

# DOS MÉTODOS DE ESTUDIO DE LA MORTALIDAD DIFERENCIAL SEGÚN SEXO: LA RAZÓN DE TASAS Y LA REGRESIÓN ORTOGONAL

Joam Miguel Barros-Dios / María A. Juiz Crespo

Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública. Universidad de Santiago de Compostela

## Resumen

Se estudia el diferencial de mortalidad entre sexos por todas las causas de defunción, en la provincia de La Coruña (Galicia, España), según área, zona (urbana, intermedia y rural) y década (1961-1970 y 1971-1980). Se aplican y comparan dos métodos de estudio: a) *Razón entre tasas* (directamente ajustadas por edad); y b) *Diferencia (Dj) entre tasas observada (M) y esperada (M̂)*, de mortalidad masculina, en función del nivel femenino existente (modelo de regresión ortogonal). Se han utilizado los tests de la t de Student-Fisher de comparación de una media observada a una teórica, y de comparación de dos medias observadas, con datos independientes.

A través de la razón de tasas de mortalidad se observa la existencia de un exceso de mortalidad masculina, que crece del 112,9 % en la primera década al 117 % en la segunda. Dichos resultados se ven confirmados por el método ortogonal: 5,38 defunciones y 16,81 por 100.000, respectivamente. Dicha sobremortalidad es más frecuente en áreas urbanas, mientras que la infamortalidad aparece principalmente en áreas rurales. Además, la sobremortalidad masculina se agrava en zona urbana y disminuye en intermedia y rural.

**Palabras clave:** Mortalidad diferencial por sexo. Regresión ortogonal.

## TWO METHODS FOR ASSESSING SEX MORTALITY DIFFERENCES: RATES RATIO AND ORTHOGONAL REGRESSION

### Summary

Sex mortality differential is studied for all the causes of death, in La Coruña (Galicia, Spain), according to geographic area, zone (urban, semiurban and countryside) and decade (1961-1970 and 1971-1980). Two study methods are compared: a) *Rate ratio* (with direct age-adjusted rates); and b) *Differential (Dj) between observed rate (M) and expected rate (M̂)*, for male mortality, according to female level (orthogonal regression model). t-Student-Fisher tests have been used to compare an observed mean and a theoretic one, and to compare two observed means, with independent data.

An increase in male overmortality is found, from one to the other decade (112.9 % to 117.0 %), confirmed by orthogonal method: respectively 5.38 deaths every 100,000 and 16.81 deaths. This overmortality is more frequent in the urban areas, while infamortality appears mainly in countryside areas. Furthermore, male overmortality increases in urban zones and decreases in semiurban and rural zones.

**Key words:** Sex mortality differentials. Orthogonal regression.

## Introducción

Los factores que influyen en las diferencias de mortalidad entre sexos son sin duda múltiples, tanto de tipo biológico, como ambiental de estilo de vida<sup>1</sup>: dotaciones genética y hormonal más lábiles en el hombre, y con peor adaptación al proceso de cambios medioambientales. Todo ello provoca un gradiente de sobremortalidad del sexo masculino fren-

te al femenino que ha sido estudiado habitualmente, bien por la diferencia entre tasas (*rate difference*), bien por el cociente entre las mismas (*rate ratio*)<sup>2,3,4</sup>. Una y otro son medidas que dependen del nivel de mortalidad existente en la población y, por tanto, son de valor limitado.

Por otra parte, hay una relación — generalmente lineal— entre tasas de mortalidad de las mujeres (x) y de los hombres (y) que ha sido puesta de ma-

nifiesto por diversos autores y para diferentes colectividades<sup>5</sup>, que con tasas estandarizadas por edad muestran una fuerte asociación directa entre ambas magnitudes. La correlación lineal citada puede ser determinada no sólo a partir del más frecuentemente utilizado método de los mínimos cuadrados<sup>6</sup>, sino por el ortogonal de regresión<sup>6,7</sup>, mediante el cual se calcula la sobremortalidad de los varones (*Dj*) a través de la diferencia entre la tasa observada

*Correspondencia:* Joam Miguel Barros-Dios. Departamento de Medicina Preventiva e Saúde Pública. Facultade de Medicina. Rúa San Francisco, s/n, SANTIAGO DE COMPOSTELA.

