(Re-)visitando García Faria: Un estudio de los factores espaciales y medioambientales de la mortalidad en la Barcelona de finales del siglo xix*

Joaquín Recaño Valverde¹ Albert Esteve Palós²

Resumen

En este artículo se analiza la mortalidad de la ciudad de Barcelona a finales del siglo XIX (1880-1889). Con el objetivo de identificar el grado de autocorrelación espacial y la asociación de la mortalidad con diferentes variables explicativas, se han empleado diferentes técnicas estadísticas de análisis espacial y de regresión múltiple que permiten establecer la influencia de factores ambientales y espaciales en las causas de muerte de los 53 barrios que constituían la ciudad de Barcelona. Los datos de mortalidad proceden de la recopilación del Registro Civil, realizada por el ingeniero civil Pedro García Faria en su propuesta para extender el sistema del alcantarillado en la ciudad. La mortalidad de Barcelona muestra diferencias significativas por barrios y una elevada asociación espacial en algunas causas de muerte, entre las que destacan las enfermedades transmitidas por el agua y los alimentos, y especialmente la gastroenteritis. La calidad del entorno urbano ha demostrado tener una mayor capacidad explicativa de las diferencias en la mortalidad por barrios que la que ofrece la variable densidad. La robustez de los modelos de regresión de la mortalidad crece significativamente cuando se considera el retardo espacial de la causa de muerte.

^{*} Una primera versión de este trabajo fue presentada en la sesión L1:Historical Demography—Western Europe de la European Population Conference, Warsaw 2003. El presente artículo se ha realizado en el marco del proyecto BSO2000-0477- Población y migraciones en Cataluña. Estudio territorial, histórico y prospectivo, financiado por el Ministerio de Ciencia y Tecnología. Programa Nacional de Promoción General del Conocimiento. Plan Nacional I+D+I 2000-2003. Queremos agradecer la inestimable ayuda que supuso la colaboración de Angels Torrents en la localización y vaciado de la información en las primeras fases de este estudio, así como a Xavier Franch por su asesoramiento estadístico. Los autores agradecen las críticas realizadas por dos evaluadores anónimos que han permitido una mejora del texto inicialmente presentado.

¹ Investigador del Centro de Estudios Demográficos y profesor asociado del Departamento de Geografía de la Universidad Autónoma de Barcelona. E-mail: joaquin.recano@uab.es

² Investigador Ramón y Cajal del Centro de Estudios Demográficos. E-mail: aesteve@ced.uab.es

Palabras clave: Estadística espacial. Mortalidad urbana. Causas de muerte. Barcelona. Siglo xix.

Summary

This paper explores mortality patterns in the city of Barcelona at the end of the nineteenth century (1880-1889). We use spatial statistics and regression analysis to examine the degree of spatial autocorrelation and explanatory factors (spatial and environmental) associated with a selection of mortality causes. Data come from the compilation prepared by civil engineer Pedro García Faria using data from the Vital Statistics register to demonstrate the need to extend the sewage system in Barcelona, given the relationship between lack of sewage and high mortality rates. Data are organized in 53 districts. Results shows that, first, the mortality of Barcelona varies significantly by district and presents a high degree of spatial association for certain mortality causes, specifically among water and food transmitted diseases, such as gastroenteritis. Second, differences between districts are better explained by the quality of the environment than by the population density. In addition, the regression models perform significantly better when the spatial lag of the dependent variable is taken into account.

Key words: Spatial statistics. Urban mortality. Causes of Death. Barcelona. xixth.

Resumé

Dans ce travail, on analyse la mortalité de Barcelone à la fin du XIX° siècle (1880-89). L'objectif est d'identifier le degré d'autocorrélation spatiale et l'association de la mortalité avec différentes variables explicatives. Pour cela on emploie différentes techniques de statistique spatiale et de régression multiple qui permettent d'établir l'influence de facteurs d'environnement et spatiaux sur la mortalité urbaine, séparée par cause de décès et pour les 53 quartiers de la ville de Barcelone. Les données de mortalité proviennent de la recompilation du registre civil réalisée par l'ingénieur civil Pedro Garcia Faria, dans le cadre de sa proposition pour étendre le système de tout-à-l'égout de la ville. La mortalité de Barcelone montrait alors des différences significatives selon les quartiers, et une association spatiale élevée pour certaines causes de décès, entre lesquelles se détachent les maladies transmises par l'eau et les aliments, en particulier la gastroentérite. D'autre part, la qualité de l'environnement urbain a un pouvoir explicatif des différences de mortalité entre quartiers plus important que la variable densité. La robustesse des modèles de régression de la mortalité croît de facon significative quand on considère le décalage spatial de la variable expliquée.

Mots-clefs: statistique spatiale, mortalité urbaine, causes de décès, Barcelone, XIX^e siècle.

1. INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas, la teoría de la transición epidemiológica (Omran, 1971), con su especial atención al estudio de las causas de muerte, se ha convertido en el paradigma dominante en la investigación de la evolución de la mortalidad, situación a la que no es ajena España.³ En el mismo lapso de tiempo, los estudios desarrollados en España han conocido un gran impulso que refleja, en parte, la continuación de una larga tradición. 4 Se dispone en la actualidad de una nutrida información sobre aspectos muy variados del fenómeno, entre ellos un abundante número de series parroquiales de mortalidad, deudoras del imprescindible análisis de la cronología e intensidad de las crisis de mortalidad llevado a cabo por Vicente Pérez Moreda (1980). Conocemos razonablemente bien los niveles de mortalidad del pasado expresados a través de la mortalidad infantil y de la esperanza de vida en diferentes escalas geográficas españolas, tanto regionales como urbanas y rurales (Dopico v Reher, 1998: Gómez Redondo, 1992; Sanz Gimeno v Ramiro Fariñas, 1997; Reher, 2001; Muñoz Pradas, 2005a y 2005b). Se ha llevado a cabo una reflexión crítica sobre la clasificación de defunciones por causas de muerte (Bernabeu, 1993; Bernabeu, Ramiro, Sanz y Robles, 2003) y se ha analizado la evolución de los determinantes sanitarios y económicos de las causas de defunción (Bernabeu Mestre y López Piñero,1987; Reher y Sanz Gimeno, 2000). Sin embargo, en lo que se refiere a este último aspecto, una parte significativa de los estudios todavía se limitan al análisis de cifras e indicadores nacionales, sin disponer de datos suficientes a escala regional, provincial o local que permitan la verificación de hipótesis sobre los factores determinantes en el proceso, especialmente los relacionados con el contexto medioambiental.

En efecto, la teoría de la transición epidemiológica ha dotado al espacio de un escaso valor explicativo. Pese a la introducción incipiente del tratamiento cartográfico y geográfico de la mortalidad (Marshall, 1991), por ejemplo, en los estudios sobre las epidemias (Haggett, 2000), de larga tra-

³ Este enfoque ha gozado de un notable divulgador en la influyente obra, no exenta de polémica, de Thomas Mckeown (1978 y 1990), quien ha abordado el declive de la mortalidad desde el análisis de la relación entre las enfermedades infecciosas y el nivel de nutrición, y por otra parte se ha beneficiado de una profunda renovación metodológica en los sistemas de clasificación de las causas de muerte (Vallin y Mesle, 1988) que ha generado una eclosión de estudios históricos sobre la materia.

⁴ En esta tradición destacan los trabajos pioneros, entre otros, de Revenga (1904), Hauser (1913), Pascua (1934), Arbelo Curbelo (1962) y Nadal (1992).

dición en la geografía, o en la confección de atlas de mortalidad como los de Woods y Shelton (1997) para la Inglaterra victoriana y de Benach y otros (2001) para España, la disponibilidad de datos territoriales no ha ido acompañada, generalmente, de un estudio de las relaciones espaciales que existen entre éstos. La información geográfica sobre mortalidad constituye habitualmente una distribución estadística a la que se le aplican diferentes técnicas de análisis estadístico: análisis de componentes principales, análisis de conglomerados y/o técnicas de regresión múltiple, considerando cada unidad territorial como un ente independiente de observación.

Uno de los objetivos centrales de este trabajo es presentar las técnicas de análisis espacial las cuales ayudan a hacer evidentes asociaciones en el espacio que no son inmediatamente obvias,⁵ superando las limitaciones de la estadística clásica que se comentan en el apartado metodológico. La estadística espacial no trata las unidades de análisis como entes aislados sino como piezas de una estructura territorial en la cual se establecen relaciones de vecindad.⁶

En este artículo vamos a analizar la mortalidad de la ciudad de Barcelona a finales del siglo XIX (1880-1889). Como ya se ha subrayado, el objetivo principal que perseguimos es incorporar el análisis espacial a los estudios demográficos y, especialmente, a aquéllos que abordan el análisis de la mortalidad por causas. Para ello hemos recuperado una investigación clásica del siglo XIX, la que efectuó el ingeniero civil Pedro García Faria, para someterla al tamiz del análisis espacial con la intención tanto de refrendar sus resultados como de obtener nuevas conclusiones. Se trata, en suma, de identificar la asociación de la mortalidad con diferentes variables explicativas, mediante distintas técnicas estadísticas de análisis y de regresión espacial que nos permiten cuantificar la influencia de determinados factores, entre ellos la densidad y la calidad urbana, en las causas de muerte registradas en los 53 barrios que constituyen la ciudad de Barcelona a finales del siglo XIX.

La escala local representa la dimensión ideal del espacio donde son identificables de forma más clara las relaciones entre medio y mortali-

⁵ Recuperamos el espíritu de los trabajos iniciales de Snow sobre la mortalidad por cólera en la ciudad de Londres (Snow, 1855; McLeod, 2000).

⁶ Este tipo de enfoque es similar al que supone la introducción del concepto de clustering en el estudio de la mortalidad infantil (Das Gupta, 1997).

⁷ Los datos de García Faria recogidos casa por casa y sintetizados posteriormente por barrios de distrito constituyen una excelente radiografía de la mortalidad barcelonesa de la época.

dad y es, por lo tanto, la más apropiada para este tipo de análisis. Además, Barcelona constituye un espacio urbano muy heterogéneo con la adecuada dimensión demográfica para que los indicadores calculados tengan una suficiente significación estadística.

A los temas citados anteriormente, nos proponemos añadir el análisis de la estructura urbana de la mortalidad por causas, subrayando su extrema variedad interna, y someter algunas de las tesis dominantes al escrutinio de diferentes modelos estadísticos y espaciales, especialmente las que adjudican a la densidad un papel significativo en los niveles de mortalidad. Con todo, el objetivo último de este artículo es plantear la introducción de los métodos de análisis espacial en la demografía, sin adjetivos, a través del ejemplo de la mortalidad por causas en una escala local, mostrando así el valor añadido que este enfoque procura a los estudios de población.

En este contexto, las preguntas/hipótesis de investigación que se plantean son tres: En primer lugar, ¿Está asociada espacialmente la mortalidad o más bien existe independencia espacial? En segundo lugar, ¿Tienen todas las causas de muerte un comportamiento espacial análogo?; y finalmente, ¿Qué factores contextuales explican las diferencias intraurbanas de mortalidad?

La Barcelona de finales del siglo XIX con su elevada y extrema variedad de niveles de mortalidad constituye un espacio privilegiado para la evaluación de las hipótesis planteadas.

2. FUENTES Y METODOLOGÍA

2.1. Fuentes de información y tratamiento de los datos

Los datos empleados en este trabajo proceden del vaciado exhaustivo que realizó el ingeniero Pedro García Faria de la información sobre mortalidad compilada en el registro civil de Barcelona para el período 1880-1889, que fue publicada en su *Proyecto de Saneamiento del Subsuelo de Barcelona* en 1893⁸ para la instalación de la red de alcantarillado de la ciudad.

⁸ Los datos se han extraído del Estado demostrativo de la mortalidad especial por enfermedades y total relativo a 10.000 habitantes al año según su intensidad por barrios y distritos: promedio anual en el decenio de 1880 a 1889.

La información recogida por García Faria se subdivide en dos grandes bloques (cuadro 1): el primero dedicado a los datos de mortalidad, de carácter numérico, y el segundo a las condiciones generales de la vivienda y el contexto medio ambiental, que han sido sistematizadas a partir de la valoración cualitativa que García Faria hacía de cada barrio.

Entre las defunciones, correspondientes a la media del decenio 1880-1889, se distinguen la «mortalidad evitable» y «no evitable» (que no hemos analizado en este trabajo), 11 causas y 2 grupos de otras enfermedades (cuadro 1). 10

CUADRO 1 Estructura de la información suministrada por el ingeniero García Faria en 1893.

