de esta investigación constituyen un paso inicial para entender y evaluar hasta qué punto son fuertes los vínculos entre los indicadores socioeconómicos y de mortalidad, e identificar causas y subpoblaciones a las que debería asignarse prioridad al diseñar políticas sociales o programas específicos. Además, estas estimaciones mejorarán el análisis y las proyecciones de las tendencias demográficas. El camino es lo suficientemente amplio como para requerir cooperación interdisciplinaria; en él tienen voz especialistas de variadas esferas: antropología, demografía, economía, epidemiología, salud pública, estadística, sociología. A partir de esfuerzos conjuntos podrán lograrse mejores resultados.

Agradecimientos

El autor desea expresar su profundo agradecimiento a Samuel H. Preston por su valiosa guía; a los compañeros de estudio (en especial Nadra Franklin y Eliya Zulu) por sus numerosas sugerencias; a los compañeros del Centro de Estudios de Población –CENEP– (en especial Rafael Rofman y Mariano Sana) por su permanente apoyo; y a Mercedes Alonso (Dirección Nacional de Estadísticas de Salud) y Alejandro Giusti (INDEC) por su buena predisposición y colaboración en la entrega de datos.

BIBLIOGRAFÍA

- Antonovsky, Aaron (1967), “Social class, life expectancy and overall mortality”, *Milbank Memorial Fund Quarterly*, vol. 45, N° 2, Nueva York, abril.
- Banco Mundial (1989), *Adult Health in Brazil: Adjusting to New Challenges*, serie Report, N° 7807-BR, Washington, D.C.
- Behm, Hugo y Alicia Maguid (1978), “La mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina, 1966-1967”, serie A, N° 1039, San José, Costa Rica, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Boffetta, Paolo y otros (1993), “Mortality patterns and trends for lung cancer and other tobacco-related cancers in the Americas, 1955-1989”, *International Journal of Epidemiology*, vol. 22, N° 3.
- Chackiel, Juan (1990), “Studies of causes of death in Latin America: the current situation and future perspectives”, *Measurement and Analysis of Mortality: New Approaches*, J. Vallin, S. D’Souza y A. Palloni (comps.), Oxford, Clarendon Press.
- (1991), “Latin America: population dynamics analysis oriented toward the health services sector, years 1950-2000”, documento presentado al Seminario sobre causas de muerte y prevención de la mortalidad adulta en los países en desarrollo, Santiago de Chile, 7 al 11 de octubre.
- Coale, Ansley y Ellen E. Kisker (1986), “Mortality crossovers: reality or bad data?”, *Population Studies*, N° 40.
- Dechter, Aimee y Samuel H. Preston (1991), “Age misreporting and its effects on adult mortality estimates in Latin America”, *Population Bulletin of the United Nations*, N° 31/32 (ST/ESA/SER.N/31-32), Nueva York.
- DES (Dirección Nacional de Estadísticas de Salud) (1988a), *Indicadores de mortalidad como componentes de los perfiles de salud*, Programa Nacional de Estadísticas de Salud, serie 2, N° 6, Buenos Aires, Ministerio de Salud y Acción Social.
- (1988b), *Mortalidad por tumores malignos, 1980 y 1985*, Programa Nacional de Estadísticas de Salud, serie 8, N° 6, Buenos Aires, Ministerio de Salud y Acción Social.

