

DESARROLLO ECONOMICO Y NIVELES DE SALUD EN ESPAÑA *

José Luis RUIZ ALVAREZ
Nicolás CARRASCO GARCIA

Ministerio de Sanidad y Consumo

Este trabajo estudia las relaciones entre determinadas tasas de mortalidad españolas y un conjunto de variables socioeconómicas y de equipamiento sanitario. El análisis transversal de las provincias nos revela que, en el nivel actual de equipamiento sanitario, la tasa de mortalidad infantil depende de factores socioeconómicos y medioambientales en mayor medida que de los inputs sanitarios. Sin embargo, éstos conjuntamente con variables socioeconómicas se muestran relevantes en la explicación de las restantes tasas de mortalidad consideradas en este estudio.

1. Introducción

El fin del presente trabajo es doble, por un lado se analiza la evolución de determinados indicadores de salud en las dos últimas décadas en nuestro país, por otro, se establecen y verifican las interrelaciones entre el nivel socioeconómico alcanzado por las provincias españolas y su nivel de salud. A tal fin, se relacionan determinados factores socioeconómicos y de equipamiento sanitario con algunos indicadores de salud.

Se sabe que no existen indicadores de salud que estimen el nivel de la misma con precisión, y que la mayor parte de los que se utilizan como tales, se encuentran influenciados por otros factores y por lo tanto carecen de determinadas propiedades estadísticas deseables. No es objeto de este trabajo entrar en la discusión de indicadores de salud¹, por esta razón y siendo conscientes de sus limitaciones, consideramos en nuestro análisis aquellos que habitualmente se utilizan en los trabajos empíricos y de los que existe disponibilidad de datos. Los indicadores de salud finalmente seleccionados como variables a explicar, han sido los siguientes:

- La tasa de mortalidad infantil.
- La tasa de mortalidad perinatal.
- La tasa de mortalidad global estandarizada.

* Los autores agradecen los comentarios de un evaluador anónimo.

¹ Una discusión de estos indicadores puede verse en Cabases (1981) y Andrés Josep y Segura Andreu (1981).

El objetivo básico de este trabajo se centra en un análisis cuantitativo, mediante un corte transversal, donde tratamos de explicar las tasas de mortalidad de las provincias españolas en función de los niveles de equipamiento sanitario de la renta per cápita y del nivel de urbanización. El trabajo presenta dos condicionantes que pueden cuestionar algunos de sus resultados. El primero es la limitación de las tasas de mortalidad como indicador del «stock de salud» de nuestro país, y el segundo, las limitaciones de datos y la calidad y precisión de los mismos. Esto nos obliga a tomar los resultados con cierto nivel de cautela y provisionalidad.

Es un hecho contrastado, que los distintos países dedican cantidades crecientes de recursos económicos para satisfacer la demanda sanitaria, y que la participación de los gastos de asistencia sanitaria, en relación al *PIB*, es mayor a medida que el país alcanza un nivel más elevado de desarrollo. Pero debemos tener en cuenta que los gastos en asistencia sanitaria son una variable, pero no la única, que influye sobre el nivel de salud de un país. También, factores no sanitarios, tales como: nivel educativo, medio ambiente, alimentación, etc., tienen una importancia relevante en la explicación del nivel de salud de un determinado país. Hemos elegido la renta per cápita, como variable central explicativa de diferentes niveles de salud, dado que en ella convergen o están asociadas variables sanitarias, además de utilizar los inputs sanitarios.

La población y la mortalidad han sido los índices principales para determinar las necesidades de recursos sanitarios y para establecer prioridades entre programas de salud, fenómeno que no se ha producido en nuestro país. Nuestra preocupación se centra en investigar cómo, ante la ausencia de planificación sanitaria en épocas pasadas, y dada una desigualdad en la distribución de la renta, podrían estos fenómenos estar explicando las diferentes tasas de mortalidad provincial. Pero no podemos olvidar que la mortalidad es una medida relativamente útil para la elaboración de programas de actuación. Las tasas de mortalidad, hoy, son relativamente insensibles a las variaciones de inputs sanitarios en países altamente industrializados, como se ha confirmado en diversos estudios². Investigaremos la situación de nuestro país en este sentido.

2. El comportamiento de los indicadores de salud

2.1. La mortalidad infantil y perinatal

La mortalidad infantil (*MI*), se puede considerar hoy como uno de los mejores indicadores del nivel de salud alcanzado por un país. Son bien conocidas las limitaciones del *PNB*/per cápita para evaluar el nivel de desarrollo de un país y a éste, es necesario acompañarle otros indicadores para medir con mayor precisión su estado de desarrollo. En este sentido el indicador complementario más relevante, es la distribución de la renta entre la población. Por otra parte,

² Cochrane, A. L. inter alia (1978).

la *MI* es un fiel reflejo de la conjunción de los dos factores anteriores, hasta el punto de que la misma se puede considerar como un indicador fiable del desarrollo económico de un país. Países con rentas per cápitas similares, como son Grecia y Venezuela presentan diferencias significativas en la *MI*, probablemente debido a una desigual distribución de la renta. En otro extremo, en zonas, donde existe una buena distribución de la renta (C.E.E.), se da una fuerte correlación entre la renta per cápita y mortalidad perinatal ($R = 0,921$), y renta per cápita y mortalidad infantil ($R = 0,747$), en un corte trasversal para 1981. (Véase cuadro A1).