Este artículo fue recibido el 7 de abril de 1989 y fue aceptado, tras revisión, el 23 de octubre de 1989.

de mortalidad de los hombres (M) y su correspondiente tasa esperada ( $\hat{M}$ ). De este modo, se contrasta el exceso de mortalidad de los hombres respecto del nivel observado entre las mujeres, en términos de muertes por mil habitantes.

Los objetivos del presente trabajo son principalmente dos: primero, estudiar las diferencias de mortalidad —por todas las causas— entre hombres y mujeres, en una serie de unidades territoriales (áreas) de La Coruña, utilizando el cociente de tasas; y segundo, realizar el mismo análisis utilizando el método de regresión ortogonal.

### Métodos

Se estudia la diferencia de mortalidad entre varones y mujeres en 28 áreas básicas que agrupan los 93 municipios de la provincia de La Coruña, utilizando tasas de mortalidad por todas las causas, ajustadas por edad (método directo), para sexo, década (1961-1970 y 1971-1980) y unidad geográfica (área, ambiente urbano, intermedio y rural, y provincia). La adscripción de una área al tipo de ambientes se ha realizado según un índice medio de «nivel de desarrollo o urbanización»<sup>8</sup> resultante de otros diez índices sociodemográficos: Densidad, Incremento intercensal y Nivel de agrupamiento poblacionales, Tasa migratoria e Índice de envejecimiento a los 60 años, Razones de Sundborg (menores de 15 años/mayores de 50, por 100) y de masculinidad (Varones/Mujeres, por 100), así como Tasa de Licencias comerciales por 1.000 habitantes, Renta per cápita en miles de pesetas y Altitud geográfica media<sup>9-19</sup>.

Las fuentes de datos han sido los certificados de defunción consultados en los Registros Civiles municipales, los Censos de población<sup>9-12</sup>, y los Padrones municipales de habitantes<sup>13,14</sup>. Como población-tipo, para la normalización de tasas se usó la gallega de hecho de 1970.

En primer lugar se estudia la mortalidad diferencial por sexo a través de las razones entre tasas (varones/mujeres), y su variación interdecenal y se calcula a continuación la sobremortalidad masculina como diferencia entre las mor-

talidades observada (M) y esperada ( $\hat{M}$ ), de los hombres. Esta mortalidad estimada ( $\hat{M}$ ) se calcula a partir de los valores femeninos observados (F) y según un modelo de regresión ortogonal, cuya ecuación lineal  $y=bx+a$ , tiene por pendiente (b) al cociente  $\sigma M/\sigma F$  de desviaciones típicas de las series de tasas  $M_i$  y  $F_i$ , y cuya intersección u ordenada en origen (a) es

$$\hat{M} = \frac{\sigma M}{\sigma F}$$

Así, sean M y F las tasas ajustadas por edad, de mortalidad de varones y mujeres, en la provincia, y  $\bar{M}_i$  y  $\bar{F}_i$  los valores medios de M y F en el grupo de las 28 áreas, con  $\sigma M$  y  $\sigma F$  como desviaciones estándares:

$$\text{Como } \hat{M} = \frac{\sigma M}{\sigma F} \times F_i + \bar{M}_i - \frac{\sigma M}{\sigma F} \bar{F}_i$$

y como  $D_j = M - \hat{M}$ , el método consiste en calcular  $\hat{M}$  en función del valor  $F_i$  P de cada área, y restarlo de cada  $M_i$  correspondiente.

El contraste estadístico<sup>20</sup>, tanto para las razones entre tasas como para los valores  $D_j$  de sobremortalidad masculina, se estudia por medio de la prueba de comparación de una muestra pequeña con media y varianza conocidas a una población de la que sólo se conoce la media, y cuya fórmula es

$$t = \frac{|\bar{x} - m|}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}}$$

con 27 grados de libertad.