Datos de mortalidad	Condiciones generales de la vivienda
Total	Status
Mortalidad evitable	Condiciones de salud
Mortalidad no evitable	Canalización
Causas de muerte	Condiciones generales de la urbanización
Cólera	Antigüedad de las calles
Viruela	Ventilación
Sarampión	Luz solar
Difteria	Ancho de las calles
Bronquitis	Trazado
Tifus	Condiciones higiénicas y de la urbanización
Apoplejía	Subsuelo
Cardiopatías	Filtraciones
Pulmonía	Humedad
Gastroenteropatías	Infectado
Tuberculosis	Cloacas
Otras enfermedades	Cloacas
Otras enfermedades no evitables	Estado de las cloacas

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

⁹ Mortalidad evitable es aquélla que podría eludirse mediante la instalación de nuevas infraestructuras y el empleo de prácticas higiénicas (Nicolau, 1999).

¹⁰ En su *RELACIÓN NUMÉRICA según naturaleza y orden de importancia de las defunciones ocurridas en Barcelona durante el decenio comprendido entre 1880 y 1889* (pp. 141-142) recoge un total de 128 causas de muerte.

Para hacer más operativos algunos de los análisis hemos recurrido a una clasificación modificada de las causas de muerte planteada por McKeown (1978)¹¹ distinguiendo entre: (i) las enfermedades infecciosas cuyas vías de transmisión son el agua y los alimentos; (ii) las transmitidas por el aire, de las que se descuelga un grupo aparte constituido por, (iii) las enfermedades infantiles de transmisión respiratoria (difteria, sarampión y viruela); (iv) las cardiopatías y, finalmente, el resto de enfermedades que constituyen un verdadero cajón de sastre (ver cuadro 4 con la clasificación).

Las tasas analizadas son tasas brutas por causa de muerte que se expresan por diez mil personas y corresponden a las estimadas por el propio García Faria. El numerador de las tasas es el promedio de las defunciones del período 1880-1889, y el denominador se deriva de la información proporcionada por el censo de 31 de diciembre de 1887. Los valores obtenidos de estas tasas no discrepan significativamente de los calculados para fechas muy cercanas por otros autores, que emplean diferentes numeradores y denominadores. 4

¹¹ Entre las dudas que ofrece el diagnóstico de las causas de muerte podemos citar la no distinción de los distintos tipos de tuberculosis y de tifus. Otro factor a destacar es el cajón de sastre que significa el resto de enfermedades, y especialmente las clasificadas como cardiopatías y/o apoplejías.

¹² Una de las principales limitaciones de los métodos aplicados es que no ha sido posible obtener datos de la población y de la mortalidad por sexo y edades que nos hubiera permitido la aplicación de métodos como la estandarización de las tasas o el uso de tasas específicas. Nicolau (1999) establece, por ejemplo, una corrección de las tasas de mortalidad de las gastroenteropatías, difteria y viruela en la que el denominador utilizado son los nacimientos, aunque esta corrección sólo se realiza para los 10 distritos barceloneses.

García Faria elimina de sus cálculos los datos correspondientes a los establecimientos públicos señalando: «Para la obtención de la cifra relativa de mortalidad de los distritos, se ha hecho referencia a la exclusiva población de los mismos; la de los Establecimientos públicos, Nosocomios y la absoluta total del decenio se ha referido a la población de toda la urbe según censo» (García Faria, 1893, p. 190). Las defunciones de las instituciones son 14.222 en el decenio 1880-1889, casi un 17 por ciento de todas las registradas en Barcelona en el mismo período (84.250). La población de los barrios la constituyen 265.713 personas, mientras que las localizadas en las instituciones eran 6.768.

¹⁴ El propio García Faria distingue entre una tasa de mortalidad de los barrios (26,88 por mil) y la del conjunto de Barcelona que incluye la población y defunciones de las instituciones (30,91 por mil). El método utilizado por el autor subestima ligeramente el nivel de mortalidad de la ciudad al desplazar temporalmente el denominador correspondiente a la población media del decenio (31 de diciembre de 1884) por el del censo mencionado anteriormente. Tomás Vidal (1985) señala una tasa del 30,8 por mil en el decenio 1878-1887; Reher y otros (1993) proporcionan para el período 1886-1892 una tasa del 31,35 por mil y Tatjer estima valores similares a los de García Faria (1995; p. 125).

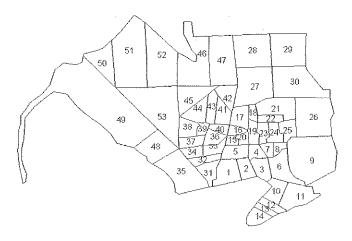
Con el fin de poder comparar las tasas de mortalidad por distritos (gráficos 2 y 3), se ha procedido a una estandarización de éstas, creando una nueva variable de media cero y varianza la unidad:

$$z_i = \frac{x_i - \overline{x}}{s_x} \quad i = 1, ..., n$$

En la que \overline{x} y s_x son respectivamente la media y la desviación muestral de la variable x (tasas de mortalidad).

En esta investigación hemos querido explorar el efecto de diversas variables sobre las diferencias de mortalidad por barrios según las distintas causas de muerte: éstas son la densidad por hectárea y las condiciones de urbanización. La densidad pone en relación los datos de población, en los que no se incluyen los residentes en instituciones, con la superficie, en metros cuadrados, estimada por el autor para cada uno de los barrios que constituyen la Barcelona de la época, y en los que no se computan las superficies no pobladas (Cementerio y su paseo, puerto, Montjuich —en su parte no urbanizada— y el Parque). Por otra parte, para obtener una medida de las condiciones de la urbanización hemos desarrollado un indicador basado en las valoraciones proporcionadas por García Faria (ver capítulo XIII de su obra) sobre las condiciones en las que se hallan los distintos aspectos de esta urbanización (cuadro 1). Este indicador nos permite superar la limitación que supone el no disponer, de forma sistemática, de todas las variables que García Faria había ido anotando para cada uno de los 53 barrios.

MAPA 1 Barrios de Barcelona a finales de la década de 1880.



Código	Barrio	Código	Barrio	Código	Barrio	Código	Barrio
1	Banco	16	Fomento	31	Santa Mónica	46	Muntaner
2	Merced	17	Santa Ana	32	Teatro	47	Balmes
3	Encantes	18	Junqueras	33	Liceo	48	Canteras
4	San Justo	19	Catedral	34	San Pablo	49	Ángel
5	Trinidad	20	Diputación	35	Huertas	50	Cruz Cubierta
6	Aduana	21	San Pedro	36	San Agustín	51	Rocafort
7	Santa María	22	Agonizantes	37	Cárcel	52	Arrepentidas
8	Seca	23	Biblioteca	38	Escuelas Pías	53	Parlamento
9	Parque	24	Santa Catalina	39	San Lázaro		
10	San Miguel	25	Plaza Nueva	40	Convalecencia		
11	Gasómetros	26	Bogatell	41	Belén		
12	San Juan	27	Prado	42	Pelayo		
13	Concordia	28	Enseñanza	43	Hospital Militar		
14	Varadero	29	Salesas	44	Padrón		
15	Pino	30	Tetuán	45	Ronda San Antonio		

FUENTE: Reconstrucción digital a partir de la cartografía proporcionada en García Faria (1893). Elaboración propia.

2.2. El análisis espacial

La información recopilada por García Faria, obtenida casa por casa, en una escala incluso inferior a la utilizada por Cerdà (1867), ¹⁵ está acompañada de una notable cartografía que permite reconstruir el trazado de los barrios y distritos de la Barcelona de la década de los ochenta del siglo XIX (mapa 1). ¹⁶ La cartografía no es un elemento intrascendente en este trabajo, sino que constituye el núcleo central de la información territorial que nos ha permitido la generación de todas las medidas espaciales empleadas, especialmente el criterio de contigüidad que ha servido para obtener los indicadores de análisis espacial. La cartografía original ha sido sometida a un proceso de digitalización y exportada al programa GeoDa 0.9.5-i con el que se han realizado la mayor parte de los cálculos. ¹⁷

¹⁵ Es posible consultar el detalle de la cartografía de Cerdà en Cabré y Muñoz (1994).

¹⁶ Sobre la estructura urbana de la ciudad de Barcelona (Tatjer, 1972; Guardia y otros, 1994).

¹⁷ Se puede descargar una versión del software *GeoDa 0.9.5-i* y de los manuales en http://www.csiss.org/clearinghouse/GeoDa/. También pueden realizarse cálculos de indicadores espaciales a partir de la rutina Rookcase desarrollada en visual basic para Excel (Sawada, 1999).

La principal contribución de este trabajo se encuentra, precisamente, en la aplicación de los métodos de análisis espacial a la comprensión de las diferencias territoriales de la mortalidad.¹⁸

El análisis espacial es un conjunto de técnicas que tratan las peculiaridades causadas por el espacio en el análisis estadístico de los modelos tradicionales de la ciencia regional y/o geográfica (Moreno y Vayá, 2000; p. 14). El análisis espacial se define, de esta manera, como aquel conjunto de técnicas utilizadas para explorar y analizar datos espaciales que añaden valor a la información conocida y permiten comprobar modelos, especialmente orientada a la localización de los denominados efectos espaciales: la heterogeneidad¹⁹ y la dependencia espacial. Si la econometría clásica introdujo en el análisis de series temporales el concepto de retardo o autocorrelación temporal (los valores de una variable en el momento t dependen de los valores registrados en momentos anteriores), innovación que permitió un avance notable de los métodos de análisis de series temporales, la idea intuitiva de la existencia de un retardo espacial (Cliff y Ord, 1973) y, por tanto, de una posible autocorrelación espacial (los valores de un lugar están correlacionados con los de su entorno), es el origen del desarrollo del análisis espacial moderno.²⁰

Con el objetivo de establecer el grado de asociación espacial de las tasas de mortalidad y otras variables tratadas en este artículo recurrimos a las técnicas de la estadística espacial, en concreto a los indicadores *Global y Local Moran I* (Anselin, 1995). El indicador *Global Moran* muestra el grado de asociación espacial de una variable para el conjunto del territorio, es decir, la mayor o menor concentración de los valores de esa variable en dicho territorio.

El contraste I de Moran o contraste global de autocorrelación espacial (Moran, 1948; Moreno y Vayá, 2000) se define como:

¹⁸ Existe un excelente estado de la cuestión sobre métodos de análisis de las pautas geográficas de distribución de las enfermedades en el trabajo de Marshall (1991).

¹⁹ La heterogeneidad espacial aparece cuando se emplean datos de unidades espaciales de naturaleza o dimensiones muy distintas para explicar un mismo fenómeno (Moreno y Vayá, 2000).

²⁰ Ejemplos a destacar sobre la aplicación del análisis espacial son los trabajos de Câmara y otros (2004) sobre la exclusión social, y los de Esteve (2005) sobre el poblamiento. En Moreno y Vayá (2000) y Chasco (2003) se pueden encontrar numerosos ejemplos de aplicación de estos métodos.

$$I = \frac{N \cdot \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} w_{ij} \cdot \left(x_i - \overline{x}\right) \cdot \left(x_j - \overline{x}\right)}{S_o \cdot \sum_{i=1}^{N} \left(x_i - \overline{x}\right)^2} \qquad i \neq j$$

donde x_i es el valor de la variable cuantitativa x en la región i; \overline{x} es el valor de la media; w_{ij} , los pesos de la matriz W; N es el tamaño de la muestra y

 $S_0 = \sum_{i} \sum_{j} w_{ij} ,$

es la suma de los pesos de la matriz W

El *Local Moran I* indica para cada unidad territorial si está asociada espacialmente a sus vecinas (este indicador es muy pertinente porque permite la localización de focos de alta y baja mortalidad).

El contraste local I_i de Moran es (Anselin, 1995; Moreno y Vayá, 2000):²¹

$$I_i = \frac{z_i}{\sum_i z_i^2 / N} \sum_{j \in J_i} w_{ij} z_j$$

donde z_i es el valor correspondiente a la región i de la variable normalizada y J_i el conjunto de regiones vecinas a i.

Para establecer el nivel de significación —p valor— del grado de asociación espacial obtenido, la probabilidad de que la distribución territorial de la variable observada haya sido generada aleatoriamente, ambos indicadores utilizan una distribución de referencia generada al azar y contrastan dicha distribución con la distribución observada. ²² Si la probabilidad es muy elevada, debemos aceptar la hipótesis

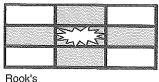
²¹ Una explicación más detallada de ambos indicadores y de otros estadísticos de asociación espacial pueden verse en Moreno y Vayá (2000); Chasco (2003).