Las cifras de la *MI* en nuestro país, al igual que en el resto de los países desarrollados, han mantenido un comportamiento descendente desde primeros de siglo. En nuestro país, tenía en 1950 un valor de 64,16 y en 1982, de 9,6, tal y como podemos observar en el cuadro 2, representando una reducción media anual de 1,68 por 100 en este período. Las cifras anteriores colocan a nuestro país en unos niveles de salud similares a los de los países de la O.C.D.E. El descenso más fuerte se produce en la década de los 50 con 22 puntos de reducción. En la década siguiente el descenso fue de nueve puntos. Los decrecimientos de este indicador serán, probablemente, mucho más débiles en el futuro.

En el gráfico A1, podemos observar la estrecha relación entre *MI* y renta per cápita en nuestro país. Así, ante el continuo crecimiento de la renta per cápita en términos reales, contemplamos un descenso persistente en la *MI*. El ajuste realizado para estas dos variables con datos del período 1955-1982, confirma esta estrecha relación³.

Los datos de mortalidad infantil por provincias utilizados se refieren a 1979, y el valor mínimo de este indicador lo tiene Barcelona (= 10,86) y el máximo Orense (= 22,78). (Véase cuadro A3). A simple vista, se comprueba también en términos generales cómo provincias con una renta per cápita inferior y peor equipamiento sanitario, corresponden *MI* más elevadas y viceversa. Además, de acuerdo con Bohigas (1983), la Seguridad Social tampoco ha contribuido a corregir estas diferencias, no obstante, debemos tener en cuenta que esta Institución ha sido sin duda, uno de los factores más importantes en la reducción y nivelación de esta tasa. Por lo tanto, al igual que en los datos de series temporales, en los transversales por provincias parece confirmarse la relación *MI* y renta per cápita.

La mortalidad perinatal registró en 1979 una tasa de 16,64. Este indicador ha mantenido una reducción inferior a la mortalidad infantil, tal y como podemos contemplar en el gráfico 1. Desde 1955 ha sufrido un descenso medio anual del 0,5 por 100. La distribución provincial muestra que la mortalidad perinatal más alta corresponde a Extremadura (21,97) y la más baja es la de Madrid (11,99). La mortalidad perinatal está influenciada por el peso del niño al nacer, por la edad de la madre, su nutrición, etc., y en menor medida que la

³ $MI = 5,05 - 0,017 \text{ Lg } RP \quad R^2 = 0,96.$

mortalidad infantil, por la renta per cápita (véase cuadro A3). Según Waaler, Hans T. y Sterky Göran (1985), es más sensible a la acción médica específica que en el caso de la *MI*. Esto lo podremos comprobar más adelante en el caso español.

2.2. *La mortalidad global*

Como es bien conocido, este indicador presenta muchas limitaciones para reflejar el estado de salud de una población, ya que viene directamente influenciado por la estructura de edades y sexo de la misma, por ello, a efectos de comparaciones entre distintas poblaciones, se utiliza la tasa estandarizada, que es una estimación más precisa que la anterior para los fines que perseguimos (véase cuadro A3). Si observamos la evolución de esta tasa desde 1960 hasta 1982 (cuadro A2), deducimos que la misma presenta pequeñas variaciones, pasando de un valor de 8,65 a 7,89.

Las mortalidades estándares de las provincias españolas, muestran una amplitud de rango de 3,54 puntos, siendo la provincia peor situada Huelva, con 9,35, y la mejor Guadalajara, con 5,81 (véase cuadro A3). La esperanza de vida que, de alguna manera podemos considerarla como un indicador recíproco de la tasa de mortalidad, presenta grandes avances en el presente siglo, esto es lo que se desprende de observar el cuadro 4. Este indicador registraba un valor de 34,76 años en 1900 y 73,74 en 1975. El mayor crecimiento se produjo en la etapa 1940-1960, con un aumento de 19,75 años. En el período 1960-1975, se registró un incremento de cuatro años en la esperanza de vida al nacer. Por lo que respecta a la esperanza de vida a los cincuenta años, lógicamente presenta crecimientos mucho más bajos, pero en el presente siglo y para estas edades, se ha conseguido aumentar la vida en siete años. El mayor crecimiento, al igual que en el caso anterior, se produce en el período 1940-1960 aumentando muy lentamente después de esta fecha, hasta alcanzar un valor de 27,23 en 1975.

2.3. *Consideraciones Globales de los outputs sanitarios*

Todos los datos anteriores, muestran invariablemente los grandes avances que se han conseguido en la mejora de los resultados de los indicadores de salud en el período referenciado. Estas cifras nos sitúan en estos momentos en condiciones de igualdad con los países más avanzados de la Europa occidental, por lo que a indicadores de salud se refiere e incluso, a igualdad de niveles de renta per cápita, tenemos una mejor posición relativa de estos indicadores, tal y como muestran las cifras del cuadro A3.

Esta espectacular mejora de los resultados de los indicadores sanitarios ha sido inducida, por el desarrollo económico, la acentuación de los mecanismos de salud pública, los avances médicos y una mayor disponibilidad de los recursos sanitarios. El proceso de desarrollo ha producido una mejor nutrición en la población, una mejor educación sanitaria y, en general, unas mejores condicio-

nes de vida. Por otro lado, han aumentado las enfermedades del aparato circulatorio, aparato respiratorio y causas externas, principalmente accidentes de tráfico y suicidio.

A pesar de las limitaciones de los indicadores sanitarios, estamos en condiciones de decir que el nivel de salud actual de nuestro país, es hoy mucho más elevado que en 1960. Una mejora de esta magnitud ha tenido que afectar profundamente a los hábitos de comportamiento de la sociedad española, pero las repercusiones sobre las formas de vida y el sistema económico son difíciles de evaluar en estos momentos.