- (1989), *Manual de adiestramiento de agentes de registros civiles*, Estadísticas vitales y de salud, serie 9, N° 2, Buenos Aires, Ministerio de Salud y Acción Social.
- Frenk, Julio, J. L. Bobadilla y R. Lozano (1991), "The epidemiological transition: the Latin American experience", documento presentado al Seminario sobre causas de muerte y prevención de la mortalidad adulta en los países en desarrollo, Santiago de Chile, 7 al 11 de octubre.
- García Tamburo, E. M. (1984), "Desigualdades socioeconómicas y mortalidad infantil: Santa Fe, Argentina", tesis de grado, Santiago de Chile, Programa de Maestría en Demografía y Estudios Sociales de la población, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Grushka, Carlos (1992), "Socioeconomic determinants of child mortality in Argentina during the 1970s", University of Pennsylvania, inédito.
- Hakulinen, T. y otros (1986), "Estimation of global mortality patterns by cause of death", *New Development in the Analysis of Mortality and Causes of Death*, H. Hansluwka y otros (comps.), Bangkok, Mahidol University.
- Hansluwka, H. (1986), "Reflections of the measurement of social inequality of death", *New Development in the Analysis of Mortality and Causes of Death*, H. Hansluwka y otros (comps.), Bangkok, Mahidol University.
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (s/f), "Proyecciones provinciales por sexo y edad. Resultados provisionales", Buenos Aires, Departamento de Análisis Demográfico, INDEC.
- (1983), *Censo Nacional de Población y Vivienda 1980, Serie D, Población, Resumen Nacional*, Buenos Aires.
- (1984), "La pobreza en la Argentina", *Indicadores de necesidades básicas insatisfechas a partir de los datos del Censo Nacional de Población y Vivienda 1980*, serie Estudios INDEC, Buenos Aires.
- (1988), *Tablas de mortalidad 1980-1981. Total y jurisdicciones*, serie Estudios INDEC, N° 10, Buenos Aires.
- (1992), *Censo Nacional de Población y Vivienda 1991: por localidad*, serie A, N° 2, Buenos Aires.
- Kitagawa, E. M. y P. M. Hauser (1973), *Differential Mortality in the United States: A Study in Socioeconomic Epidemiology*, Cambridge, MA, Harvard University Press.
- Manton, K. y E. Stallard (1981), "Methods for evaluating the heterogeneity of ageing processes in human populations using vital statistics data: explaining the black/white mortality crossover by model of mortality selection", *Human Biology*, vol. 53, N° 1.
- Manzanal, Mabel y Alejandro B. Rofman (1988), *Las economías regionales de la Argentina. Crisis y políticas de desarrollo*, Buenos Aires, Centro Editor de Estudios Urbanos y Regionales (CEUR).
- Muller, María S. (1984), *Mortalidad infantil y desigualdades sociales en Misiones*, serie Cuadernos del CENEP, N° 25/26, Buenos Aires, Centro de Estudios de Población (CENEP).
- Naciones Unidas (1988), *World Population Trends and Policies, 1987. Monitoring Report*, serie Population Studies, N° 103 (ST/ESA/SER.A/103), Nueva York.
- Nam, C. B., N. L. Weatherby y K. A. Ockay (1978), "Causes of death which contribute to the mortality crossover effect", *Social Biology*, vol. 25.
- OPS (Organización Panamericana de la Salud) (1990), *Las condiciones de salud en las Américas. Edición 1990*, Publicación científica, N° 524, Washington, D.C.
- (1991), *Estadísticas de salud de las Américas. Edición de 1991*, Publicación científica, N° 537, Washington, D.C.