La variación interdecenal se analiza por medio del test estadístico de comparación de dos medias observadas en muestras pequeñas con datos independientes, de fórmula

$$t = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{\frac{s^2}{n_1} + \frac{s^2}{n_2}}}$$

con 54 grados de libertad.

La t hallada se contrasta, en uno y otro caso, con el valor teórico de las tablas de distribución de Student-Fisher<sup>21</sup>, con la actitud explicativa de una prueba bilateral para identificar las áreas

que difieren significativamente del valor teórico.

Los valores de  $D_j$  positivos, indican la existencia de mortalidad observada superior a la esperada y los negativos indican un nivel de mortalidad masculina inferior al que cabría esperar. Dentro de uno y otro grupo se identifican los valores de sobre e inframortalidad y se comparan dichas áreas con las halladas por el método de cocientes entre tasas.

### Resultados

La correlación directa existente entre las tasas ajustadas por edad, de mortalidad general, de las mujeres (x) y de los varones (y) se muestra (figura 1) estadísticamente significativa durante los años sesenta ( $r=0,7154$ ;  $p < 0,00002$ ). El exceso de mortalidad de los hombres frente a las mujeres, medido por la razón entre tasas (tabla 1) es aproximadamente del 13 % (RR=112,9) en el total provincial. La distribución por áreas muestra, en comparación con el valor anterior, la existencia de sobremortalidad diferencial por sexo (V/M) en nueve áreas: cinco de tipo urbano, dos intermedias y otras dos rurales. Los valores más altos corresponden a comarcas urbanas (138,7 Boiro y 135,6 Ribeira) e intermedias (132,3 Muros y 132,2 Noia). Las razones inferiores a la provincial —once en total— aparecen en áreas predominantemente rurales: Negreira (86,8), Vedra (100,9), Ordes (101,2) o Pontedeume (101,3), con la única excepción urbana de El Ferrol (102,9).

Para la década siguiente —1971-1980— la correlación entre las series de tasas ajustadas se mantiene ( $r=0,5173$ ;  $p < 0,0048$ ), mientras que la mortalidad de los hombres supone el 17 % más que la de las mujeres (RR=117,0); los máximos excesos los muestran cinco áreas urbanas: Ribeira (142,5), Santiago (136,4), Boiro (132,9), La Coruña (130,2) y Sada (123,6), con la excepción rural de Curtis (123,9). En cuanto a valores estadísticamente inferiores al del conjunto provincial —doce en total— vuelve a aparecer el predominio rural: Negreira (97,8), Betanzos (99,5) o Pon-

Figura 1. Correlación lineal entre las tasas ajustadas de mortalidad de mujeres (x) y de varones (y) en las 28 áreas geográficas de La Coruña, 1961-1970 y 1971-1980

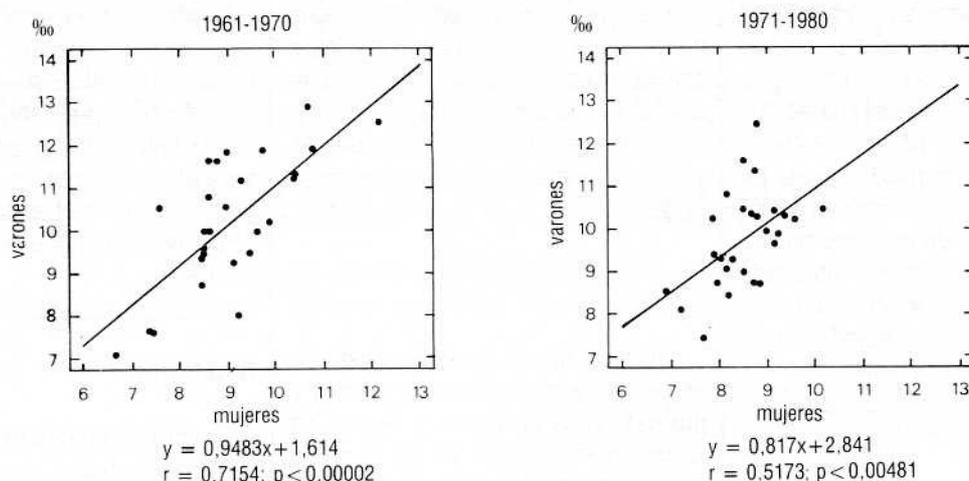


Tabla 1. Tasas de mortalidad ajustadas por edad, por cada 1.000 personas, según sexo y área geográfica, y razones de mortalidad diferencial. La Coruña (1961-1970 y 1971-1980)\*