En términos generales podemos decir, que la fuerte reducción de la MI^4 conjuntamente con el descenso de la tasa de natalidad, están provocando fuertes cambios en la estructura de edades, que tienen evidentes repercusiones sobre el funcionamiento del sistema económico y social. El aumento de la esperanza de vida al nacer y la prolongación de la vida en las edades a partir de los sesenta y cinco años, está planteando problemas no previstos de costes y financiación de la Seguridad Social, siendo más gravosas las cargas contributivas para la población ocupada al haber aumentado fuertemente el índice de dependencia.

Las interrelaciones entre nivel de actividad económica y salud, no acaban aquí y los niveles de la misma, se ven afectados por las evoluciones de la economía. Así la crisis económica actual está provocando comportamientos perversos del mercado de trabajo, no pudiendo obtener trabajo el 20 por 100 de la población activa, además del fuerte volumen de trabajadores desanimados. Por otro lado, muchas de las contrataciones que se realizan actualmente son temporales, aumentando el grado de inestabilidad del mercado de trabajo. El alto nivel de paro, de alguna forma, ha aumentado el problema de la delincuencia y drogadicción de las capas más jóvenes, aparte de producir ciertas enfermedades propias de la situación de parado. De alguna manera, estas condiciones perversas del sistema afectan negativamente al nivel de salud de los parados y sus familiares, aunque los programas de mantenimiento de rentas, puedan paliar parcialmente estas situaciones angustiosas. No son bien conocidas las consecuencias que el paro tiene sobre el nivel de salud en España, pero Brenner (citado por Mushkin, 1979) encontró evidencia empírica para Estados Unidos de que un aumento de un punto porcentual en la tasa de paro, producía un crecimiento del 0,019 por 100 en la tasa de mortalidad.

3. Estimaciones

En este apartado, tratamos de verificar, qué factores son los que contribuyen en mayor medida a explicar las variaciones que se registran en los indicadores de resultados sanitarios considerados en el apartado anterior. La carencia de series

⁴ Este es un requisito previo para que las familias se planteen la reducción del número de hijos y, por lo tanto, de la natalidad.

de suficiente longitud de algunas variables que consideramos fundamentales para el análisis, principalmente inputs sanitarios, nos imposibilita la verificación de las hipótesis con datos de series temporales. Por esta razón, el análisis se realiza con datos transversales para las provincias españolas, en la esperanza de que las diferencias en sus condiciones socioeconómicas y nivel de equipamiento sanitario, muestren variaciones significativas en sus outputs sanitarios.

3.1. *Datos utilizados*

A continuación pasamos a describir el significado de las variables utilizadas en nuestro análisis y las transformaciones operadas en las mismas.

a) MORTALIDAD INFANTIL (*MI*)

Fallecidos menores de un año por 1.000 nacidos vivos. Esta variable, según la O.M.S. (1981) «puede considerarse como un buen indicador del estado de salud no sólo de los lactantes, sino también de la población en su conjunto. Además la tasa de mortalidad de lactantes es un indicador sensible de la disponibilidad, utilización y eficacia de la asistencia sanitaria, y en particular de la atención perinatal». Aunque como veremos más adelante la segunda parte de esta afirmación no es totalmente correcta para el caso español.

Se utilizan tanto datos temporales del período 1950-1982, como corte transversal en 1981 para las provincias españolas. Las fuentes estadísticas de las que se han tomado estos datos son: *El Boletín Epidemiológico n.º 1675* y *el Anuario Estadístico del I.N.E. (1981)*. A partir de 1975, existe un cambio en la denominación, y comienzan a incluirse los «muertos en las primeras veinticuatro horas», que con anterioridad no se incluían. Este es un criterio establecido por la O.M.S. y adoptado por la mayoría de los países.

b) MORTALIDAD PERINATAL (*MP*)

Fallecidos menores de una semana y muertes fetales tardías⁵. Los datos, tanto de series temporales como de provincias, se han tomado del *Boletín Epidemiológico* núm. 1.675.

c) RENTA PER-CÁPITA (*RP*)

De esta variable, se dispone de datos desde 1955-1983 y datos provinciales para 1981. Está expresada en pesetas, constantes, dado que en este trabajo se pretenden establecer las repercusiones reales entre factores socioeconómicos y sanitarios. La fuente son las publicaciones sobre la renta en España del Banco de Bilbao (1983).

⁵ Muerte fetal tardía: Feto muerto con seis o más meses de gestación.

d) LA MORTALIDAD ESTÁNDAR

La mortalidad global como indicador del nivel de salud en un país presenta muchas deficiencias: dado que se encuentra estrechamente relacionado con factores de edad y sexo de la población. Las provincias españolas presentan marcadas diferencias en sus estructuras de edades, debido principalmente al proceso migratorio interno que las etapas de desarrollo producidas en nuestro país han conllevado. A efectos de corregir el sesgo que se produce por el hecho de que unas provincias tengan una población más envejecida que otras, se utilizan las tasas estandarizadas⁶. La fuente de esta variable es el ya mencionado Boletín Epidemiológico.

e) GRADO DE URBANIZACIÓN (*URB*)

Recoge el porcentaje de población de la provincia que, reside en localidades menores de 10.000 habitantes. Está referida al año 1981 y se ha elaborado con datos del Anuario Estadístico del I.N.E.

f) INPUTS SANITARIOS

Dentro de este bloque de variables, se han considerado diversos inputs sanitarios de cada provincia, como son, el número de médicos (*MED*), pediatras (*PED*) y camas (*CAM*). La fuente de estos datos es el Anuario Estadístico de España. Todos ellos están expresados en unidades de la variable por 1.000 habitantes. Respecto a la variable médicos, debemos tener en cuenta que se toma el número de colegiados, pero existe un cierto tanto por ciento de paro en esta profesión que suponemos se distribuye homogéneamente entre las provincias españolas, por lo tanto, esta variable es una proxy del número real de médicos ocupados.