- Palloni, Alberto (1981), "Mortality in Latin America: emerging patterns", *Population and Development Review*, vol. 7, N° 4.
- (1990), "Fertility and mortality decline in Latin America", *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, julio.
- Palloni, Alberto y Randy Wyrick (1981), "Mortality decline in Latin America: change in the structure and causes of death, 1950-1975", *Social Biology*, vol. 28.
- Plaut, Renate y Edna Roberts (1989), "Preventable mortality: indicator or target? Applications in developing countries", *World Health Statistics Quarterly*, vol. 42, N° 1, Ginebra, Organización Mundial de la Salud (OMS).
- PNUD (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo) (1992), *Informe sobre el desarrollo humano, 1992*, Nueva York, Oxford University Press.
- Preston, Samuel (1975), "The changing relations between mortality and level of economic development", *Population Studies*, N° 29.
- (1976), *Mortality Patterns in National Populations*, Nueva York, Academic Press.
- (1980), "Causes and consequences of mortality decline in less developed countries during the twentieth century", *Population and Economic Change in Developing Countries*, R. A. Esterlin (comp.), Chicago, University of Chicago Press.
- Preston, Samuel y Paul Taubman (1993), "Socioeconomic differences in adult mortality and health status", inédito.
- Rofman, Rafael (1993), "Diferenciales de mortalidad adulta en Argentina", inédito.
- Rosero Bixby, Luis (1991), "Adult mortality decline in Costa Rica", documento presentado al Seminario sobre causas de muerte y prevención de la mortalidad adulta en los países en desarrollo, Santiago de Chile, 7 al 11 de octubre.
- Schultz, T. Paul (1981), *Economics of Population*, serie Perspectives on Economics, Addison-Wesley Publishing Company.
- Somoza, Jorge (1971), *La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960*, Buenos Aires, Centro de Investigaciones Sociales, Instituto Torcuato di Tella.
- Vaupel, J. W., K. G. Manton y E. Stallard (1979), "The impact of heterogeneity in individual frailty on the dynamics of mortality", *Demography*, vol. 16, N° 3.
- Winkleby, M. A., S. P. Fortman y D. C. Barret (1990), "Social class disparities in risk factors for disease: eight-years prevalence patterns by level of education", *Preventive Medicine*, vol. 19.

ANEXO ESTADÍSTICO

Tabla A.1

**TASA DE MORTALIDAD ADULTA ESTANDARIZADA POR EDAD (TMAE) _{50M15} POR 10 000
HABITANTES, SEGÚN SEXO, CAUSA Y PROVINCIA. ARGENTINA, 1980 Y 1990**