Área	1961-1970			1971-1980		
	Varones	Mujeres	Razón (%)	Varones	Mujeres	Razón (%)
01 La Coruña	10,02	8,55	117,2 NS	10,30	7,91	130,2 <sup>2</sup>
02 Sada	11,19	9,28	120,6 <sup>2</sup>	10,53	8,52	123,6 <sup>2</sup>
03 Cambre	11,32	10,34	109,5 NS	9,05	8,52	106,2 <sup>2</sup>
04 Arteixo	10,55	8,95	117,9 <sup>1</sup>	9,44	7,91	119,3 NS
05 Santiago	11,90	9,77	121,8 <sup>2</sup>	11,66	8,55	136,4 <sup>2</sup>
06 Arzua	12,55	12,12	103,5 <sup>2</sup>	10,51	10,19	103,1 <sup>2</sup>
07 Vedra	9,53	9,44	100,9 <sup>2</sup>	9,15	8,13	112,5 <sup>1</sup>
08 Melide	12,92	10,69	120,9 <sup>2</sup>	10,48	9,16	114,4 NS
09 Ames	10,84	8,62	125,7 <sup>2</sup>	10,36	8,78	118,0 NS
10 Padrón	11,93	10,76	110,9 NS	9,68	9,14	105,9 <sup>2</sup>
11 Negreira	8,03	9,25	86,8 <sup>2</sup>	7,47	7,64	97,8 <sup>2</sup>
12 Santa Comba	10,02	9,62	104,2 <sup>2</sup>	10,29	9,64	106,7 <sup>2</sup>
13 El Ferrol	10,20	9,91	102,9 <sup>2</sup>	9,98	9,03	110,5 <sup>2</sup>
14 Naron	8,72	8,50	102,6 <sup>2</sup>	8,80	8,76	100,5 <sup>2</sup>
15 Fene	11,24	10,36	108,5 NS	10,41	9,39	110,9 <sup>2</sup>
16 Pontevedra	9,53	9,41	101,3 <sup>2</sup>	8,51	8,19	103,9 <sup>2</sup>
17 As Pontes	7,64	7,42	103,0 <sup>2</sup>	8,78	7,96	110,3 <sup>2</sup>
18 Ortigueira	9,48	8,52	111,3 NS	9,90	8,64	114,6 NS
19 Cedeira	7,07	6,64	106,5 <sup>1</sup>	8,13	7,17	113,4 NS
20 Carballo	9,38	8,43	111,3 NS	9,36	8,27	113,2 NS
21 Ribeira	11,69	8,62	135,6 <sup>2</sup>	12,53	8,79	142,5 <sup>2</sup>
22 Boiro	10,53	7,59	138,7 <sup>2</sup>	10,87	8,18	132,9 <sup>2</sup>
23 Ordes	9,24	9,13	101,2 <sup>2</sup>	9,96	9,18	108,5 <sup>2</sup>
24 Betanzos	10,01	8,63	116,0 NS	8,77	8,81	99,5 <sup>2</sup>
25 Curtis	7,64	7,37	103,7 <sup>2</sup>	8,55	6,90	123,9 <sup>2</sup>
26 Noia	11,86	8,97	132,2 <sup>2</sup>	10,38	8,67	119,7 NS
27 Muros	11,64	8,80	132,3 <sup>2</sup>	11,45	8,72	131,3 <sup>2</sup>
28 Fisterra	9,59	8,52	112,6 NS	9,34	8,03	116,3 NS
Zona urbana	10,61	9,10	116,6 NS	10,55	8,44	125,0 NS
Zona intermedia	10,09	8,76	115,2 NS	9,63	8,51	113,2 NS
Zona rural	9,39	8,92	105,3 <sup>1</sup>	9,23	8,56	107,8 <sup>2</sup>
Provincia	10,08	8,93	112,9	9,98	8,53	117,0

<sup>1</sup> p < 0,05; <sup>2</sup> p < 0,01; NS: No significativo

\* Véase Anexo.