3.2. Consideraciones para la especificación de las ecuaciones

Con la intención de explicar las variaciones en las mortalidades comenzamos con la enumeración de posibles factores que, de alguna forma, las afectan. En un primer intento, y bajo un criterio exhaustivo podemos considerar los siguientes factores: Nutrición, consumo de alcohol, tabaco, condiciones de habitabilidad, polución, accidentes de trabajo, uso del automóvil, hacinamiento, porcentaje de población que vive en áreas rurales, nivel de renta, paro, nivel educativo, uso de los servicios sanitarios, nivel de recursos sanitarios, drogadicción, tasas de delincuencia, etc. Somos conscientes de que, de alguna manera, todos esos factores que acabamos de enumerar, tienen algún grado de influen-

⁶ La estandarización se ha realizado en la Subdirección General de Epidemiología del Ministerio de Sanidad y Consumo.

cia sobre las mortalidades aquí consideradas, pero la falta de datos para muchos de ellos no nos permite considerarlos en el análisis.

Además, algunos están estrechamente correlacionados entre sí y unos son consecuencia de otros; así, el nivel de renta influye sobre la nutrición, condiciones de habitabilidad, uso de los servicios sanitarios y nivel educativo. Con el fin de hacer operativo el análisis y evitar el posible problema de la multicolinealidad entre el conjunto de variables explicativas, agrupamos los factores anteriores en tres tipos: Económicos y sociales, medioambientales y sanitarios. Las variables proxys que representan a cada uno son: la renta per cápita en pesetas constantes resume el primer conjunto, el nivel de urbanización el segundo y, el input sanitario representado bien individual o conjuntamente (camas por mil habitantes, médicos por mil habitantes y número de pediatras por mil niños menores de siete años).

A continuación, tratamos de verificar qué factores de los finalmente seleccionados son significativos en la explicación de las variaciones de las mortalidades consideradas. A este fin, planteamos una serie de relaciones lineales, que se estiman por el método de los mínimos cuadrados ordinarios. No estimamos nuestras relaciones por métodos más sofisticados, ya que la forma en que las especificamos cumplen las condiciones ideales para obtener estimadores eficientes por el método citado⁷.

3.3. *Estimaciones de la Mortalidad Infantil*

Hemos realizado diversas estimaciones para relacionar la Mortalidad Infantil (*MI*) con las variables enunciadas anteriormente. A continuación mostramos diversos ajustes seleccionados desde el punto de vista de su bondad estadística⁸.

$$\begin{array}{rcl}
 MI = 20,35 & - & 0,011 \text{ RP} & - & 0,005 \text{ PD} & - & 0,1425 \text{ CAM} \\
 & & (-2,20) & & (-1,09) & & (-0,745) \\
 & & & & \bar{R}^2 & = & 0,489 \\
 & & & & D - w & = & 1,95 \\
 & & & & F & = & 99,86 \\
 & & & & \sigma^2 & = & 2,26
 \end{array} \quad [1]$$

$$\begin{array}{rcl}
 MI = 20,13 & - & 0,013 \text{ RP} & - & 0,0039 \text{ PD} \\
 & & (-2,88) & & (-0,91) \\
 & & & & \bar{R}^2 & = & 0,49 \\
 & & & & D - w & = & 1,97 \\
 & & & & F & = & 99,95 \\
 & & & & \sigma^2 & = & 2,23
 \end{array} \quad [2]$$

⁷ Véase Jonhston (1984).

⁸ El estadístico *T* de student figura entre paréntesis.

$$\begin{aligned}
 MI = 21,67 & - 0,013 RP - 0,67 MED \\
 & (-3,39) \quad (1,27) \\
 \bar{R}^2 & = 0,508 \\
 D - w & = 1,97 \\
 F & = 99,96 \\
 \sigma^2 & = 2,21
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

$$\begin{aligned}
 MI = 21,17 & - 0,0126 RP - 0,00349 PD - 0,026 URB \\
 & (-2,84) \quad (-0,82) \quad (2,01) \\
 \bar{R}^2 & = 0,54 \\
 D - w & = 2,11 \\
 F & = 99,97 \\
 \sigma^2 & = 2,18
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

$$\begin{aligned}
 MI = 21,70 & - 0,0147 RP - 0,0268 URB \\
 & (-4,02) \quad (-2,05) \\
 \bar{R}^2 & = 0,545 \\
 D - w & = 2,11 \\
 F & = 99,90 \\
 \sigma^2 & = 2,11
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

Los rasgos comunes que presentan estos ajustes son:

1. La renta per cápita (*RP*) es significativa, con un valor de la *t* superior a 2 y con el signo esperado, mostrando que una mayor renta per cápita en las provincias españolas, se corresponden con una menor mortalidad infantil y viceversa, además su coeficiente presenta un pequeño rango de variación de unos a otros ajustes, poniendo de manifiesto que estamos en presencia de una estimación robusta.
2. Los inputs sanitarios son débilmente significativos ya que su *t* es inferior a dos en todos ellos, pero su signo es correcto, indicando qué aumentos en este factor, conllevan pequeñas reducciones en la *MI*.

Como podemos observar los ajustes están ordenados de menor a mayor bondad estadística y su \bar{R}^2 corregido de grados de libertad es creciente en correspondencia con la varianza residual decreciente. El $D-w$, para medir la autocorrelación de primer orden *AR1* en los residuos, está próximo a dos, en todos ellos, indicando ausencia de autocorrelación de tipo *AR1*. El ajuste de [5] es el más satisfactorio estadísticamente y el que consideramos definitivo en nuestro análisis. En el mismo, son altamente significativas las variables *RP* y *URB*. Aparentemente puede ser contradictoria la significatividad de *URB*, porcentaje de población provincial en localidades menores de 10.000 habitantes, pero consideramos que las poblaciones rurales, en términos generales y a nivel comparati-

vo, pueden reunir mejores condiciones de vida que los grandes núcleos de población donde, es evidente la existencia de grandes bolsas con bajas dotaciones de equipamiento público. La débil relación mostrada entre los inputs sanitarios y la *MI* ha sido también verificada por otros estudios, entre ellos el de Salleras, que confirman este resultado, tanto para Cataluña como para el resto de España (citado por Bohigas 1983).