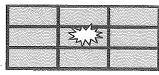
²² El Global Moran es uno de los estadísticos más utilizados para medir el grado de asociación espacial de una variable. Este indicador proporciona una cifra de -1 a 1, de mínima a máxima asociación espacial negativa o positiva, cuyo valor estandarizado según una distribución normal es utilizado para aceptar o rechazar la hipótesis nula que subyace en este tipo de indicadores: la independencia espacial de la variable z. Aunque existen otras alternativas para estimar la probabilidad que la distribución aleatoria sea o no sea aleatoria (Leung, Mei, Zhang, 2003), en este trabajo se emplea exclusivamente la aproximación normal.

subyacente o hipótesis nula que asume la distribución aleatoria de los valores de la variable en el territorio y, por tanto, obliga a descartar la presencia de asociación espacial. El cálculo del grado de asociación espacial y el nivel de significación estimado requieren conocer el valor de esa variable para cada unidad territorial y el grado de dispersión entre las unidades. Si los valores de una variable x, pongamos por ejemplo la tasa de mortalidad por cólera, tienen una gran dispersión, pero observamos que en una determinada área del territorio todas las unidades presentan valores muy parecidos, altos o bajos, estaríamos delante de un caso evidente de asociación espacial. Esta puede ser positiva o negativa. En el ejemplo del cólera, las unidades del área considerada estarían asociadas espacialmente de forma positiva entre ellas porque el grado de similitud entre la unidad de referencia y las unidades vecinas sería mayor a la que esperaríamos de una distribución aleatoria, conocida la elevada dispersión que hemos asumido que tenía la tasa de mortalidad por cólera entre las unidades de ese territorio sin tener en cuenta su ubicación en el espacio. En cambio, si en un área dominada de forma clara por una elevada mortalidad por cólera encontramos una unidad con una muy baja mortalidad, decimos de esa unidad que está asociada espacialmente con sus vecinas de forma negativa, puesto que las diferencias entre la unidad de referencia y las unidades vecinas son significativamente mayores a las que igualmente esperaríamos de una distribución aleatoria de las tasas de mortalidad por cólera entre todas las unidades que conforman esa área.

Los indicadores de autocorrelación espacial y, generalmente, todos los instrumentos de estadística espacial, exigen conocer con anterioridad la estructura espacial de las unidades territoriales de la región objeto de análisis. En otras palabras, exigen conocer qué unidades son vecinas de qué unidades. Las relaciones de vecindad se obtienen a partir de dos criterios básicos: la contigüidad y la distancia. Según el criterio de la contigüidad, son unidades vecinas aquellas que comparten límites fronterizos. Sobre la base de este criterio existen, a su vez, diversas alternativas. La contigüidad puede ser de primer orden, de segundo, de tercero, etcétera, según consideremos la primera, segunda, tercera, y así sucesivamente, coronas en torno a la unidad de referencia. Además, el hecho de compartir los límites puede entenderse de dos maneras, según compartan un segmento significativo de frontera o sólo un punto. Estos dos criterios se conocen, respectivamente, como el de la 'torre' (rook) o de la 'reina' (queen) por analogía al tipo de movimientos que estas dos figuras pueden hacer en el juego del ajedrez. El

GRÁFICO 1 Estrategias espaciales de contigüidad.





Queen's

FUENTE: Elaboración propia.

gráfico 1 ilustra de forma sintética y sobre la base de una estructura de unidades homogéneas las implicaciones que tiene utilizar uno u otro subcriterio.

El segundo criterio establece las relaciones de vecindad en función de la distancia que separa la unidad de referencia con el resto de las unidades. Normalmente, la distancia entre unidades se mide a partir del centro geográfico de cada unidad, el centroide. Por ejemplo, si tomamos 10 kilómetros como distancia de referencia, consideraremos como unidades vecinas de la unidad x a todas aquellas unidades cuyos centroides estén a 10 o menos kilómetros del centroide de la unidad x. Con este criterio es posible que la distancia de referencia no sea suficiente para garantizar que todas las unidades tengan como mínimo un vecino, situación que no se produce cuando utilizamos el criterio de la contigüidad. Por esta razón, es habitual seleccionar la distancia que como mínimo garantiza que cada unidad pueda compararse con otra unidad.

Las implicaciones de la utilización de uno u otro criterio y de las especificaciones adicionales que estos exigen tienen, sin duda alguna, efectos sobre el cómputo de los indicadores de asociación espacial. Por ejemplo, si adoptamos una distancia muy amplia o un criterio de vecindad de orden muy elevado, de tal suerte que todas las unidades sean vecinas de todas, la asociación espacial no será significativa puesto que toda la dispersión de la variable estudiada estará comprendida en el área seleccionada. Ante este problema, es práctica común utilizar el criterio que maximiza el grado de asociación espacial observado y su nivel de significación, siendo, por tanto, el criterio escogido un resultado de interés por si mismo y directamente interpretable en clave de extensión territorial de las agrupaciones observadas.

En esta investigación utilizamos el criterio de la contigüidad según la modalidad de la 'torre' (rook) de orden 1, es decir, una unidad

tiene como vecinas a todas aquellas unidades con las que comparten límites por más de un punto. Hemos descartado utilizar la distancia porque Barcelona tiene una estructura territorial por barrios muy heterogénea, el área de los barrios es muy desigual (ver Mapa 1).²³ En un contexto heterogéneo, la distancia que garantiza como mínimo que cada unidad pueda compararse con una unidad contigua, es decir, la distancia máxima entre dos centroides contiguos, provocaría que mientras que en las unidades de mayor superficie, situadas en los extremos de la ciudad, sólo se compararían con una unidad, las unidades de menor superficie, situadas en el centro de la ciudad, serían comparadas con muchas otras unidades, no sólo con las colindantes. Los valores de los indicadores en función de los distintos criterios y subcriterios se presentan en el apartado 4.2. Los resultados confirman que el criterio de la contigüidad recoge mejor la estructura territorial de los barrios de Barcelona que el criterio de la distancia (ver gráficos 4 v 5).

A guisa de ejemplo, el cuadro 2 informa de la estructura de conectividad de los barrios de Barcelona según diferentes subcriterios de contigüidad. Por ejemplo, según el 'rook de orden 1', existen 19 barrios que tienen cuatro áreas vecinas, áreas sobre las cuales los indicadores de estadística espacial realizaran sus cálculos para determinar la presencia de asociación espacial. De los cuatro subcriterios que muestra el cuadro 2, el subcriterio de la torre de orden 1 es el que maximiza el grado de asociación espacial, razón por la cual este es el que hemos utilizado en esta investigación.

²³ El coeficiente de variación de las superficies de los barrios es del 102 %.

CUADRO 2

Barrios contiguos de la ciudad de Barcelona a finales
de la década de 1880 según diferentes criterios espaciales.

Número de Áreas contiguas	Rook Orden 1	Orden 2	Queen Orden 1	Orden 2
i	1	1	1	1
2	3	1	1	1 1
3	12	2	3	0
4	19	3	11	1
5	11	4	10	0
6	5	11	12	2
7	2	9	4	3
8		6	8	6
9		6	2	5
10		5	0	4
11		2	0	8
12		3	1	6
13				5
14				5
15				3
16				2
17				1 1
Total	53	53	53	53

FUENTE: Elaboración propia a partir de la reconstrucción digital de la cartografía suministrada por García Faria (1893) y el programa GeoDa.

2.3. Modelos de regresión múltiple

Con el fin de esclarecer la influencia de ciertos factores sobre la variabilidad espacial de las tasas de mortalidad por causa de los barrios de Barcelona entre 1880 y 1889, hemos aplicado diferentes modelos de regresión múltiple, métodos estadísticos que permiten especificar, estimar e interpretar un modelo explicativo en el cual una variable dependiente se estudia en función de una serie de una o más variables explicativas o independientes. El uso de la técnica de regresión permite cuantificar la relación entre la variable dependiente y la independiente, así como establecer el intervalo de confianza de la relación. Entre todos los modelos construidos se ha procedido a seleccionar el modelo más parsimonioso teniendo en cuenta la mejora del R² que suponía la incorporación de cada nueva variable en la regresión múltiple.

Los modelos de regresión múltiple se han elaborado mediante el modulo de regresión espacial que proporciona el programa GeoDa 0.9-

5.i (Anselin, 2004; ver nota 17). El objetivo es estimar un modelo con el mínimo de variables no superfluas y a la vez significativas que contemplen el efecto de la autocorrelación espacial. Así, en la fase inicial de modelización se consideraron variables como la población (pob), lnpob(logaritmo neperiano de la población) y lndens(logaritmo neperiano de la densidad) y los retardos espaciales de todas ellas, las cuales tras un análisis de sensibilidad se desestimaron. De esta forma, las variables explicativas han quedado reducidas a un total de tres: densidad por hectárea (densidad), calidad urbana (calurb) y retardo espacial de la causa de muerte (WCmuerte).

Posteriormente se han elaborado dos modelos de regresión:25

a) Un primer modelo, estimado por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) donde la variable dependiente es la tasa de mortalidad para la *causa i* y las variables independientes son los efectos de las variables predictoras, en este caso dos variables, la densidad de población por hectárea y una variable cualitativa, la calidad urbana, de carácter *dummy* (0=pesima calidad urbana; 1=regular calidad urbana). Se trata de un modelo clásico de regresión que no considera el efecto de la autocorrelación espacial.

Causa de muerte en i = f(densidad en i, calidad urbana en i)

b) Un segundo modelo, estimado por el método de máxima verosimilitud (MV), ²⁶ donde la variable dependiente sigue siendo la tasa de mortalidad por causa i y las variables independientes son las dos citadas anteriormente, a las que se añade el retardo espacial de la variable explicada (WCmuerte). Se trata, en este caso, de un modelo de regresión espacial.

Causa de muerte en i= f(densidad en i, calidad urbana en i, retardo espacial de la causa de muerte en i)

²⁴ Ver Anselin y Bera (1998). En Chasco (2003) se encuentra una excelente explicación en castellano de las características de la regresión espacial.

²⁵ Las especificaciones de los modelos se pueden encontrar en el apartado 4.3. También se ha ensayado un modelo *Durbin espacial* (Chasco, 2003) cuyos resultados, que se comentan más adelante, no han sido satisfactorios.

²⁶ El método de mínimos cuadrados ordinarios no es apropiado para la estimación de modelos que incluyen el retardo espacial de la variable explicada (Moreno y Vayá, 2000).

3. LA MORTALIDAD EN LA CIUDAD DE BARCELONA DURANTE EL SIGLO XIX

La elevada mortalidad de la ciudad de Barcelona constituye uno de los ejes centrales del debate académico y político sobre la ciudad a lo largo del siglo XIX.²⁷ Es obvio que no pretendemos realizar un análisis exhaustivo de los trabajos realizados sobre la mortalidad de Barcelona,²⁸ tarea que excede con creces los objetivos marcados en este artículo, sino situar la obra de García Faria dentro de un contexto más general, que afecta tanto a los trabajos de sus contemporáneos como a desarrollos posteriores sobre esta misma temática.

La población barcelonesa de finales del siglo XIX ha sido objeto de estudio a través de las obras de diferentes autores contemporáneos Monlau (1841),²⁹ Figuerola (1849),³⁰ Cerdà (1867),³¹ Colomer Codina

El debate sobre la influencia de los factores sociales y/o medioambientales en la mortalidad tiene una larga tradición en la literatura médica y demográfica que se remonta a comienzos del siglo XIX. Una de las más notables contribuciones a este debate lo constituyen las topografías médicas (Urteaga, 1980), muy abundantes durante el siglo XIX. Según este autor, entre 1881 y 1890 se realizan en España el mayor número de topografías médicas del período 1801-1940. En las topografías se realiza un estudio de las enfermedades epidémicas y endémicas, así como se presenta una abundante información sobre el medio geográfico, económico y social, con un apartado dedicado a los problemas del espacio urbano, entre los que cabe destacar la limpieza y salubridad de las ciudades en su conjunto, y en especial, lo concerniente al alcantarillado, mataderos y cementerios (Urteaga, 1980). Del texto de García Faria se desprenden las influencias de la doctrina miasmática o teoría telúrica de Pettenkofer, quien mantenía que la propagación del cólera tenía como elemento determinante el suelo y las aguas subterráneas, «..en cambio el suelo está muy cargado de filtraciones y las casas empiezan a empaparse de los gérmenes ó miasmas emanado del cuerpo sano ó enfermo de sus habitantes...» (García Faria, p. 171). No obstante, durante la fase de redacción del proyecto de alcantarillado García Faria recoge los principales avances realizados en bacteriología, solicitando el primer estudio bacteriológico de las aguas del alcantarillado de la ciudad (Nicolau, 1999: p. 325), lo que sitúa a su obra entre las más avanzadas de la época.