Tabla 2. Mortalidad esperada ( $\bar{M}$ ) y sobremortalidad (Dj), según el área geográfica, en los varones. La Coruña (1961-1970 y 1971-1980)\*

Área	1961-1970		1971-1980	
	$\bar{M}$	Dj	$\bar{M}$	Dj
01 La Coruña	9,5225	0,4975 NS	8,8328	1,4672 <sup>2</sup>
02 Sada	10,4902	0,6998 <sup>2</sup>	9,7961	0,7339 <sup>1</sup>
03 Cambre	11,8953	-0,5753 <sup>2</sup>	9,7961	-0,7461 <sup>2</sup>
04 Arteixo	10,0527	0,4973 NS	8,8328	0,6072 <sup>1</sup>
05 Santiago	11,1397	0,7603 <sup>2</sup>	9,8435	1,8165 <sup>2</sup>
06 Arzua	14,2549	-1,7049 <sup>2</sup>	12,4333	-1,9233 <sup>2</sup>
07 Vedra	10,7023	-1,1723 <sup>2</sup>	9,1802	-0,0302 NS
08 Melide	12,3593	0,5607 <sup>1</sup>	10,8068	-0,3268 <sup>1</sup>
09 Ames	9,6153	1,2247 <sup>2</sup>	10,2067	0,1533 NS
10 Padrón	12,4521	-0,5221 <sup>1</sup>	10,7752	-1,0952 <sup>2</sup>
11 Negreira	10,4504	-2,4204 <sup>2</sup>	8,4064	-0,9364 <sup>2</sup>
12 Santa Comba	10,9409	-0,9209 <sup>2</sup>	11,5648	-1,2748 <sup>2</sup>
13 El Ferrol	11,3253	-1,1253 <sup>2</sup>	10,6015	-0,6215 <sup>2</sup>
14 Naron	9,4562	-0,7362 <sup>2</sup>	10,1715	-1,3751 <sup>2</sup>
15 Fene	11,9218	-0,6818 <sup>2</sup>	11,1700	-0,7600 <sup>2</sup>
16 Pontedeume	10,6625	-1,1325 <sup>2</sup>	9,2749	-0,7649 <sup>2</sup>
17 As Pontes	8,0246	-0,3846 NS	8,9117	-0,1317 NS
18 Ortigueira	9,4827	-0,0027 NS	9,9856	-0,0856 NS
19 Cedeira	6,9906	0,0794 NS	7,6642	0,4658 NS
20 Carballo	9,3634	0,0166 NS	9,4013	-0,0413 NS
21 Ribeira	9,6153	2,0747 <sup>2</sup>	10,2225	2,3075 <sup>2</sup>
22 Boiro	8,2499	2,2801 <sup>2</sup>	9,2592	1,6108 <sup>2</sup>
23 Ordes	10,2913	-1,0513 <sup>2</sup>	10,8384	-0,8784 <sup>2</sup>
24 Betanzos	9,6285	0,3815 NS	10,2541	-1,4841 <sup>2</sup>
25 Curtis	7,9583	-0,3183 NS	7,2378	1,3122 <sup>2</sup>
26 Noia	10,0792	1,7808 <sup>2</sup>	10,0330	0,3470 NS
27 Muros	9,8539	1,7861 <sup>2</sup>	10,1119	1,3381 <sup>2</sup>
28 Fisterra	9,4827	0,1073 NS	9,0223	0,3177 NS
Zona urbana	10,2516	0,3584 NS	9,6697	0,8803 NS
Zona intermedia	9,0889	0,2891 NS	9,7803	-0,1503 NS
Zona rural	10,0130	-0,6230 <sup>1</sup>	9,8593	-0,6293 <sup>2</sup>
Provincia	10,0262	0,0538	9,8119	0,1681

<sup>1</sup>  $p < 0,05$ ; <sup>2</sup>  $p < 0,01$ ; NS: No significativo.