Nº Provincia	Grupo de causas en 1980						Total	Grupo de causas en 1990 (*)						Total
	1	2	3	4	5	6		1	2	3	4	5	6	
Mujeres														
Total	1.9	8.7	10.4	2.5	6.2	0.7	30.4	1.4	8.0	8.4	2.0	4.7	0.7	25.3
1 Capital Federal	0.9	8.3	9.2	2.2	4.2	0.1	24.9	0.8	8.3	7.7	2.5	3.7	0.9	23.8
2 Buenos Aires	1.2	8.2	9.8	2.1	5.1	0.3	26.7	1.0	7.7	8.2	1.9	3.9	0.2	22.9
3 Catamarca	3.0	8.4	10.5	2.6	8.0	2.9	35.2	0.6	6.8	11.8	2.4	5.5	2.9	29.9
4 Córdoba	1.9	8.3	9.7	2.0	5.4	0.2	27.4	1.3	8.5	8.4	1.7	4.8	0.1	24.7
5 Corrientes	4.1	10.9	16.1	2.7	8.4	2.9	45.1	3.5	8.7	13.8	1.3	6.0	2.1	35.5
6 Chaco	6.5	9.4	14.2	2.9	11.3	3.1	47.3	3.8	9.2	11.9	1.7	6.6	1.9	35.1
7 Chubut	3.3	11.0	9.8	4.3	8.9	0.4	37.7	2.0	9.8	5.6	1.5	4.7	0.8	24.3
8 Entre Ríos	1.7	9.1	10.9	2.1	5.4	0.8	30.0	1.1	8.1	8.6	1.5	4.8	0.6	24.8
9 Formosa	4.3	9.7	14.0	2.7	8.4	4.6	43.8	3.3	7.6	12.1	2.3	9.8	1.6	36.6
10 Jujuy	5.2	10.8	11.2	4.2	12.4	0.9	44.6	4.0	6.6	8.7	2.3	9.3	3.2	34.0
11 La Pampa	1.7	10.4	9.0	1.9	4.9	0.3	28.2	0.7	9.8	4.5	2.5	3.9	0.3	21.7
12 La Rioja	2.3	8.7	11.9	2.3	6.1	1.9	33.1	2.6	10.7	6.9	2.4	5.4	0.6	28.6
13 Mendoza	2.3	7.7	9.9	2.6	6.4	0.3	29.2	1.6	7.4	8.3	2.3	5.6	0.2	25.4
14 Misiones	3.0	10.6	14.0	3.3	9.9	2.1	42.9	2.1	7.8	11.5	2.7	7.2	2.4	33.8
15 Neuquén	2.5	9.5	8.7	2.5	9.9	0.3	33.5	1.4	9.7	5.1	3.4	5.3	0.8	25.7
16 Río Negro	4.1	7.6	9.6	3.0	7.4	0.5	32.1	1.6	6.4	6.5	2.4	3.4	0.6	20.9
17 Salta	5.2	9.1	11.2	3.1	12.4	2.5	43.4	3.9	9.8	7.9	2.1	8.7	2.3	34.7
18 San Juan	2.6	9.4	11.1	2.4	7.3	0.4	33.2	2.2	7.7	10.1	1.6	7.6	0.2	29.3
19 San Luis	4.0	7.9	9.1	2.6	6.1	1.1	30.9	2.6	7.1	9.4	1.6	5.3	0.4	26.5
20 Santa Cruz	3.9	8.1	8.6	4.8	9.7	0.4	35.6	1.1	13.3	7.5	3.2	9.0	0.3	34.5
21 Santa Fe	1.3	8.7	8.7	2.8	5.6	0.5	27.6	1.0	8.8	6.5	2.1	4.2	0.9	23.5
22 Santiago del Estero	4.3	5.8	12.3	2.4	7.2	7.9	39.9	3.1	5.7	8.8	1.5	6.5	5.1	30.6
23 Tucumán	2.5	8.3	13.7	2.3	11.0	1.5	39.3	1.7	7.5	10.6	1.5	7.5	1.4	30.3
Media no ponderada	3.1	9.0	11.0	2.8	7.9	1.6	35.3	2.0	8.4	8.7	2.1	6.0	1.3	28.6
Desviación típica	1.41	1.23	2.09	0.73	2.39	1.79	6.68	1.08	1.62	2.36	0.55	1.85	1.21	4.90
Valor máximo	6.5	11.0	16.1	4.8	12.4	7.9	47.3	4.0	13.3	13.8	3.4	9.8	5.1	36.6
Valor mínimo	0.9	5.8	8.6	1.9	4.2	0.1	24.9	0.6	5.7	4.5	1.3	3.4	0.1	20.9
Rel. max./min.	7.14	1.90	1.87	2.50	2.95	61.35	1.90	6.95	2.33	3.05	2.66	2.85	45.24	1.76

Tabla A.1 (conclusión)