²⁸ El trabajo bibliográfico de Montserrat Galera (1978) sigue siendo la fuente de referencias más importante sobre la literatura demográfica de la Barcelona del siglo XIX. Recientemente puede consultarse Tatjer (2001).

²⁹ En 1841, Felipe Monlau plantea, en su opúsculo *Abajo las murallas!!!*, las ventajas que reportaría a Barcelona la demolición de las murallas que la circunvalan, principal causa, según el autor de las condiciones de insalubridad. Monlau describe una ciudad caracterizada por la sobremortalidad, sin aportar datos al respecto aunque su carácter reivindicativo dejará una profunda huella en los trabajos posteriores.

³⁰ Laureano Figuerola es el que inicia con su *Estadística de Barcelona en 1849*, publicada en fascículos entre 1849 y 1851, las contribuciones significativas al conocimiento de la demografía barcelonesa. El estudio de la mortalidad agrupa más de la

(1883)³² y García Faria (1893) entre otros. Más recientemente, debemos destacar otros autores como Sáez (1968), Vidal Bendito (1985). Pero son, sobre todo, los trabajos de Pujadas (1986), López Guallar (1995), Tatjer (1989 y 1995), Torrents y otros (1996) y López Gay (2004), los que arrojan una mayor luz sobre el contexto socioeconómico y demográfico de la Barcelona del siglo XIX. ³³

El trabajo de García Faria³⁴ enlaza con las principales preocupaciones planteadas por los diferentes autores que le precedieron: la den-

mitad de las páginas que componen el apartado de demografía de esta obra, en la que se elaboran tablas de mortalidad y aparecen por vez primera datos de esperanza de vida (vida media) de la población barcelonesa (Cuadro 3) y en la que se destacan las grandes diferencias sociales existentes en materia de mortalidad.

- (Viene de la p. 129). La obra más influyente del siglo XIX es, sin embargo, la de Ildefons Cerdà quien, en sus dos volúmenes de la Teoría General de la Urbanización, presenta datos detallados de la mortalidad y muchas variables de carácter higienista y social que él relaciona con las formas de urbanización. El paradigma de su obra puede resumirse en la frase «La densidad mata». A tal efecto realizó un esfuerzo titánico por comprobar empíricamente esta idea, recogiendo, de manera muy desagregada, la mortalidad de la ciudad amurallada de Barcelona más los barrios de la Barceloneta y las Huertas de San Bertran (zona del actual Paralelo). En el segundo volumen de su tratado realiza un recuento de las defunciones del periodo 1854-1865 que hubo en cada calle correspondiente a una manzana de casas, la altura del piso en el que se produjo la defunción. Paralelamente, hace un recuento de la población según las mismas variables y de las dimensiones de la ciudad. A partir de ambos datos calcula el espacio que correspondía a cada habitante de cada barrio, y lo relaciona con la mortalidad. Su hipótesis sobre el efecto de la densidad sobre la mortalidad está muy lejos de corroborarse estadísticamente, aunque el autor se ratificaba en sus tesis argumentando que la diferente composición social de la población podía ser la causa de estas diferencias. Así López Gay (2004) ha podido demostrar que los 10 barrios seleccionados por Cerdà para demostrar la correlación entre densidad tal como la estima éste, (área en metros por 100 habitantes) y mortalidad era de -0,93, pero que si se calcula el mismo indicador para los 42 barrios éste mantiene el signo pero se rebaja a -0,22, no siendo estadísticamente significativo.
- 32 La obra de Colomer Codina es una recopilación estadística de los datos del movimiento natural de la población de la Barcelona en el período 1861-1880, en la cual calcula tasas y las incorpora a listados que otros autores hicieron por Europa y dónde no presentaron datos sobre Barcelona. La tasa de mortalidad se situaba, al igual que a mediados de siglo alrededor del 30 por mil, sensiblemente más elevada que la de otras ciudades europeas.
- 33 El demosistema barcelonés va a mantener a lo largo del siglo XIX unas características muy estables: una natalidad en retroceso y una mortalidad que se resiste al descenso. La dinámica de ambos fenómenos generaba un crecimiento natural negativo que era compensado por una clara inmigración neta, todo ello en un contexto de baja nupcialidad (Vidal. 1985).
- 34 Para un seguimiento del itinerario biográfico y profesional de García Faria es imprescindible consultar el trabajo de Miranda (2006) de muy reciente aparición. Sobre la interpretación de la obra de García Faria en su vertiente demográfica puede verse (Tatjer, 1995; Nicolau, 1999) y de su obra de ingeniería (Gómez Ordóñez, 1987; Miranda, 2006).

sidad³⁵ y las malas condiciones higiénicas y sanitarias, en su trabajo atribuidas a la deficiente red de alcantarillado,³⁶ ambas son las causas que explican la elevada mortalidad de Barcelona. Ambas constituyen el hilo argumental de buena parte de la literatura de la época, e integran el conjunto de hipótesis a confirmar en nuestro trabajo. En este contexto y en el de las diferentes epidemias de cólera que salpican el XIX,³⁷ especialmente la de 1885 a la que está vinculado personalmente (Miranda, 2006), se desarrollará la obra del ingeniero García Faria (1893).

Las cifras obtenidas por diferentes autores confirman la elevada mortalidad de la ciudad de Barcelona a lo largo del siglo XIX.

La tasa de mortalidad de Barcelona, en el decenio 1856-1865, estimada por Cerdà para el conjunto de población del recinto amurallado era del 25,5 por mil, destacando los barrios de la Barceloneta (27,9 por mil) y Sant Bertran-Hostafranchs con un valor del 29,1 por mil. Estos valores medios ocultaban grandes contrastes entre las diferentes manzanas de casas: por ejemplo, en el barrio tercero del distrito tercero (siguiendo la nomenclatura empleada por Cerdà) la tasa de mortalidad se elevaba al 33,3 por mil, existiendo algunas manzanas de casas donde ésta suponía una tasa del 53,6 por mil (López Guallar, 1995). Por su parte, Mercè Tatjer (1995) considera que en el período 1861-1880 aunque las tasas de mortalidad mostraban una ligera tendencia al descenso, éstas se mantenían elevadas (en ningún año se sitúan por debajo del 29 por mil). 38

³⁵ En su obra reabre el debate del efecto de la densidad, no hay que olvidar que Ildefons Cerdà había sido profesor suyo. García Faria establece que la relación entre densidad y mortalidad sería constante si no hubiera más mortalidad que la inevitable. Por lo tanto parece decantarse por la existencia de una relación positiva entre densidad y mortalidad por enfermedades infecciosas.

³⁶ Así lo confirman los trabajos de Capel y Tatjer (1991), que señalan además la deficiente red de distribución de agua potable.

³⁷ Miranda (2006) subraya que la implicación de García Faria en la lucha contra la epidemia de cólera de 1885 que asoló el manicomio de Sant Boi de Llobregat marcó un hito en la biografía y en la posterior evolución profesional de éste.

³⁸ No obstante, durante las epidemias de cólera de 1865 y fiebre amarilla de 1870 las tasas de mortalidad de la ciudad se elevaron hasta el 46,4 y el 40,3 por mil respectivamente. Los pueblos del entorno experimentan, por su parte, una clara convergencia con los valores de Barcelona desde tasas mucho más elevadas, lo que parece indicar una mejora de sus condiciones de mortalidad (Tatjer, 1995). Durante la segunda mitad del siglo XIX, el colindante municipio de l'Hospitalet de Llobregat experimenta un notable aumento de la esperanza de vida (Recaño, 1995).

Los datos por distritos recogidos por Colomer Codina muestran que en el período 1876-1880 la mortalidad más elevada se producía en los barrios de Hostafrancs (31,1 por mil), la Barceloneta (30,9 por mil) y Hospital (30,3 por mil). Ambos barrios, que repiten su posición en la escala dibujada por Cerdà, confirman la localización de focos de sobremortalidad que analizaremos con más detalle en el próximo apartado.

La resistencia a la caída de la mortalidad se refleja en el cuadro 3. En los veinte años que transcurren entre los datos de 1863 calculados por Sáez (1968) y los de Colomer Codina correspondientes a 1883, la esperanza de vida apenas creció 1,38 años para ambos sexos. Otro factor a destacar son las considerables diferencias de mortalidad por clases sociales que se desprenden de los datos de Figuerola (1849), aunque su método de cálculo deba ponerse en cuarentena (estimación a partir de la edad media de las defunciones).

Las diferencias entre las tasas de otras ciudades europeas y las de Barcelona irán ensanchándose a medida que pasan los años. Estas disparidades constituyen una de las grandes preocupaciones de García Faria cuando elabora su obra. Es precisamente en este contexto de elevada mortalidad en el que vamos a analizar con nuevas herramientas los datos de García Faria.

CUADRO 3 Esperanza de vida en Barcelona durante el siglo xix.

Años	Hombres	Mujeres	Total
1837-1847(*)			
Clase rica	38,83	34,11	36,47
Clase artesanal	25,41	24,90	25,15
Clase pobre o jornalera	19,68	27,43	23,55
1862-1864 (**)	23,65	26,10	24,82
1883 (***)	24,97	27,52	26,20

FUENTE: (*) Figuerola, 1849; (**) Sáez, 1968; (***) Colomer Codina, 1884.

³⁹ Entre las numerosas ciudades europeas de las que presenta datos García Faria, Barcelona encabezaba el ranking de mortalidad en 1889 (García Faria, 1893: pp. 147-149).

4. RESULTADOS

Los resultados de este trabajo se muestran a continuación en tres apartados:

- a) En el primero se realiza un breve análisis territorial de la mortalidad, concentrando los comentarios en la escala de distritos y realizando una limitada incursión en la estadística descriptiva correspondiente a los barrios.⁴⁰
- b) El segundo apartado aborda un estudio de la mortalidad por causas mediante técnicas de análisis espacial.
- c) Finalmente, el tercer apartado se concentra en los modelos explicativos de las diferencias por barrios aplicando técnicas de regresión múltiple y regresión espacial.

4.1. Análisis descriptivo de la mortalidad de los barrios de Barcelona⁴¹

En este apartado vamos a centrarnos en ilustrar y cartografiar las pautas de distribución geográfica de la mortalidad por causas a escala de distritos, con el objetivo de dibujar aquellos rasgos que caracterizan la estructura territorial de la mortalidad en el seno de la capital catalana. Este análisis puede ser complementado con los mapas a escala de barrios que mostramos en el apéndice y con los acertados comentarios que realiza García Faria en su *Memoria*.

Los datos proporcionados por García Faria muestran una extrema variabilidad de la mortalidad en el interior de la ciudad de Barcelona (ver apéndice cartográfico). Los extremos se distribuyen entre un mínimo del 15,1 por mil registrado, en el barrio de San Pedro (distrito de Ins-

⁴⁰ Huelga decir que un análisis detallado de las diez causas de muerte y su distribución territorial excede los objetivos de este trabajo, más centrado en el dibujo de la estructura espacial de la mortalidad.

⁴¹ García Faria realiza en el capítulo XIII de su memoria un comentario barrio por barrio y distrito por distrito de las características de la mortalidad por causas enlazándolos con las condiciones higiénicas y urbanísticas. El texto constituye un excelente análisis de la mortalidad barcelonesa (García Faria, 1893: pp. 171 y ss.) y a él nos remitimos para completar lo expuesto en este apartado.

tituto), y un máximo del 44,9 por mil,⁴² correspondiente al barrio de Santa Mónica (distrito de Atarazanas).⁴³

CUADRO 4

Estadísticos descriptivos de las variables empleadas en el análisis de la mortalidad en la ciudad de Barcelona a escala de barrios (1880-1889).