\* Modelo de regresión ortogonal a partir de las tasas de mortalidad femenina observadas en los mismos períodos (Véase Anexo).

tedeume (103,9), con excepciones urbanas como Cambre (106,2), Fene (110,9) y otra vez El Ferrol (110,5).

Por medio de la regresión ortogonal (tabla 2) observamos a continuación la sobremortalidad masculina (Dj) en términos de exceso —o defecto (inframortalidad)— de muerte de los hombres, dado el nivel existente entre las mujeres. Las ecuaciones resultantes de la aplicación de este modelo son las siguientes:

$$\begin{aligned} \bar{M} &= 1,3256 F - 1,8114, \text{ y} \\ \bar{M} &= 1,5792 F - 3,6587, \end{aligned}$$

para una y otra década, respectivamente.

A partir de ellas, y para el total provincial, en 1961-1970 la sobremortalidad observada en los varones (Dj) es de 0,0538 por 1.000 —o lo que es igual, 5,38 defunciones por 100.000, más de las que cabría esperar—, se identifican, de igual modo, las mismas áreas que con el método anterior menos una (Arteixo). En la década siguiente este exceso de mortalidad del sexo masculino se triplica y llega a 0,1681 por 1.000 —es decir, 16,81 muertes por 100.000 habitantes, más de las esperadas—, y con la misma distribución en áreas que con el método de las razones entre tasas más una. En ambos casos, los rangos de las áreas identificadas por una y otra técnica prácticamente coinciden.

## Discusión

Los resultados presentados no hablan, en primer lugar, de la evolución de las tasas medias de mortalidad, ajustadas por edad, de hombres y mujeres, y de su correspondiente relación. Se observa un tipo de mortalidad débil —casi siempre inferior a 10 defunciones por 1.000 habitantes<sup>22</sup>— enmascarado cuando se utilizan tasas crudas por el efecto sobre las mismas del importante grado de envejecimiento de amplios sectores de la población gallega<sup>23</sup>. Esa baja mortalidad y su tendencia a la disminución entre los años sesenta y los setenta es común a numerosos países

tras la Segunda Guerra Mundial<sup>24</sup>, si bien, con paradojas y contradicciones en algunos de ellos, desarrollados, que han estancado esa tendencia decreciente, frente a otros en vías de desarrollo<sup>25</sup> que no han conseguido corregir la «desigualdad social ante la muerte», sea entre los diferentes estamentos sociales, sea entre regiones geográficas dentro del propio país<sup>26</sup>.

En cuanto al diferencial de mortalidad entre sexos, el agravamiento de la sobremortalidad masculina puesta de manifiesto para nuestra zona, y que supuso el 4,1 % más de exceso masculino entre una y otra década, reproduce lo acaecido en otras latitudes —p.e., Estados Unidos entre 1958 y 1972<sup>27</sup>— que sin embargo se mitiga en la década de los setenta, con el aumento de las tasas femeninas consecutivo a la exposición de las mujeres a mayores riesgos: Acceso laboral más diversificado, asunción de pautas tradicionalmente masculinas (tabaco, alcohol, estrés, y estilo de vida en general), etc.<sup>4,28</sup>.

Sin embargo, el proceso de separación entre ambas mortalidades continúa en nuestro medio<sup>8</sup> —en España se llega a sobremortalidad masculina del 15 % en 1980, aunque medida en tasas crudas<sup>29-32</sup>— al igual que en Francia, por ejemplo<sup>33</sup>, hasta fines de los años setenta.

El fenómeno es en nuestro territorio a estudio más intenso en la zona urbana que en la rural, de tal modo, que la mayor contribución al incremento provincial corresponde a aquella: La razón entre tasas pasa de 116,6 % a 125,0 %, mientras que la rural varía de 105,3 a 107,8 % y disminuye dicho cociente para la zona intermedia. El proceso es más evidente en la tabla 2: El exceso urbano de mortalidad de los varones se multiplica por 2,5 (de 0,3584 a 0,8803) y disminuye en las otras dos zonas. La explicación habrá que buscarla en una disminución mucho mayor en las tasas de mortalidad de las mujeres (—4,5 %) que en las de los varones (—1 %), que es más intensa en la zona urbana (7,3 %

frente a 0,6 %) que en la rural (4,07 % frente a 1,7 %).