Nº Provincia	Grupo de causas en 1980						Total	Grupo de causas en 1990 (*)						Total
	1	2	3	4	5	6		1	2	3	4	5	6	
Hombres														
Total	3.1	12.1	22.7	9.4	9.7	1.2	58.2	2.5	11.2	19.2	8.2	8.6	1.3	51.0
1 Capital Federal	1.9	12.5	26.3	6.5	7.9	0.4	55.5	2.0	12.2	22.2	6.8	7.8	1.9	52.9
2 Buenos Aires	2.2	13.2	22.9	8.7	9.0	0.6	56.7	1.9	11.2	19.6	7.6	7.7	0.3	48.2
3 Catamarca	3.1	7.2	21.7	7.3	9.3	2.0	50.6	2.8	7.6	20.2	7.3	10.1	3.8	51.8
4 Córdoba	3.3	12.6	22.9	7.8	9.3	0.7	56.6	2.6	11.7	19.8	7.0	7.8	0.3	49.2
5 Corrientes	5.7	10.0	24.6	13.2	11.5	3.9	69.0	4.4	8.9	21.8	8.1	9.3	2.6	55.1
6 Chaco	9.0	11.3	23.0	10.5	11.5	4.3	69.6	6.2	13.9	23.8	8.1	9.6	3.2	64.7
7 Chubut	7.5	12.3	22.8	14.7	11.9	2.3	71.4	3.3	12.4	14.2	13.9	11.0	0.9	55.7
8 Entre Ríos	3.1	14.8	27.1	10.4	11.1	2.1	68.7	2.0	14.1	21.2	7.6	9.8	2.6	57.2
9 Formosa	4.3	7.6	19.3	9.6	8.5	5.0	54.3	5.9	10.6	19.8	7.9	8.6	2.9	55.7
10 Jujuy	7.4	6.5	19.0	16.0	16.3	2.0	67.1	6.0	7.0	18.0	14.0	14.5	4.9	64.5
11 La Pampa	1.6	18.9	24.0	9.2	10.4	0.7	64.8	1.7	15.7	13.9	6.4	6.9	0.2	44.9
12 La Rioja	3.9	4.3	15.8	8.1	9.3	3.4	44.7	3.8	8.1	16.0	8.5	8.0	1.2	45.6
13 Mendoza	4.1	10.1	21.1	11.0	9.9	0.5	56.8	2.7	9.4	15.7	7.1	9.0	0.9	44.8
14 Misiones	4.7	9.4	20.9	15.4	12.8	3.6	66.8	5.0	11.7	17.0	9.2	10.0	2.7	55.6
15 Neuquén	3.4	8.8	17.9	16.4	13.7	1.2	61.5	3.7	14.1	12.3	13.0	9.5	0.6	53.0
16 Río Negro	3.5	12.2	20.6	18.6	12.2	1.8	69.1	2.7	9.5	15.3	11.7	10.8	1.2	51.2
17 Salta	7.7	7.4	19.6	13.7	16.5	3.1	68.0	5.4	8.2	14.7	11.0	11.6	2.9	53.7
18 San Juan	4.8	8.4	19.6	11.0	12.0	0.7	56.6	2.9	9.4	18.7	7.6	12.4	0.5	51.4
19 San Luis	6.2	8.7	20.8	8.9	11.4	0.2	56.1	3.7	11.5	17.7	7.9	10.5	1.0	52.4
20 Santa Cruz	2.4	10.3	27.5	15.8	16.7	1.0	73.7	4.3	9.8	15.5	8.1	13.2	0.6	51.4
21 Santa Fe	2.3	14.5	21.6	9.7	9.4	0.9	58.4	2.1	12.7	16.7	8.2	8.5	2.5	50.6
22 Santiago del Estero	4.3	6.7	20.1	8.6	7.4	11.9	58.9	5.2	7.1	15.4	9.0	9.1	8.9	54.6
23 Tucumán	2.9	8.6	25.1	9.6	13.6	2.6	62.4	2.1	7.8	20.9	8.6	11.9	2.6	54.0
Media no ponderada	4.3	10.3	21.9	11.3	11.4	2.4	61.6	3.6	10.6	17.8	8.9	9.9	2.1	53.0
Desviación típica	1.99	3.23	2.87	3.33	2.59	2.43	7.28	1.42	2.44	2.99	2.19	1.86	1.90	4.91
Valor máximo	9.0	18.9	27.5	18.6	16.7	11.9	73.7	6.2	15.7	23.8	14.0	14.5	8.9	64.7
Valor mínimo	1.6	4.3	15.8	6.5	7.4	0.2	44.7	1.7	7.0	12.3	6.4	6.9	0.2	44.8
Rel. max./min.	5.57	4.41	1.74	2.88	2.27	75.44	1.65	3.63	2.24	1.94	2.20	2.09	36.24	1.44

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

Notas: El estándar utilizado es la estructura de edad de la población total, según el Censo de 1980. Grupos de causas de muerte: 1) Enfermedades transmisibles; 2) Tumores; 3) Enfermedades del aparato circulatorio; 4) Violencia; 5) Demás causas; 6) Desconocidas.