Variables	Total			Promedio	Coef. de	TBM
	Ciudad	Mínima	Máxima	Barrios	Variación	Instituciones
Población	265.713	586	15.980	5.013,5	51,00	6.768
Densidad por hectárea	274,7	14,40	1.244	527,60	66,90	
Causa de muerte						
Cólera	4,23	0,16	9,71	3,74	77,11	21,90
Gastroenteritis	29,45	10,97	78,96	28,67	49,89	276,30
Tifus	12,89	5,00	19,40	12,74	24,34	107,00
Enfermedades transmitidas						
por el agua y los alimentos	46,57	20,37	94,52	45,16	37,50	405,30
Difteria	10,47	3,31	18,94	10,17	40,59	13,20
Sarampión	11,01	3,41	26,79	10,38	48,08	11,60
Viruela	7,84	1,48	20,53	7,69	59,10	50,50
Enfermedades infantiles	29,32	9,77	58,82	28,24	43,58	75,40
Bronquitis	12,82	5,92	25,13	12,12	40,40	102,60
Pulmonía	23,73	13,36	35,73	22,85	24,01	143,00
Tuberculosis	30,56	15,09	72,68	29,60	37,17	396,20
Enfermedades transmitidas						
por el aire	67,11	38,47	131,51	64,57	30,32	641,90
Apoplejía	17,50	6,83	29,23	17,16	27,39	97,50
Cardiopatías	21,26	7,50	30,49	20,46	23,06	342,90
Todas las otras causas	80,74	41,25	132,74	76,67	28,38	751,90
Todas las causas	262,51	151,01	442,86	252,27	27,58	2142,00

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

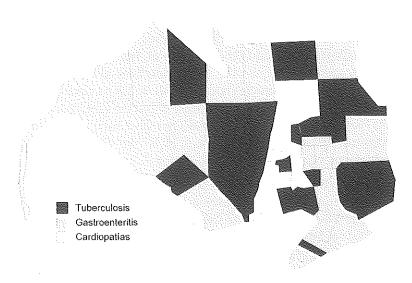
⁴² No obstante, como puede observarse en el cuadro 4, las tasas de mortalidad que hemos estimado indirectamente para la población residente en instituciones con datos de García Faria eran 8 veces superiores, este hecho parece mostrar la existencia de una población que se renovaba constantemente por su elevada mortalidad, con lo que el denominador proporcionado por García Faria no era probablemente el más adecuado para la estimación de los niveles reales de mortalidad en estas áreas.

⁴³ Del barrio de San Pedro se destacan el buen acondicionamiento de sus calles y canalizaciones y su escasa población. La elevada mortalidad del barrio de Santa Mónica es atribuible, según García Faria, a las insalubridad de las calles (p. 182).

Este elevado rango o recorrido de los valores extremos, más reducido cuando se consideran los distritos,⁴⁴ constituye una ventaja comparativa del espacio barcelonés como área privilegiada para el análisis de los factores medioambientales y sociales de la mortalidad en un medio urbano muy heterogéneo.

Entre las enfermedades, las transmitidas por el aire constituían, con el 25,6 por ciento de todas las defunciones, el grupo de causas de muerte más importante, seguido por las transmitidas por el agua y los alimentos (17,7 por ciento) y las enfermedades infantiles (11,2 por ciento); sin olvidar, no obstante, el cajón de sastre del resto de enfermedades que aunaba el 30,8 por ciento de la mortalidad de la ciudad

La tuberculosis y las gastroenteritis constituían las dos primeras causas de muerte en la ciudad (cuadro 4 y mapa 2).



MAPA 2
Principal causa de muerte por barrios. Barcelona (1880-1889).

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

⁴⁴ La máxima diferencia se daba entre el mínimo del distrito de la Concepción (17,6 por mil) y el máximo de la Barceloneta (33,4 por mil), seguido muy de cerca por el barrio de Hostafranchs (mapa 3). Prácticamente los mismos distritos que registra Colomer Codina en el período 1861-1880.

La primera, con una tasa del 30,56 por diez mil, encabezaba el ranking de mortalidad de 26 barrios distribuidos prácticamente por toda la ciudad y agrupaba casi el 12 por ciento de todas las defunciones. En valores muy cercanos, la gastroenteritis, con una tasa del 29,45 por diez mil, dominaba en 19 barrios fuera del antiguo perímetro intramuros. Ambas enfermedades agrupaban el 23 por ciento de todas las defunciones. En un segundo grupo, cabe destacar, por importancia, las tasas de mortalidad por pulmonía (23,73 por diez mil) y las cardiopatías (21,26 por diez mil). Esta última y las apoplejías constituían la causa dominante en 8 de los barrios, que concentraban las clases sociales de mayor status social entre la burguesía que residía en el antiguo perímetro intramuros. El cólera 45 y la viruela, con tasas de mortalidad significativamente más bajas, se situaban en el otro extremo de la distribución.

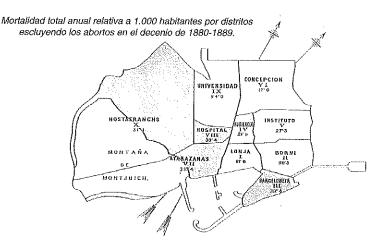
En el mapa 3 se ofrece un facsímil de la cartografía que presenta García Faria en su *Memoria* y en la que se representan los distritos y las tasas de mortalidad de éstos.

Una de las características destacables de la mortalidad barcelonesa era la extrema variabilidad interna, tal como lo muestra la distribución por barrios de las causas de mortalidad (ver apéndice cartográfico) y, en especial, los elevados coeficientes de variación de éstas (cuadro 4): aunque los más sobresalientes correspondían al cólera y a la viruela, la gastroenteritis se caracterizaba por el largo recorrido de sus valores extremos, registrando un máximo en el barrio de Cruz Cubierta del distrito de Hostafranchs (tasa del 78,86 por diez mil) y un mínimo en el barrio de Banco en el distrito de Lonja (10,97 por diez mil): valores que se distribuían en una escala que iba de 1 a 7.

En los gráficos 2 y 3, se presentan los valores estandarizados de las tasas de mortalidad por causas correspondientes a los 10 distritos en los que se agrupaban los 53 barrios barceloneses y ordenados de mayor a menor a partir del distrito con la tasa global de mortalidad más elevada. Estos resultados completan el dibujo territorial de la mortalidad que reproducimos en los mapas 2 y 3 y en los apéndices cartográficos.

⁴⁵ El cólera, principal preocupación de García Faria, no destacaba entre la mortalidad del decenio por su carácter episódico. Como subraya M. Tatjer (1995), las repercusiones de la epidemia de 1885 fueron menores que la de 1865.

MAPA 3
Distritos y barrios de Barcelona a finales de la década de 1880
con expresión de las tasas de mortalidad calculadas por García Faria.

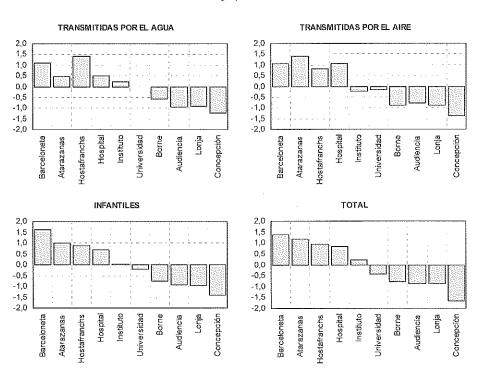


DISTRI)	ESIGNA FOS AUMERO.	CIONES BARRIOS.	LEIHA	0181447	SIGNA OS HOMERO	GIONES BARRIOS, BOMBRE.	LITEA
Lonja		Banco Merced Enciantos S' Justo Trindad	a e l	Concepcion		(Frado Enseñanza Salosas Toman (S ^a Mónioa	8 0
Borne	[[(Aduana S ^{la} Maria La Seca (Parque	8 0 1 0	Alarazanas	VII -	Teatro Liego S ^a Pablo Huortas	40.00
Barcelonela	111	S" Miguel Gasémetros S"Jaun Concordia Varadero .	8 (0	Hospital	VIII	(S." Agustiu Carcel Escurias Pias S"Lázaro Gosvalcconcia	B U L O U
Audiencia	īV (Pino Fomento Sh Ana Jungueras Catedral Diputacion Sh Podro	a e u m	Universidad	EX (Bolon Pelayo Hospital Militar, Padrò Padrò Konda S''Antonio Montoner, Balmes	1 0 11
Ynstituto	17	Agonizantes Biblioteca S ^{ta} Catalina Puerta Rueva Begat di	e i o u	Hostafranchs	X	Canteras Canteras Angel Cruz Cubierta Rocufort Arrepentidas Party monto.	a e e e e e e e e e e e e e e e e e e e

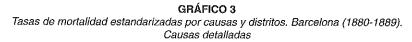
FUENTE: Facsímil del original localizado en García Faria (1893).

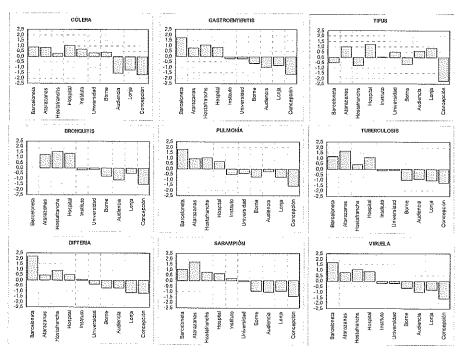
Cuatro áreas, la Barceloneta, Atarazanas, Hostafranchs y Hospital presentan para todos los grupos de causas una mortalidad por encima de la media atribuible al conjunto de los distritos. Dos de ellas, Barceloneta y Hospital, se encontraban entre las áreas más insalubres de la ciudad, por la escasa dimensión de sus viviendas, la falta de alcantarillado y el uso de pozos de agua, así como la existencia, en el caso del barrio del Hospital, de una mezcla de espacios urbanos e industriales. Por otra parte, el distrito de Hostafrancs, recientemente urbanizado, carecía de cualquier infraestructura y de servicios sanitarios (Tatjer, 1995). En el otro extremo, el distrito de la Concepción (margen derecho del Ensanche) constituía uno de los primeros barrios extramuros, con una baja mortalidad al igual que el distrito de la Lonja, el cual disfrutaba de unas mejores condiciones de habitabilidad y concentraba los grupos sociales de mayor status.

GRÁFICO 2
Tasas de mortalidad estandarizadas por grupos de causas y distritos. Barcelona (1880-1889).
Grandes grupos de causas



FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).





FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

El distrito de la Barceloneta encabezaba las tasas globales de mortalidad y las correspondientes a enfermedades infantiles, Hostafranchs hacía lo propio con las enfermedades de transmisión por el agua y los alimentos, y Atarazanas mostraba una mayor incidencia de las enfermedades transmitidas por el aire. En resumen, la mortalidad transmitida por el agua y los alimentos domina en los nuevos espacios de urbanización extramuros mientras que en el espacio «interior» de la ciudad son las causas de muerte atribuidas a las enfermedades del aparato respiratorio las imperantes.

Continuidad, por lo tanto, en la jerarquía y *especialización* de los espacios más castigados por la mortalidad, pero también en los que se caracterizaban por lo contrario: un área de baja mortalidad situada en el centro de la antigua ciudad amurallada (distritos del Born, Lonja y Audiencia) que se extiende a lo largo de la década de 1880 a los nuevos barrios del Ensanche (Muntaner y Balmes, ambos en el distrito de la Concepción).

La jerarquía espacial descrita para el conjunto de causas se repite, con algunos matices, entre las nueve causas analizadas (gráfico 3):
a) Los distritos de Instituto y Universidad representarían la frontera entre los espacios con una mayor o menor mortalidad que la media de la ciudad; b) El tifus es la causa de muerte que muestra una distribución territorial más anárquica, invadiendo espacios caracterizados por una baja mortalidad global, como el distrito de la Lonja; c) La Barceloneta presenta una sobremortalidad destacada entre las enfermedades infantiles: la difteria y la viruela; y d) Finalmente, el distrito de la Concepción es el único que muestra para todas las causas una mortalidad relativa significativamente por debajo de la mortalidad de la urbe.

4.2. Análisis espacial de la mortalidad por barrios

En este apartado abordamos el análisis de la asociación espacial de la mortalidad por medio de indicadores de estadística espacial y desde dos perspectivas diferentes pero complementarias: En la primera, medimos la asociación espacial del conjunto de la ciudad mediante el indicador $Global\ Moran$; En la segunda, nos concentramos en la asociación espacial local a partir de la relación de cada barrio con el resto, con el objetivo de identificar, a partir del indicador $Local\ Moran\ (I_i)$, los conglomerados o focos de alta o baja mortalidad.

Antes de realizar el cálculo de ambos indicadores, y siguiendo el espíritu metodológico que caracteriza este artículo, vamos a mostrar, en primer lugar, una aproximación intuitiva al concepto de retardo o asociación espacial de la mortalidad de Barcelona. En segundo lugar, evaluaremos la incidencia sobre los valores de los indicadores de estadística espacial de diferentes criterios de distancia en el seno de la urbe barcelonesa.

La comparación de la distribución de los valores de mortalidad de cada barrio con la correspondiente a la media de los valores adyacentes, seleccionados éstos mediante un criterio de contigüidad del tipo *rook* (torre) de primer orden, constituye una aproximación al concepto de retardo espacial.