La ratificación de esta intensificación de la mortalidad diferencial entre sexos se encuentra al observar las dos ecuaciones de regresión ortogonal obtenidas a partir de la serie de 28 áreas estudiadas: La ordenada en origen o intersección con el eje y, aumenta considerablemente —en valor absoluto— de una a otra década, lo que confirma la tendencia a incrementarse del cociente de tasas hombre/mujer, a medida que baja el nivel de mortalidad. A pesar del efecto amplificador que los pequeños valores de numerador y denominador de la razón de tasas suelen provocar sobre el cociente resultante —y de ahí la limitación de esa medida—, la sobremortalidad masculina encontrada se ve confirmada por el modelo de regresión, que identifica mejor el posible exceso —o defecto— de una sobre otra mortalidad, lo estima a partir de una función lineal y considera el nivel medio de ambos fenómenos a estudio.

#### ANEXO

##### Estadísticas correspondientes a las series de Razones de Mortalidad (V/M %), según zona de residencia y decenio, en La Coruña

1961-1970	1971-1980
$x_{\text{prov}}=112,8$ ; $s^2=150,93$ ; SE=2,32.	$x_{\text{prov}}=115,2$ ; $s^2=132,92$ ; SE=2,18. n=28; gl=27
$x_{\text{urb}}=119,2$ ; $s^2=142,24$ ; SE=3,98.	$x_{\text{urb}}=123,6$ ; $s^2=163,16$ ; SE=4,26. n=9; gl=8
$x_{\text{int}}=116,9$ ; $s^2=153,31$ ; SE=5,04.	$x_{\text{int}}=114,5$ ; $s^2=116,84$ ; SE=4,41. n=6; gl=5
$x_{\text{rur}}=106,5$ ; $s^2=99,85$ ; SE=2,77.	$x_{\text{rur}}=109,7$ ; $s^2=55,98$ ; SE=2,07. n=13; gl=12

##### Estadísticas correspondientes a las series de valores diferenciales de mortalidad por sexo (D<sub>j</sub>), según zona de residencia y decenio, en La Coruña

1961-1970	1971-1980
$x_{\text{prov}}=6,43 \cdot 10^{-5}$ ; $s^2=1,33$ ; SE=0,2179.	$x_{\text{prov}}=10^{-4}$ ; $s^2=1,21$ ; SE=0,2082. n=28; gl=27
$x_{\text{urb}}=0,4919$ ; $s^2=1,37$ ; SE=0,3900.	$x_{\text{urb}}=0,7128$ ; $s^2=1,40$ ; SE=0,3949. n=9; gl=8
$x_{\text{int}}=0,4054$ ; $s^2=1,24$ ; SE=0,4547.	$x_{\text{int}}=-0,0848$ ; $s^2=1,01$ ; SE=0,4107. n=6; gl=5
$x_{\text{rur}}=-0,5278$ ; $s^2=0,99$ ; SE=0,2770.	$x_{\text{rur}}=-0,4542$ ; $s^2=0,76$ ; SE=0,2425. n=13; gl=12

x: media;  $s^2$ : varianza; SE: error estándar; n: número de áreas; gl: grados de libertad.