(*): se utilizó 1990 o la última información disponible para cada provincia: 1985, Santiago del Estero; 1986, Salta; 1987, Tucumán; 1989, Santa Cruz.

Tabla A-2.

**INDICADORES SOCIOECONÓMICOS POR PROVINCIA.
ARGENTINA, 1980.**

N° Provincia	Porcentaje de personas			PGB por cápita (CF= 100)	Espe- ranza de vida al nacer
	Rural	NBI	Analfa- betismo		
Total	17.0	27.7	5.8	40	68.8
1 Capital Federal	0.0	8.3	1.4	100	72.2
2 Buenos Aires	6.8	24.3	3.8	32	69.5
3 Catamarca	42.5	42.6	8.1	23	66.7
4 Córdoba	19.3	22.4	5.2	34	70.8
5 Corrientes	35.6	46.9	14.8	24	65.4
6 Chaco	39.1	52.1	16.5	20	64.4
7 Chubut	18.6	34.8	7.7	74	66.3
8 Entre Ríos	31.2	32.8	7.7	32	68.0
9 Formosa	44.3	54.4	12.3	16	66.0
10 Jujuy	26.4	48.8	11.6	36	63.8
11 La Pampa	35.1	21.9	6.2	43	68.0
12 La Rioja	38.3	36.6	6.4	19	66.8
13 Mendoza	31.1	24.4	7.3	40	70.1
14 Misiones	49.6	45.4	11.9	23	65.2
15 Neuquén	23.9	40.2	9.7	56	67.7
16 Río Negro	28.2	38.9	9.5	37	67.3
17 Salta	28.2	46.8	11.1	25	64.2
18 San Juan	28.0	30.8	7.1	23	67.4
19 San Luis	30.0	31.9	7.7	32	67.9
20 Santa Cruz	13.2	26.3	3.8	80	65.2
21 Santa Fe	18.0	24.5	5.8	42	70.0
22 Santiago del Estero	48.1	51.7	12.6	17	65.6
23 Tucumán	29.1	42.4	8.4	33	67.0

Fuente: porcentaje rural y porcentaje de analfabetos: DES (1988); porcentaje de necesidades básicas insatisfechas: INDEC (1984); Producto Geográfico Bruto (PGB) por cápita, index con capital Federal =100): Manzanal y Rofman (1988); Esperanza de vida: INDEC (1988).

Tabla A-3.

**POBLACIÓN TOTAL Y PORCENTAJE RURAL.
ARGENTINA, 1991**

Nº	Provincia	Población total	Porcentaje rural
	Total	32 608 687	13.1
1	Capital Federal	2 960 976	0.0
2	Buenos Aires	12 582 321	5.5
3	Catamarca	265 571	30.4
4	Córdoba	2 764 176	14.5
5	Corrientes	795 021	26.0
6	Chaco	838 303	29.6
7	Chubut	356 587	12.1
8	Entre Ríos	1 022 865	22.6
9	Formosa	404 367	30.6
10	Jujuy	513 992	18.0
11	La Pampa	260 034	25.3
12	La Rioja	220 729	24.8
13	Mendoza	1 414 058	22.2
14	Misiones	789 677	36.7
15	Neuquén	388 934	13.7
16	Río Negro	506 796	20.3
17	Salta	866 771	21.1
18	San Juan	529 920	19.4
19	San Luis	286 334	18.7
20	Santa Cruz	159 964	8.6
21	Santa Fe	2 797 293	14.6
22	Santiago del Estero	672 301	39.2
23	Tucumán	1 142 247	23.2

Fuente: INDEC (1992)

Nota: Tierra del Fuego se incluye en el total, con 69 450 habitantes y 2.9% rural.