El coeficiente de *Pearson* que resulta de la comparación entre las distribuciones de cada causa de muerte con su correspondiente retardo espacial se presenta en el cuadro 5. Un resultado destacado es que este

retardo varía considerablemente según la causa de muerte considerada. El más acentuado y significativo de éstos corresponde a las enfermedades transmitidas por el agua y los alimentos (R de *Pearson* de 0,76), entre las que destaca la gastroenteritis, que presenta el valor más elevado del indicador (0,81). Por el contrario, las enfermedades del aparato circulatorio (apoplejías y cardiopatías) muestran los niveles más bajos y por consiguiente una escasa asociación espacial.

Los criterios de contigüidad empleados para la estimación de los retardos espaciales no son neutrales. Cada uno de ellos tiene un efecto en el valor y significación del indicador de asociación espacial adoptado ($Global\ Moran$) y en el coeficiente de determinación (R^2).

CUADRO 5
Asociación estadística (R de Pearson) entre diferentes causas de muerte y la correspondiente a las registradas en barrios contiguos según el criterio Rook de 1er orden. Barcelona (1880-1889).

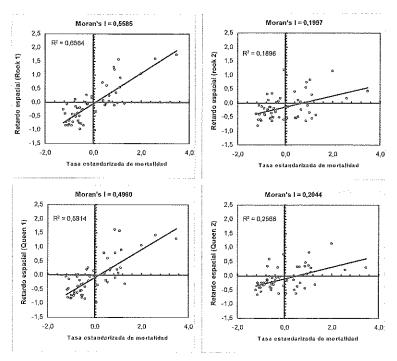
Causa de muerte	Asociación con el retardo espacial
Cólera	0,694***
Gastroenteritis	0,810***
Tifus	0,503***
Enfermedades transmitidas por el agua y los alimentos	0,760***
Viruela	0,605***
Sarampión	0,637***
Difteria	0,638***
Enfermedades infantiles	0,692***
Bronquitis	0,682***
Pulmonía	0,577***
Tuberculosis	0,614***
Enfermedades transmitidas por el aire	0,558***
Apoplejía ·	0,530***
Cardiopatías	0,461***
Todas las otras causas	0,520***
Todas las causas	0,641***

^{***} La correlación es significativa al nivel del 0,001 (bilateral). FUENTE: García Faria (1893). Elaboración propia,

GRÁFICO 4

Diagrama de dispersión de los valores estandarizados de la variable tasa de mortalidad por gastroenteritis por barrios y su retardo espacial según diferentes criterios de contigüidad.

Barcelona (1880-1889).



FUENTE: García Faria (1893). Elaboración propia.

El criterio de la torre (*rook*) de primer orden es el que proporciona para las muertes por gastroenteritis los valores más elevados de asociación espacial(gráfico 4) y también para otras causas de muerte consideradas (cuadro 6), por lo que ha sido seleccionado como criterio general de contigüidad.

No obstante, los valores de los coeficientes de la R y R² de *Pearson* estimados en el cuadro 6 y el gráfico 4 no están exentos del efecto de la autocorrelación. Como puede observarse en el gráfico 4 y en el cuadro 7, los indicadores *Global Moran* son inferiores a los coeficientes mencionados, al ser corregidos los efectos de autocorrelación espacial de las series.

CUADRO 6
Indicador de asociación espacial. Global Moran I de diferentes causas
de muerte según distintos criterios de contigüidad. Barcelona (1880-1889).

Causa de muerte	Rook Orden 1	Orden 2	Queen Orden 1	Orden 2
Enfermedades transmitidas por el agua y los alimentos	0,5029***	0,1310*	0,4417***	0,1572***
Cólera	0,4529***	0,1228*	0,3975***	0,0580
Gastroenteritis	0,5585***	0,1997***	0,4960***	0,2044***
Tifus	0,3003***	0,0801	0,2125***	-0,0535
Enfermedades transmitidas por el aire	0,4095***	0,1433*	0,3325***	0,1534***
Bronquitis	0,4398***	0,1138*	0,3525***	0,1393***
Tuberculosis	0,4003***	0,1681***	0,3185***	0,1595***
Enfermedades infantiles	0,4577***	0,1292*	0,3632***	0,1831***

^(*) p-value obtenido a partir de 999 permutaciones aleatorias.

El indicador *Global Moran* experimenta una disminución en todas las causas de muerte cuando se aplica la contigüidad de segundo orden en ambos criterios —torre y reina— (cuadro 6). Este resultado parece indicar que los focos de tasas elevadas y/o reducidas tienen, en un espacio tan heterogéneo y reducido como la urbe barcelonesa con una extensión de poco más de 9 km², un efecto que se difumina rápidamente a medida que nos alejamos de los centroides considerados.

En el cuadro 7 se presentan los resultados de la asociación espacial y su significación estadística mediante el indicador *Global Moran*.

Entre los dos factores explicativos que emplearemos en el próximo apartado, la variable densidad es la que muestra un mayor nivel de asociación espacial (0,5829). Este resultado no es sorprendente dada la elevada densidad que manifiestan un notable número de barrios barceloneses del antiguo espacio intramuros (ver apéndice cartográfico). El escaso valor del indicador correspondiente a la calidad urbana muestra, por el contrario, una mayor dispersión territorial de esta variable (ver apéndice cartográfico).

Las enfermedades transmitidas por el agua y los alimentos (0,5029) y las enfermedades infantiles (0,4577) son las que se caracterizan por un mayor nivel de asociación espacial (gráfico 5).

^(***) p-value <0,001. (**) p-value<0,01. (*) p-value<0,05

FUENTE: García Faria (1893). Elaboración propia.

CUADRO 7
Indicador de asociación espacial. Global Moran I de diferentes variables según
el criterio de contigüidad Rook de primer orden. Barcelona (1880-1889).

Variable	Moran I	p-value (*)
Densidad	0,5805	0,001
Calidad urbana	0,2843	0,005
Causa de muerte		
Cólera	0,4529	0,001
Gastroenteritis	0,5585	0,001
Tifus	0,1423	0,001
Enfermedades transmitidas por el agua y los alimentos	0,5029	0,001
Difteria	0,4344	0,001
Sarampión	0,3868	0,001
Viruela	0,3878	0,001
Enfermedades infantiles	0,4577	0,001
Bronquitis	0,4398	0,001
Pulmonía	0,3550	0,001
Tuberculosis	0,4003	0,001
Enfermedades transmitidas por el aire	0,4095	0,001
Apoplejía	0,3520	0,001
Cardiopatías	0,3126	0,001
Todas las otras causas	0,2987	0,002
Todas las causas	0,3943	0,001

(*) p-value obtenido a partir de 999 permutaciones aleatorias.

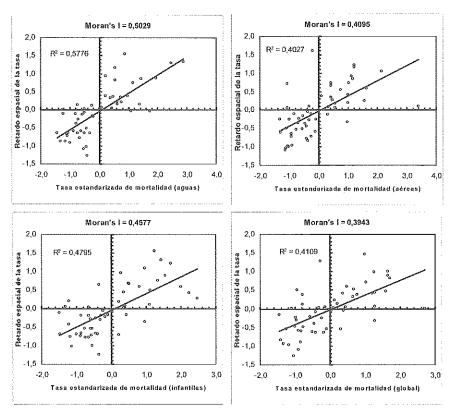
FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

La gastroenteritis (0,5585) es la causa específica que muestra, como ya subrayábamos, un *Global Moran* más elevado entre las 11 causas consideradas. El tifus, por el contrario, evidencia el nivel más bajo de asociación espacial (0,1423). De hecho, es una de las enfermedades con uno de los coeficientes de variación territorial más reducidos, como muestra de una distribución muy uniforme en el territorio (cuadro 4 y mapa 6). Otras enfermedades con valores significativos de asociación espacial por orden descendente son: el cólera (0,4529), la bronquitis (0,4398), la difteria (0,4344) y la tuberculosis (0,4003). Por otra parte, el resto de causas registra, tras el tifus, el segundo menor grado de asociación espacial.

En conjunto, los resultados obtenidos con en el *Global Moran* confirman un patrón espacial desigual para las diversas causas de muerte consideradas en este análisis.

GRÁFICO 5

Diagrama de dispersión de los valores estandarizados de la variable tasa de mortalidad según las principales causas de muerte (agrupadas) por barrios y su retardo espacial según el criterio de contigüidad Rook de orden 1. Barcelona (1880-1889).



FUENTE: García Faria (1893). Elaboración propia.

No obstante, unos valores bajos de asociación espacial global pueden ocultar otras estructuras espaciales sumamente interesantes para el análisis de la mortalidad, como la existencia de conglomerados o agrupaciones de alta o baja mortalidad. Para solventar esta limitación del *Global Moran* vamos a estimar los indicadores locales de asociación espacial mediante el cálculo del *Local Moran*. Los valores de estos indicadores que se representan en los mapas 4-7. Este tipo de indicador localiza áreas específicas y verifica las hipótesis de asociación de sus valores con los que les rodean intentando identificar áreas de similares características contiguas espacialmente. Existen 4 tipos de asociaciones: las dos primeras (*High-High, Low-Low*) conforman lo que se denomina un con-

glomerado de autocorrelación espacial positiva, las otras dos (*High-Low y Low-High*) aúnan las nombradas como conglomerados de autocorrelación negativa, valores altos rodeados de valores bajos y viceversa.

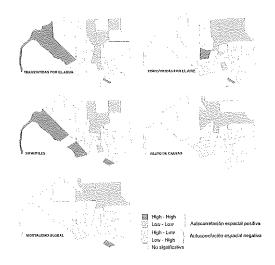
Las tasas de mortalidad de enfermedades transmitidas por el agua y los alimentos y las de carácter infantil muestran dos focos de autocorrelación espacial positiva (valores elevados rodeados de valores elevados) integrados por prácticamente los mismos barrios (mapa 4). Éstos se localizan en los distritos de Hostafrancs (Canteras, Ángel y Cruz Cubierta), Atarazanas (Huertas) y la Barceloneta (San Juan y Concordia), distritos todos ellos entre los de más intensa mortalidad de Barcelona en la mayor parte de causas de muerte, como ya pudimos ver en apartados anteriores. Esta pauta espacial tiene su reverso en un área de autocorrelación espacial positiva de valores bajos que se localiza en los distritos de la Concepción (la agrupación más compacta para enfermedades transmitidas por el aire), Audiencia, Instituto y Universidad. Este perímetro se caracteriza, precisamente, por una baja mortalidad en la mayoría de las causas de muerte.

Es muy significativa, por otra parte, la presencia de un espacio de autocorrelación espacial de valores elevados de la mortalidad por enfermedades transmitidas por el aire, en especial en los barrios de Cárcel, Escuelas Pías y San Lázaro, todos ellos en el distrito del Hospital (mapa 4).

Sin embargo, el conjunto de causas de muerte identifica sólo dos agrupaciones con autocorrelación positiva (mapa 4): una de valores altos en la Barceloneta y otro de valores bajos en los distritos de la Concepción y parte de Universidad. Este resultado indica que una distribución territorial diferencial de la mortalidad por causas diluye los posibles conglomerados de mortalidad cuando éstas se agrupan en la mortalidad global. Un análisis más detallado centrado en causas específicas de muerte presenta unas agrupaciones territoriales de mortalidad territoriales más nítidas que las observadas anteriormente (mapa 4):

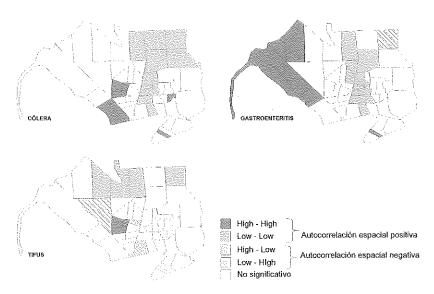
a) La mortalidad por cólera muestra un área de 5 barrios localizados en los distritos de Hospital y Atarazanas, con elevadas tasas de mortalidad, frente a los distritos de la Concepción, Audiencia y Lonja que caracterizan un espacio continuo de baja mortalidad por esa causa. Tres barrios del distrito de Hostafranchs y uno de Atarazanas configuran una aglomeración donde se registra el área de mayor mortalidad por gastroenteritis, mientras que la mortalidad por tifus se concentra en un área de tres barrios del distrito de Hospital (mapa 5).

MAPA 4
LISA local Moran li de las tasas de mortalidad según las principales causas
de muerte agrupadas. Barcelona (1880-1889).



FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

MAPA 5 LISA local Moran li de las tasas de mortalidad cuyos vectores principales de transmisión son el agua y los alimentos. Barcelona (1880-1889).