#### Bibliografía

- López AD. Diferencias de mortalidad por sexo. *Cron OMS* 1984; 38 (5): 224-232.
- International Epidemiological Association. Last JM (ed.) *A dictionary of Epidemiology*. New York: Oxford University Press, 1983.
- Kelsey JL, Thompson WD, Evans AS. *Methods in Observational Epidemiology*. New York: Oxford University Press, 1986.
- Verbrugge LM. Recent trends in sex mortality differentials in the United States. *Women & Health* 1980; 5 (3): 17-37.
- Preston SH, Weed JA. Causes of death responsible for international and intertemporal variation in sex mortality differentials. *Wld Hlth Statist Rep* 1976; 29 (3): 144-88.
- Domènech JM, Riba MD. *Métodos estadísticos. Modelo lineal de regresión*. Barcelona: Herder, 1985.
- Calot G. *Curso de estadística descriptiva*. Madrid: Paraninfo, 1982.
- Barros-Dios JM. *La influencia de los ambientes urbano y rural sobre la mortalidad*. Santiago de Compostela: Biblioteca de la Facultad de Medicina. 1987. 512 pp. Tesis doctoral.
- Instituto Nacional de Estadística. *Censo de la Población y de las viviendas de España a 31/XII/1960*. Tomos III-IV. Madrid: INE, 1963.
- Instituto Nacional de Estadística. *Censo de la Población de España a 31/XII/1970*. Tomo II-15. Madrid: INE, 1973.

11. Instituto Nacional de Estadística. *Censo de la Población de 1981. Tomo II. Primera parte: Galicia*. Madrid: INE, 1985.
12. Instituto Nacional de Estadística. *Censo de Población de 1981. Tomo III. Primera parte: La Coruña*. Madrid: INE, 1984.
13. Instituto Nacional de Estadística. *Poblaciones de derecho y de hecho de los Municipios españoles. Padrón Municipal de 1975*. Madrid: INE, 1977.
14. Diputación Provincial de La Coruña. *Estudio estadístico del Padrón de Habitantes 1981. A Coruña*. La Coruña, Diputación Provincial, s/f.
15. Banco Español de Crédito. *Anuario Banesto del Mercado español 1978*. Madrid, s/f.
16. Banco Español de Crédito. *Anuario Banesto del Mercado español 1979*. Madrid, s/f.
17. Banco Español de Crédito. *Anuario Banesto del Mercado español 1980*. Madrid, s/f.
18. Banco Español de Crédito. *Anuario Banesto del Mercado español 1981*. Madrid, s/f.
19. Banco Español de Crédito. *Anuario Banesto del Mercado español 1982*. Madrid, s/f.
20. Domènech JM. *Bioestadística. Métodos estadísticos para investigadores*. 3 ed. Barcelona: Herder, 1980.
21. Lentner C (Ed). *Geigy Scientific Tables: Introduction to Statistical Tables. Mathematical Formulae*. 8 ed. Basle, Switzerland: Ciba Geigy Ltd, 1982: 30-3.
22. Collectif. Quatorzième rapport sur la situation démographique de la France. *Population* 1985; 4-5: 587-655.
23. Centro de Información Estadística de Galicia. *Galicia en cifras. Anuario*. Santiago de Compostela: Consellería de Economía e Fazenda. Xunta de Galicia, 1988.
24. Bourgeois-Pichat J. La mortalité dans le pays industrialisés de 1960 à 1980. *Futuribles* 1983; 67: 63-74.
25. Vallin J, López A. La lutte contra la mort. L'influence des politiques sociales et des politiques de santé sur l'évolution de la mortalité: Présentation d'un cahier de l'INED. *Population* 1985; 2: 347-56.
26. Parant A. L'inégalité sociale devant la mort. *Futuribles* 1984; 79: 69-81.
27. Verbrugge LM. Sex differentials in morbidity and mortality in the United States. *Soc Biology* 1976; 23: 275-96.
28. Wingard DL. The sex differential in mortality rates. Demographic and behavioral factors. *Am j Epidemiol* 1982; 115 (2): 205-16.
29. Instituto Nacional de Estadística. *Movimiento natural de la Población Española. Año 1977. Tomo III*. Madrid: INE, 1980.
30. Instituto Nacional de Estadística. *Movimiento natural de la Población Española. Año 1978. Tomo III*. Madrid: INE, 1981.
31. Instituto Nacional de Estadística. *Movimiento natural de la Población Española. Año 1979. Tomo III*. Madrid: INE, 1983.
32. Instituto Nacional de Estadística. *Movimiento natural de la Población Española. Año 1980. Tomo III*. Madrid: INE, 1986.
33. Vallin J. Tendances récentes de la mortalité française. *Population* 1983; 1: 77-106.