La débil significatividad de los inputs sanitarios en la explicación de la mortalidad infantil, contradice la afirmación de la O.M.S. (1981), cuando dice: «la mortalidad de lactantes es un indicador útil del estado de salud, no sólo de los lactantes, sino también de la población en su conjunto y de las condiciones socioeconómicas en las que ésta vive. Además, la tasa de mortalidad de lactantes es un indicador sensible de la disponibilidad, utilización y eficacia de la asistencia sanitaria y, en particular, de la atención perinatal». Esta segunda parte de la afirmación ha sido puesta en duda por Waaler, Hans T. y Còram Sterky (1984). Vemos que evidentemente nuestros datos mantienen la primera parte de la afirmación, pero no pueden confirmar la segunda. Las posibles razones del porqué los inputs sanitarios resultan débilmente significativos para explicar las variaciones de la mortalidad infantil son las siguientes:

- a) A la luz de las ecuaciones estudiadas, podemos comprobar que nuestro sistema sanitario se encuentra en una situación en la que los inputs sanitarios ya no consiguen reducciones sensibles en la *MI*.
- b) No podemos descartar la hipótesis, mantenida por muchos autores, de que los recursos sanitarios se estén utilizando ineficazmente.
- c) La variable renta per cápita y nivel de urbanización, son variables dominantes en las ecuaciones ajustadas y restan significado a los inputs sanitarios.

3.4. Estimaciones de la Mortalidad Perinatal

Se sabe que este indicador, además de estar influenciado por factores socioeconómicos, depende también del peso al nacer, edad de la madre, espaciamiento de las gestaciones, etc. Los ajustes finalmente seleccionados para la mortalidad perinatal son:

$$MP = 25,21 - 0,015 RP - 0,512 CAM - 0,00049 URB$$

$$(-2,64) \quad (-1,95) \quad (-0,025)$$

$$\bar{R}^2 = 0,467$$

$$\sigma^2 = 3,27$$

$$F = 99,75$$

$$D - w = 2,002$$

[6]

$$\begin{array}{rcl}
 MP = 22,13 & - & 0,016 \quad RP & - & 0,497 \quad MED & - & 0,00037 \quad URB \\
 & & (-2,67) & & (-1,62) & & (-0,037) \\
 & & & & \bar{R}^2 & = & 0,45 \\
 & & & & \sigma^2 & = & 3,87 \\
 & & & & F & = & 97,12 \\
 & & & & D - w & = & 1,97
 \end{array} \quad [7]$$

$$\begin{array}{rcl}
 MP = 25,19 & - & 0,015 \quad RP & - & 0,512 \quad CAM \\
 & & (-2,68) & & (-1,97) \\
 & & & & \bar{R}^2 & = & 0,484 \\
 & & & & F & = & 99,30 \\
 & & & & \sigma^2 & = & 3,20 \\
 & & & & D - w & = & 2,002
 \end{array} \quad [8]$$

Las características comunes que resaltan de las ecuaciones anteriores son:

- 1) La renta per cápita es altamente significativa en todos los ajustes y con el signo correcto. Una mayor renta per cápita conlleva una menor mortalidad perinatal.
- 2) Los inputs sanitarios, que en la mortalidad infantil eran poco significativos, tienen influencia negativa esperada en este indicador, sobre todo la variable camas (*CAM*) y los médicos (*MED*). Esta última es significativa a nivel de confianza del 80 por 100.

El ajuste más satisfactorio estadísticamente, es el de [8], las variables de esta ecuación son individual y conjuntamente significativas, explicando el 50 por 100 de la variación de la mortalidad perinatal y los residuos no muestran autocorrelación de primer grado.

Estos resultados indican que la *MP* se puede considerar, pese a sus limitaciones, como un índice sensible a la eficacia y cobertura de los servicios de salud, y de acuerdo con Waaler (1984), cualquier mejora de los servicios sanitarios, principalmente los destinados a mujeres gestantes y niños, es traducida en una reducción significativa en las tasas de Mortalidad Perinatal, contradiciendo de nuevo la afirmación de la O.M.S. anteriormente referenciada.

3.5. Estimación de la Mortalidad Global estandarizada

A continuación recogemos los ajustes estadísticamente más significativos de las tasas de mortalidad estandarizadas.

$$\begin{array}{rcl}
 MS = 9,09 & - & 0,50 \quad MED & + & 0,50 \quad URB & - & 0,057 \quad CAM \\
 & & (3,09) & & (1,40) & & (1,04) \\
 & & & & \bar{R}^2 & = & 0,51 \\
 & & & & \sigma^2 & = & 0,63 \\
 & & & & F & = & 99,93 \\
 & & & & D - w & = & 2,27
 \end{array} \quad [9]$$

$$\begin{aligned}
 MS &= 8,71 + 0,042 \text{ URB} + 0,00014 \text{ RP} - 0,65 \text{ MED} \\
 &\quad (1,12) \qquad\qquad (1,25) \qquad\qquad (4,57) \\
 \bar{R}^2 &= 0,52 \\
 \sigma^2 &= 0,62 \\
 F &= 99,94 \\
 D - w &= 2,23
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

$$\begin{aligned}
 MS &= 8,88 - 0,66 \text{ MED} + 0,00016 \text{ RP} \\
 &\quad (4,43) \qquad\qquad (1,40) \\
 \bar{R}^2 &= 0,516 \\
 \sigma^2 &= 0,62 \\
 F &= 99,97 \\
 D - w &= 2,29
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

$$\begin{aligned}
 MS &= 8,34 + 0,0009 \text{ RP} - 0,15 \text{ CAM} \\
 &\quad (0,72) \qquad\qquad (-2,70) \\
 \bar{R}^2 &= 0,31 \\
 \sigma^2 &= 0,69 \\
 F &= 96,71 \\
 D - w &= 2,30
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