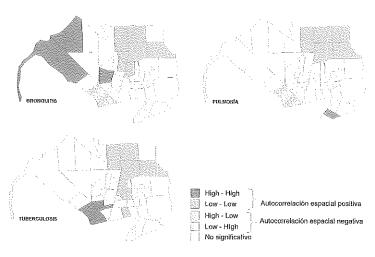


FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

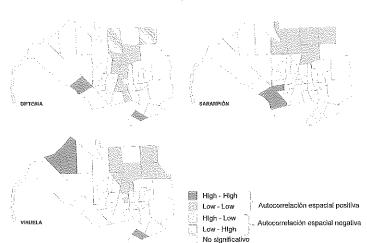
- b) Las enfermedades transmitidas por el aire (bronquitis, pulmonía y tuberculosis) repiten algunos de los esquemas señalados, aunque con algunas variantes territoriales. Así la mortalidad por bronquitis se concentra en áreas que agrupan los espacios de elevada mortalidad por gastroenteritis y tifus. La mortalidad por pulmonía separa, claramente, un área de baja mortalidad en el distrito de la Concepción y otro de elevada mortalidad en la Barceloneta. Finalmente, la tuberculosis presenta un foco perfectamente delimitado en tres barrios contiguos del distrito de Atarazanas (Teatro, San Pablo y Huertas) (mapa 6).
- c) Entre las enfermedades infantiles, la difteria y la viruela comparten un foco de alta mortalidad en varios barrios de la Barceloneta (San Juan y Concordia), en contraste con un área de valores bajos que se localiza en el distrito de Concepción (mapa 7).

Las técnicas de análisis espacial nos han permitido establecer el valor global de la asociación espacial de las tasas de mortalidad en el sistema urbano de Barcelona y, sobre todo, identificar los focos de mortalidad que presentaba la ciudad a finales del siglo XIX y que tanto preocupaban a García Faria cuando realizó su proyecto de reforma del alcantarillado. Esta herramienta de análisis le hubiera sido de gran utilidad cuando puso en marcha su magna obra.

MAPA 6
LISA local Moran li de las tasas de mortalidad cuyo vector principal de transmisión es el aire. Barcelona (1880-1889).



FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).



MAPA 7 LISA local Moran Ii de las tasas de mortalidad de enfermedades infantiles. Barcelona (1880-1889).

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

4.3. Análisis multivariante de la mortalidad

Para evaluar la incidencia de diversos factores en las diferencias intraurbanas de mortalidad hemos construido dos tipos de modelos explicativos: el primero de ellos estima el impacto de las variables mediante un modelo estándar de regresión múltiple y el segundo añade el retardo espacial de la variable explicada. El análisis de regresión considera tanto las causas de muerte agrupadas (3) como 11 causas específicas; de esta manera se pueden valorar los efectos de agregación y singularizar los procesos correspondientes a las causas detalladas.

Antes de analizar la intensidad de la relación entre diferentes variables explicativas y la mortalidad, realizaremos una prueba rudimentaria del grado de asociación basada en estimar la incidencia de las dos variables más importantes, la *densidad* y *calurb*, sobre las causas específicas de mortalidad: agrupando las variables explicativas en 3 grandes tramos o intervalos de clase (cuadro 8). Los resultados obtenidos muestran que la densidad no mantiene una relación sistemática, ya que el tramo intermedio de esta variable ofrece, en un número significativo de causas, intensidades medias de mortalidad superiores a las registradas en los extremos de la distribución. Por el contrario, la calidad

urbana manifiesta una clara tendencia, en la que el aumento de la calidad del entorno disminuye significativamente la mortalidad, pudiéndose calificar como una relación lineal negativa.

CUADRO 8
Tasas de mortalidad según la causa y diferentes tramos de densidad y calidad urbana.
Barcelona (1880-1889).

Causa	Densida	ad (habitar	ntes/km²)	Ì	Calidad i	urbana ⁴⁶	
de muerte	<300	300-600	>600	Pésima	Mala	Regular	Total
Cólera	2,87	4,19	4,25	5,32	2,66	0,85	4,23
Gastroenteritis	30,72	28,07	27,33	34,57	25,23	15,04	29,45
Tifus	10,95	13,47	13,84	13,62	12,19	10,91	12,89
Enfermedades trans. agua							
y los alimentos	44,55	45,73	45,42	53,51	40,08	26,80	46,57
Viruela	9,88	10,79	10,18	12,07	9,16	5,33	7,84
Sarampión	9,43	10,68	11,00	12,75	8,84	5,65	11,01
Difteria	7,13	8,32	7,88	9,23	7,06	2,85	10,47
Enfermedades infantiles	26,44	29,79	29,05	34,05	25,06	13,82	29,32
Bronquitis	11,45	11,77	12,74	13,83	11,37	6,99	12,82
Neumonía	20,52	23,69	24,32	24,72	22,07	17,11	23,73
Tuberculosis	27,09	30,40	31,22	33,84	27,30	18,98	30,56
Enfermedades transmitidas							
por el aire	59,06	65,86	68,29	72,38	60,74	43,08	67,11
Apoplejía	13,97	17,50	19,47	18,36	16,33	15,00	17,50
Cardiopatías	17,31	20,45	22,85	21,76	19,78	17,07	21,26
Todas las otras causas	68,45	82,33	80,88	84,41	73,50	52,58	80,74
Todas las causas	229,78	261,66	265,97	284,48	235,50	168,34	262,51

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

Vamos a evaluar a continuación el grado de asociación estadística entre variables potencialmente explicativas de la mortalidad por causas (cuadro 9). Las candidatas son: la población, la densidad (ambas también en sus transformaciones logarítmicas) y la calidad urbana.⁴⁷

⁴⁶ En la codificación inicial de la variable calidad urbana se distinguieron inicialmente tres categorías (Pésima, mala y regular) que han quedado reducidas a dos (Pésima y otras como variable dummy) en el tratamiento de los modelos estadísticos.

⁴⁷ Las variables consideradas se reducen a las recogidas por García Faria directa o indirectamente en su trabajo.

CUADRO 9

Asociación estadística (R de Pearson) entre la causa de muerte y diferentes variables registradas en los barrios de Barcelona (1880-1889).

Causa de muerte	Población	Ln Población	Densidad	Ln Densidad	Calidad urbana
Cólera	0,367**	0,247	0,351**	0,233	-0,515***
Gastroenteritis	0,170	0,079	-0,005	-0,113	-0,389**
Tifus	0,212	0,247	0,459***	0,494***	-0,266
Enfermedades transmitidas por el agua y los alimentos	0,245	0,154	0,140	0,035	-0,466**
Viruela	0,045	0,016	0,127	0,034	-0,322*
Sarampión	0,300*	0,281*	0,275*	0,244	-0,448***
Difteria	0,110	0,115	0,124	0,07	-0,434**
Enfermedades infantiles	0,175	0,158	0,200	0,135	-0,446***
Bronquitis	0,396**	0,329*	0,284*	0,182	-0,330*
Pulmonía	0,245	0,189	0,413**	0,341*	-0,322*
Tuberculosis	0,198	0,112	0,278*	0,183	-0,364**
Enfermedades transmitidas por el aire	0,279*	0,198	0,343*	0,244	-0,377***
Apoplejía	0,103	0,221	0,528***	0,584***	-0,241
Cardiopatías	0,168	0,266	0,600***	0,675***	-0,260
Todas las otras causas	0,298*	0,338*	0,357**	0,406**	-0,336*
Todas las causas	0,271*	0,253	0,342*	0,310*	-0,428**

^{***} La correlación es significativa al nivel 0,001 (bilateral).** nivel 0,01 * nivel 0,05. FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

La densidad y la calidad urbana presentan, por lo general, correlaciones con la mortalidad (*R de Pearson*) de mayor intensidad, aunque desiguales, y ambas en el sentido esperado: positiva para la densidad y negativa para la calidad urbana.

La mayor asociación de la densidad se da entre las cardiopatías (0,60) y las apoplejías (0,52), pero esta relación parece tener un carácter espúreo, ya que ambas enfermedades se localizan espacialmente en los barrios de mayor status social, algunos de ellos se encuentran singularmente entre los de mayor densidad (distritos de Audiencia y Lonja). Más significativa parece la relación de esta variable con el tifus (0,459) y la pulmonía (0,413). Por el contrario, las causas de

muerte como la gastroenteritis presentan una nula asociación estadística con la densidad, hecho que también se repite entre las causas de muerte de naturaleza infantil, con valores de la asociación por debajo de $0.2.^{48}$

Hay que decir, que el efecto de la densidad no es tan evidente como señalaba Cerdà⁴⁹ y como han podido demostrar diferentes autores barceloneses contemporáneos (Cabré y Muñoz, 1994; López; 2004). En efecto, como señalan Anna Cabré y Francisco Muñoz Ramírez con referencia a Ildefons Cerdà: «Creemos que con los datos que disponemos y que disponía el autor, la densidad debería ser absuelta por falta de pruebas, aunque haya indicios suficientes para sospechar de su culpabilidad»(Cabré y Muñoz, 1996; p. 46)⁵⁰

La escala geográfica puede tener un importante papel en esta relación, puesto que la asociación densidad-mortalidad podría ser estadísticamente significativa en la mesoescala (municipios como unidades de análisis) y diluirse en la microescala. Este resultado plantea también dos hipótesis alternativas: a) es la ciudad, con su *compacidad*, la que mata y no la densidad; o bien b) es necesario un *umbral de densidad* para hacer evidente la asociación entre densidad y mortalidad.⁵¹

En lo que se refiere a la calidad urbana, ésta muestra una mayor asociación estadística con casi la totalidad de causas de muerte (relación

⁴⁸ Aunque la transformada de la densidad (Indensidad) presenta para algunas causas de muerte un valor superior del indicador, la inclusión de esta variable en los modelos de regresión no mejoraba los resultados obtenidos al incorporar sólo la densidad.

Woods afirma que la mortalidad en las primeras etapas de la vida es altamente sensible a las diferencias en densidad de población (Woods, 2003; p. 43): el logaritmo de la densidad explica el 70,3% de la varianza del indicador de mortalidad en los primeros años de vida en Inglaterra y Gales en el período 1851-60, pero acaba matizando que: «The long debate on urban-rural mortality differentials has not been brought to a succesful conclusion, but the signs of greater cultural awareness and analytical sophistication are encouraging. In particular, it is critical that the crude depiction of an urban graveyard effect be replaced by a far more contingent account that is sensitive to the diversity of health environments that may be associated with the clustering of populations in high-density areas» (Woods, 2003; p. 44).

⁵⁰ La traducción del original catalán es nuestra.

Como parece apuntar la estimación de la R^2 para 2 tramos de densidad: por encima de 600 habitantes por hectárea la R^2 es de 0,4027*** (24 barrios), mientras que por debajo de este umbral el indicador es de 0,0308 (no significativo) para una muestra de 29 barrios.

significativa en 8 de ellas), si exceptuamos las cardiopatías y apoplejías, causas en las que se ve netamente superada por la densidad. 52

El sentido de la asociación de esta última variable con todas las causas de muerte es el mismo: a mayor calidad del entorno urbano y social, menor mortalidad. No obstante, hay que destacar la intensidad diferencial de ésta según la causa de muerte. Cólera y tifus, ambas enfermedades transmitidas por el agua y los alimentos muestran los extremos de la asociación, ⁵³ a la que habría que sumar los niveles destacados de las enfermedades infantiles (-0,446).

Una vez dibujada la correlación estadística entre variables explicativas y la mortalidad, pasamos a continuación a describir los resultados obtenidos con los diferentes modelos de regresión que integran simultáneamente todas las variables consideradas.

En primer lugar, hemos estimado un modelo básico de regresión lineal por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), en el que la variable dependiente es la tasa de mortalidad por causa en los diferentes barrios (53) y las variables independientes son la densidad y la calidad urbana. El modelo evalúa la aportación de cada variable a la explicación de la diversidad de tasas mediante los coeficientes beta⁵⁴ (entre corchetes en los cuadros 10 y 11).

La primera ecuación consiste en:

$$Cmuerte(K)_i = \beta_0 + \beta_1 Densidad_i + \beta_2 Calurb_i + \varepsilon_{i_b}$$

$$u \approx N(0, \sigma)$$

⁵² Volvemos a subrayar la existencia de dos comportamientos poblaciones en la muestra de barrios. Por ejemplo, entre los barrios caracterizados por una «pésima» calidad urbana, la R^2 de Pearson entre la densidad y la apoplejía y cardiopatías es de 0.2197 y 0.2072 respectivamente, sensiblemente inferior a la R^2 de 0.5405 que se da con las cardiopatías en los barrios de mejor entorno urbano.