Los rasgos comunes que resaltan de estos ajustes son:

1. Invariablemente los inputs sanitarios, principalmente el número de médicos, es significativo, y en algunos lo es también el número de camas. Además presentan el signo correcto indicando que un mayor número de médicos y/o camas, conlleva reducciones significativas en las tasas de mortalidad estandarizadas. El poder explicativo de la variable médicos por mil habitantes resulta ser el más alto en todas las estimaciones. La variable médicos es más significativa que camas, dado que la primera incluye tanto la asistencia primaria como la hospitalaria, mientras que la segunda sólo interviene en el segundo nivel de asistencia.
2. La variable renta per cápita no es significativa en la explicación de las variaciones en la mortalidad global estandarizada, pero además, el signo de esta variable es contrario al esperado y en todos los ajustes que figura aparece con signo positivo. Es difícil entender este fenómeno y sin duda será multicausal su explicación:
 - a) Defectos en las estadísticas de mortalidad, existe sin duda un flujo de pacientes terminales que mueren en ciudades ajenas lógicamente de mayor renta personal provincial.
 - b) Los métodos de estandarización, pueden corregir en exceso el sesgo producido por la edad en las estadísticas de mortalidad global indu-

ciendo un sesgo adicional. Sería más indicado realizar el análisis de mortalidad por tramos de edad. Existen estudios (Cochrane (1978)), donde se confirma una relación inversa entre mortalidad (en tramos altos de edades) y renta personal (a mayor nivel de renta, menor mortalidad).

- c) Las desigualdades internas provinciales en la distribución de la renta, seguramente están escondiendo relaciones inversas entre renta y mortalidad.
- d) Dado el nivel de desarrollo en nuestro sistema sanitario, la asistencia sanitaria en la Seguridad Social puede estar actuando, en alguna medida, como equilibrador de la Mortalidad General con relativa independencia del nivel de renta personal.

4. Conclusiones

En este apartado, y a modo de conclusión, se resumen los principales resultados del análisis, matizando algunos de ellos y valorándolos en sus propios términos.

Las principales conclusiones son:

- 1) El análisis temporal de los datos sobre mortalidades, revela el gran avance que se ha producido en estos indicadores, colocándolos en niveles similares a los de los países de la C.E.E. Temporalmente existe una estrecha relación entre ellos y la renta per cápita.
- 2) En el análisis transversal por provincias se contrasta para nuestro país, qué factores económicos y mediambientales, tienen un alto poder explicativo sobre la T.M.I., que contrasta con la débil relevancia de los inputs sanitarios en la explicación de la misma.
- 3) La mortalidad perinatal depende de la renta per cápita y de los inputs sanitarios, éstos últimos, con un alto poder explicativo. Los otros factores resultan inoperantes.
- 4) Las tasas de mortalidad global son sensibles a las variaciones en inputs sanitarios y, un aumento de estos conlleva reducciones sensibles en las mismas. No ha resultado significativa la variable renta per cápita, que en principio se esperaba que sí lo fuera. No obstante, se requiere un análisis más desagregado por las mortalidades en diferentes grupos de edades.
- 5) Parece clara que nuestra función de producción no está entrando todavía en rendimientos decrecientes en relación con los inputs sanitarios. La significación de estos recursos en el corte transversal pone de manifiesto una desigualdad en la asignación. No cabe duda de que este factor ha de tenerse en cuenta en la futura planificación sanitaria.
- 6) En nuestro país se confirma la estrecha relación en el tiempo, de las tasas de mortalidad y la renta per cápita, lo que confirma que los niveles de

salud han sido determinados por factores sanitarios y no sanitarios. También, en el análisis transversal efectuado, el nivel de renta aparece, con los matices señalados, como significativo en la explicación de las mortalidades.

Por lo tanto, cualquier política sanitaria que se desee articular, no deberá olvidar este fenómeno aparentemente evidente, pero que a veces no se tiene en cuenta.

Apéndice. Cuadros y gráficos

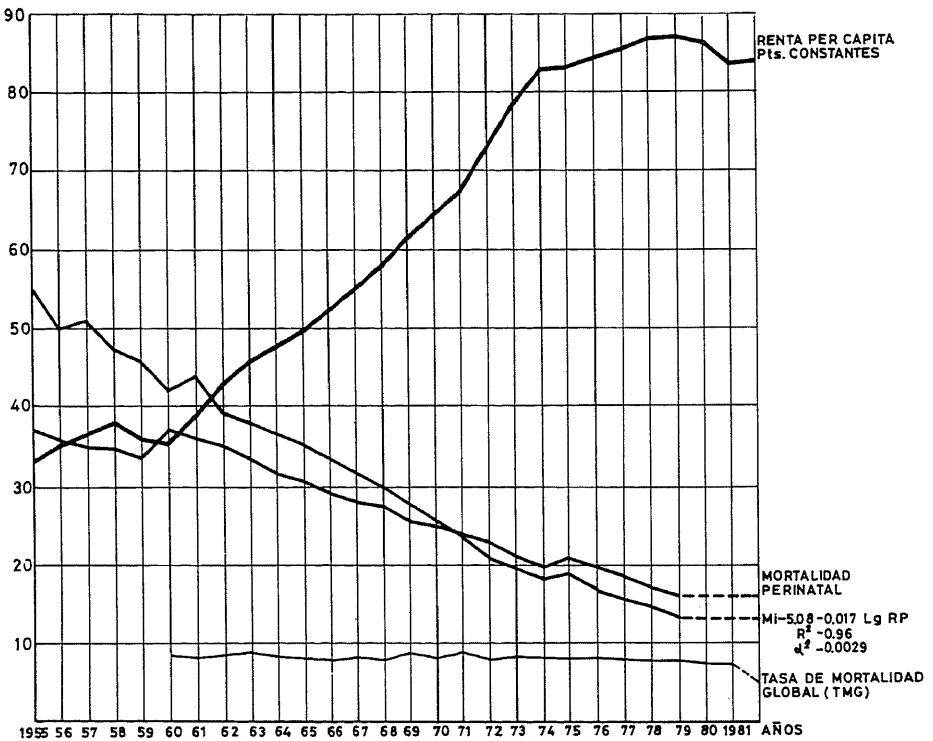


Gráfico A1. Evolución de las tasas de mortalidad.

CUADRO A1
Mortalidad general, infantil y perinatal en los países de la Comunidad Económica Europea

PAISES	(per 100 resident population)				(% of live births)				(% of live and stillbirths)				G.D.P. per cápita (Dolars)
	GENERAL				INFANTIL				PERINATAL				
	1960	1970	1980	1980	1960	1970	1980	1980	1960	1970	1980	1980	
Belgium	12,3	12,3	11,6	3,12	2,11	1,10	3,20	2,30	1,40	7,697			
Denmark	9,6	9,7	10,9	2,15	1,42	0,84	2,60	1,80	0,90	10,690			
France	11,3	10,6	10,1	2,74	1,82	1,01	3,10	2,30	1,29	8,907			
Germany	11,5	11,9	11,6	3,38	2,34	1,27	3,58	2,64	1,16	10,025			
Greece	7,3	8,4	9,0	4,01	2,96	1,79	3,05	2,79	2,12	3,380			
Ireland	11,7	11,4	9,6	2,93	1,95	1,11	3,80	2,40	1,50	4,966			
Italy	9,5	9,8	9,9	4,39	2,96	1,43	4,20	3,10	1,75	6,114			
Luxembourg	11,7	12,4	11,2	3,15	2,49	1,15	3,23	2,47	0,98	9,235			
Netherlands	7,5	8,4	8,0	1,79	1,27	0,86	2,70	1,86	1,10	8,534			
Portugal	10,5	10,3	9,9	7,75	5,51	2,60	4,11	3,70	2,55	1,905			
Spain	8,6	8,3	7,7	4,37	2,81	1,11	3,40	2,40	1,57	4,192			
United Kingdom	11,5	11,7	11,7	2,25	1,85	1,21	3,40	2,40	1,34	7,495			

Fuentes: O.E.C.D. *Measuring Health Care 1960-1983. Expenditure, Costs and Performance*. PARIS-1985.

CUADRO A2

Años	Tasa de MI Serie homogénea	Tasa mortalidad perinatal	Tasa mortalidad global	Renta/per cápita (miles pesetas términos reales)
1951	66,30	33,62	—	—
1952	58,73	35,81	—	—
1953	56,99	36,53	—	—
1954	53,17	36,95	—	—
1955	54,99	36,85	—	33.630
1956	50,47	35,91	—	35.840
1957	51,15	35,24	—	36.430
1958	46,27	35,29	—	37.910
1959	46,55	34,25	—	36.390
1960	41,91	36,64	8,65	35.790
1961	44,03	36,26	8,39	39.430
1962	39,32	35,62	8,81	43.530
1963	38,44	33,95	8,87	45.870
1964	37,23	31,68	8,52	47.700
1965	35,87	30,91	8,46	50.090
1966	34,11	29,43	8,44	53.330
1967	32,08	28,49	8,49	55.500
1968	30,55	28,04	8,42	58.600
1969	28,34	26,22	8,93	62.070
1970	26,31	25,48	8,33	64.860
1971	24,19	24,20	8,89	68.030
1972	21,40	23,41	8,15	73.460
1973	20,00	21,53	8,53	79.160
1974	18,46	19,95	8,43	83.500
1975	18,88	21,09	8,40	83.510
1976	17,11	20,06	8,32	85.240
1977	16,03	18,89	8,10	86.000
1978	15,25	17,43	8,07	87.450
1979	14,27	16,64	7,81	87.550
1980	11,10	—	7,69	86.940
1981	10,30	—	7,60	84.160
1982	9,60	—	—	84.610

Fuente: *Boletín Epidemiológico num. 1.675* y la *Renta Nacional de España* del Banco de Bilbao (1983).

CUADRO A3

Tasa estandarizada de mortalidad general por mil habitantes
y tasas de mortalidad infantil y perinatal.
Distribución provincial en 1979. España

Regiones autonómicas y provincias	T. Estandarizada	Mortalidad infantil	Mortalidad perinatal
Almería	8,66	17,83	17,96
Cádiz	9,11	15,49	22,42
Córdoba	7,81	18,47	20,61
Granada	8,24	15,79	18,55
Huelva	9,35	17,60	21,19
Jaén	7,84	17,09	21,22
Málaga	8,71	16,53	20,45
Sevilla	8,48	13,33	20,00
Andalucía	8,48	15,89	20,45
Huesca	6,89	12,65	14,56
Teruel	7,06	11,73	14,39

Regiones autonómicas y provincias	T. Estandarizada	Mortalidad infantil	Mortalidad perinatal
Zaragoza	7,55	15,69	17,48
Aragón	7,34	14,71	16,63
Asturias	8,12	16,05	17,87
Baleares	8,22	13,44	17,49
Las Palmas	8,76	16,90	21,47
Sta. Cruz de Tenerife	8,22	13,90	10,57
Canarias	8,49	15,50	16,40
Cantabria	7,64	15,94	14,96
Avila	6,67	13,67	16,86
Burgos	6,97	17,30	9,30
León	7,93	19,20	14,33
Palencia	7,97	15,73	17,74
Salamanca	6,68	19,08	20,39
Segovia	7,28	10,88	8,41
Soria	6,72	17,16	13,55
Valladolid	6,99	13,92	15,61
Zamora	6,92	17,33	25,42
Castilla-León	7,16	16,44	15,63
Albacete	8,37	16,87	20,72
Ciudad Real	8,46	14,72	16,69
Cuenca	7,50	15,86	20,89
Guadalajara	5,81	12,35	12,88
Toledo	7,63	14,56	14,56
Castilla-La Mancha	7,76	15,10	17,13
Barcelona	6,99	10,86	14,34
Gerona	7,95	12,74	15,33
Lérida	7,90	11,01	16,42
Tarragona	8,00	13,21	12,72
Cataluña	7,24	11,25	14,39
Alicante	8,70	13,61	14,91
Castellón	7,97	15,52	15,96
Valencia	8,81	12,76	15,19
Comunidad Valenciana	8,66	13,34	15,20
Badajoz	8,41	17,20	22,02
Cáceres	7,72	16,76	21,89
Extremadura	8,13	17,03	21,97
La Coruña	8,00	17,80	17,98
Lugo	8,13	17,25	18,89
Orense	7,42	22,78	22,10
Pontevedra	8,44	16,67	14,82
Galicia	8,03	17,85	17,37
Madrid	7,11	10,97	11,99
Murcia	8,44	12,37	15,51
Navarra	7,81	13,79	16,09
Alava	7,69	13,69	16,09
Guipúzcoa	7,09	14,70	14,60
Vizcaya	8,25	17,11	17,32
País Vasco	7,81	15,96	16,36
Rioja	7,76	17,68	19,31
Ceuta	10,74	21,79	26,82
Melilla	8,91	12,42	13,66
Totales		14,27	16,64

CUADRO A4
Esperanza de vida en España 1900-1975

Años	Esperanza de vida al nacer			Esperanza de vida a los 50 años		
	Varones	Mujeres	Ambos sexos	Varones	Mujeres	Ambos sexos
1900	33,85	35,70	34,76	18,04	19,05	18,56
1910	40,92	42,56	41,73	19,16	20,27	19,73
1920	40,26	42,05	41,15	19,14	21,00	20,08
1930	48,38	51,60	49,97	20,05	22,38	21,24
1940	47,12	53,24	50,10	18,43	22,68	20,55
1950	59,81	64,32	62,10	22,23	25,34	23,87
1960	67,40	72,16	69,85	25,20	27,73	26,15
1970	69,57	75,06	72,36	24,57	28,57	26,68
1975	70,40	76,19	73,34	24,96	29,30	27,23

Fuente: *Tablas de mortalidad de la población española. Años 1960-1970*. I.N.E. 1977.

Nota: Las tablas contenidas en esta publicación se han elaborado sin incluir los muertos al nacer ni los muertos antes de alcanzar las veinticuatro horas de vida, por lo que la serie de esperanzas de vida al nacer no es homogénea.

Referencias

- Andrés, J. y Segura, A. (1985): «Indicadores de Salud: Panorámica General», *Gaceta Sanitaria*, núm. 19, Vol. IV.
- Banco de Bilbao (1983): *Renta Nacional de España 1981 y su distribución provincial*, Madrid.
- Banco de Bilbao (1983): *Informe Económico*, Madrid.
- Bohigas, Ll. (1983): «Planificación Sanitaria y las Autonomías». Trabajo presentado a las *III Jornadas de Economía de la Salud*, Madrid.
- Cabases, J. M. (1981): «La medida de la Salud», *Información Comercial Española*, 574.
- Cochrane, A. L. inter alia (1978): «Health Service "input" and mortality "output" in developed countries», *Journal of Epidemiology and Community Health*, Vol. 32.
- FOESSA (1984): *Informe sobre la situación Social de España*, Madrid.
- I.N.E.: *Anuario Estadístico de España, diversos números*, Madrid.
- I.N.E. (1981): *Tablas de mortalidad de la población española. Años 1975-76*, Madrid.
- Johnston (1984): *Econometric Methods*, MacGraw-Hill, Nueva York.
- Ministerio de Sanidad y Consumo (1985): *Boletín Epidemiológico*, 1.675, Madrid.
- Mushkim, S. J. (1979): *Biomedical Research: Costs and Benefits*, Ballinger, Cambridge, Massachusetts.
- Organización Mundial de la Salud (1981): *Preparación de Indicadores para vigilar los progresos realizados en el logro de la salud para todos en el año 2000*, Ginebra.
- Waler, H. T. y Cöran, S. (1984): «¿Cuál es el mejor indicador de la atención de Salud?», *Foro Mundial de la Salud*, Vol. 5.

Abstract

This paper studies the relationship between some Spanish mortality rates and a set of socioeconomic and health service indices. The cross-section analysis for provinces shows that, at the present level of Health facilities, the infant mortality rate is strongly related to socioeconomic and environmental factors but the association with health inputs is very weak. However, both socioeconomic and health factors are important in the explanation of variability for the other mortality rates considered in this study.

Recepción del original, junio de 1985.

Versión final, junio de 1986.