⁵³ El cólera presenta una asociación significativa con la variable calidad urbana (R de Pearson de -0,515***) frente al tifus, con -0,266.

⁵⁴ Los coeficientes beta o estandarizados permiten estimar el peso relativo de cada variable dentro de la ecuación de regresión sin importar la unidad de medida en que se encuentren expresadas.

donde:

 $Cmuerte(K)_i$: es la tasa de mortalidad por la causa K por cada diez mil habitantes, correspondiente al barrio i, para i = 1,2,...,53.

 $Densidad_i$: Densidad de población, número de habitantes por hectárea del barrio i

Calurb_i: Variable sobre la calidad urbana del barrio i

 β_i son los coeficientes del modelo a estimar

Como puede observarse en el cuadro 10, la variable calidad urbana tiene una mayor contribución a la explicación de las diferencias de mortalidad en los tres principales grupos de causas de muerte, mientras que la densidad asume este papel en el grupo del resto de causas.

El coeficiente más significativo de la variable *calurb* corresponde a las enfermedades transmitidas por el agua y los alimentos (coeficiente beta=-0.458), seguido de las enfermedades infantiles. Todos estos coeficientes son significativos y su signo negativo. Por el contrario, la densidad muestra una menor incidencia, en la cual dos de los coeficientes estimados no son significativos, precisamente los correspondientes a las enfermedades infantiles y las transmitidas por el agua. Aunque este resultado confirma la supremacía de la variable calidad urbana en el modelo explicativo, no debemos olvidar que el nivel de ajuste del modelo es bajo para todas las causas de muerte (R² ajustada por debajo de 0,20).

¿Qué ocurre cuando se consideran las causas específicas de mortalidad? Aquí, el panorama es mucho más heterogéneo (cuadro 11). 5 de los 11 coeficientes correspondientes a la densidad son significativos, frente a 7 de la calidad urbana. El efecto de ambas variables es el esperado. No obstante, la capacidad predictiva de los modelos puede considerarse baja o muy baja. Por ejemplo, con ambas variables se explica un 29,6 por ciento de la varianza de las tasas de mortalidad por cólera, o un 35,1 por ciento para las cardiopatías frente a otras causas de muerte con valores incluso más bajos, como la viruela, la gastroenteritis y la bronquitis.

CUADRO 10

Análisis de regresión múltiple de la variable causa de muerte (agrupada) según diferentes variables explicativas.

Variables	Aguas	Aéreas	Infantiles	Resto	Total
CONSTANTE	52,499***	63,188***	31,852***	73,274***	253,838***
	(4,88)	(5,662)	(3,566)	(6,358)	(19,668)
DENSIDAD	0,002	0,015*	0,004	0,018*	0,051*
	(0,006)	(0,007)	(0,005)	(0,008)	(0,025)
	[0,034]	[0,270]	[0,103]	[0,295]	[0,257]
CALURB	-15,528***	-12,353*	-10,415**	-11,697*	-51,294**
	(4,36)	(5,06)	(3,186)	(5,681)	(17,574)
	[-0,458]	[-0,315]	[-0,422]	[-0,268]	[-0,368]
R ²	0,218	0,212	0,209	0,195	0,246
R² ajustada	0,187	0,180	0,177	0,163	0,215
F-estadístico	6,965	6,709	6,610	6,069	8,135
Log likelihood	-218,650	-226,537	-202,028	-232,679	-292,528

^(*) Los coeficientes del modelo han sido estimados mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Niveles de significación de los coeficientes (***) <0,001. (**) <0,01. (*) <0,05.

Entre paréntesis aparece el error estándar.

Entre corchetes los coeficientes beta (estandarizados).

Un aspecto a destacar es la mayor aportación explicativa de la densidad en tres causas de muerte: el tifus, la pulmonía y la apoplejía, entre las cuales los coeficientes beta estandarizados superan en intensidad y significación a los estimados para la calidad urbana.

Sin embargo, la mortalidad por gastroenteritis muestra un efecto inesperado, un cambio en el signo previsto del coeficiente de la variable, que aunque no es significativo mostraría una relación inversa entre densidad y esa causa de mortalidad. ¿A qué puede deberse este cambio? El signo del coeficiente estaría mostrando la existencia de focos de elevada mortalidad por gastroenteritis en áreas de baja densidad relativa. ⁵⁵

Este resultado sería perfectamente atribuible a un posible efecto de autocorrelación espacial de la variable explicada. Esto nos obliga a introducir y estimar el retardo espacial en los modelos de regresión, aspecto que abordamos a continuación:

⁵⁵ Seis de los distritos con mayor intensidad de la mortalidad por gastroenteritis tienen densidades por debajo de la media barcelonesa de 1887. El caso más paradigmático lo constituyen diferentes barrios localizados en los distritos de Hostafranchs y la Barceloneta

CUADRO 11 Análisis de regresión múltiple de 11 causas de muerte según diferentes variables explicativas. Barcelona (1880-1889).

Variables	Cólera	Gastroenteritis	Tifus	Bronquitis	Pulmonía	Tuberculosis	Difteria	Sarampión	Viruela	Apoplejía	Cardiopatía
CONSTANTE	4,087***	37,057***	11,355***	11,959***	21,31***	29,919***	11,887***	11,174***	8,792***	14,289***	17,077***
	(0,774)	(4,269)	(0,882)	(1,466)	(1,574)	(3,261)	(1,211)	(1,425)	(1,399)	(1,287)	(1,214)
DENSIDAD	0,002*	-0,004	0,004**	0,003	0,006**	900'0	0,000	0,003	0,001	0,007***	0,008***
	(0,001)	(0,005)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,004)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
	[0,245]	[-0,100]	[0,420]	[0,219]	[0,358]	[0,205]	[0,026]	[0,182]	[0,056]	[0,499]	[0,571]
CALURB	-2,654***	-11,82**	-1,055	-2,739*	-2,632	-6,981*	-3,544**	-4,062**	-2,809*	-1,192	-1,216
	(0,692)	(3,814)	(0,788)	(1,31)	(1,406)	(2,914)	(1,082)	(1,274)	(1,25)	(1,15)	(1,085)
	[-0,459]	[-0,412]	[-0,170]	[-0,279]	[-0,239]	[-0,317]	[-0,428]	[-0,406]	[-0,309]	[-0,127]	[-0,129]
R ²	0,323	0,161	0,238	0,154	0,225	0,172	0,189	0,232	0,106	0,294	0,376
R² ajustada	0,296	0,128	0,207	0,121	0,194	0,139	0,157	0,201	0,071	0,266	0,351
F-estadístico	11,914	4,802	7,806	4,567	7,252	5,201	5,837	7,551	2,975	10,413	15,082
Log likelihood	-121,060	-211,562	-128,006	-154,927	-158,681	-197,298	-144,804	-153,431	-152,447	-148,017	-144,919

(*) Los coeficientes del modelo han sido estimados mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Niveles de significación de los coeficientes (***) <0,001. (**) <0,01. (*) <0,05. Entre paréntesis aparece el error estándar.

Revista de Demografía Histórica, XXIV, I, 2006, segunda época, pp. 121–178

La estrategia de análisis de la regresión espacial se basa en la estimación de diferentes tipos de modelos con el fin de establecer el más parsimonioso.

A tal fin, hemos desarrollado en primer lugar un *modelo mixto auto-* rregresivo de regresión espacial, o modelo del retardo espacial, según la terminología empleada por Chasco (2003), el cual se estima por el método de máxima-verosimilitud (MV) y en el que se incluye la variable endógena o dependiente espacialmente retardada como explicativa en el modelo. Las especificaciones de éste son las siguientes:

$$Cmuerte(K)_i = \beta_0 + \rho$$
. $WCmuerte_i + \beta_1 Densidad_i + \beta_2 Calurb_i + \varepsilon_i$
 $u \approx N(0, \sigma)$

donde:

 $Cmuerte(K)_i$: es la tasa de mortalidad por la causa K por cada diez mil habitantes.correspondiente al barrio i, para i = 1,2,...,53.

*WCmuerte*_i: es la tasa de mortalidad por causa espacialmente retardada a partir de una matriz W de interacciones espaciales, obtenida como contigüidad de primer orden entre los barrios de Barcelona y estandarizada por filas.

 ρ : coeficiente autorregresivo espacial.

Densidad_i: Densidad de población por hectárea del barrio i

 $Calurb_i$: Variable sobre la calidad urbana del barrio i

 β_i son los coeficientes del modelo a estimar

Los resultados para los grandes grupos de causas muestran lo siguiente (cuadro 12): se mantiene la significación de la densidad en las enfermedades transmitidas por el aire y el resto de causas, mientras que los coeficientes de la variable calidad urbana son significativos en todas las causas de muerte con la excepción del resto de causas. Hasta aquí se repite, en buena medida, el esquema comentado anteriormente. No obstante, el resultado más destacado es que la consideración del retardo espacial de la variable endógena en el modelo aumenta substantivamente el valor explicativo de éste para todas las causas de muerte, y en especial para las transmitidas por el agua y los alimentos.

CUADRO 12

Análisis de regresión espacial (SRA) de la variable causa de muerte (agrupada) según diferentes variables explicativas. Barcelona (1880-1889).

Variables	Aguas	Aéreas	Infantiles	Resto	Global
WCMUERTE	0,699***	0,553***	0,616***	0,401**	0,532***
	(0,096)	(0,123)	(0,112)	(0,147)	(0,126)
CONSTANTE	18,107**	27,028**	13,153**	42,621***	118,14***
	(5,692)	(8,687)	(4,199)	(11,949)	(34,346)
DENSIDAD	0,002	0,012*	0,003	0,015*	0,039
	(0,004)	(0,006)	(0,004)	(0,008)	(0,022)
CALURB	-9,759**	-8,383*	-6,988**	-8,559	-36,063*
	(3,182)	(4,177)	(2,515)	(5,157)	(14,916)
R ²	0,580	0,444	0,499	0,308	0,442
Log likelihood	-206,507	-219,750	-193,101	-229,907	-286,778

^(*) Los coeficientes del modelo han sido estimados mediante el método de máxima verosimilitud (MV). Niveles de significación de los coeficientes (***) <0,001. (**) <0,01. (*) <0,05. Entre paréntesis aparece el error estándar.

El modelo que integra el retardo espacial tiene, sin ningún lugar a dudas, una mayor capacidad explicativa que el modelo clásico (cuadro 13). Por ejemplo, la proporción de la varianza explicada en la mortalidad por cólera pasa del 29,6 por ciento al 50,4 por ciento. En el caso de la gastroenteritis, la mejora de la R² tiene mucha más entidad (pasando de 0,126 a 0,637) y nos muestra elevado grado de asociación espacial de esta causa de muerte. En resumen, son las enfermedades de transmisión por el agua y los alimentos las que registran las mejoras más notables con la introducción del retardo espacial. En este sentido, la variable de mayor poder explicativo de este modelo es el retardo espacial de la causa de muerte, la cual ejerce una influencia positiva en todas las causas, aunque no sea significativa entre el tifus, la causa de muerte con el modelo de menor capacidad explicativa, y las cardiopatías. Todas las causas presentan el mismo signo para esta variable explicativa aunque las intensidades del coeficiente autorregresivo espacial (p) sean muy distintas, recordándonos el diverso grado de asociación espacial que habíamos señalado en el apartado 4.2.

La densidad y la calidad urbana pierden en este nuevo modelo poder explicativo (disminución de los coeficientes) ya que sólo 4 y 5 respectivamente de las 11 causas analizadas muestran coeficientes significativos, por 9 entre los coeficientes de retardo espacial (ρ) .

CUÁDRO 13

Modelo mixto autorregresivo de regresión espacial de 11 causas de muerte (agrupada) según diferentes variables explicativas. Barcelona (1880-1889).

Variables	Cólera	Gastroenteritis	Tifus	Bronquitis	Pulmonía	Tuberculosis	Difteria	Sarampión	Viruela	Apoplejía	Cardiopatía
WCMUERTE	0,534***	0,778***	0,304	0,637***	0,487***	0,536***	0,568***	0,537***	0,545***	0,327*	0,187
	(0,123)	(0,08)	(0,158)	(0,11)	(0,133)	(0,128)	(0,121)	(0,125)	(0,129)	(0,153)	(0,16)
CONSTANTE	1,901*	10,48**	8,039***	4,066*	10,095**	13,866**	5,721***	5,257**	4,179**	9,517***	13,685***
	(0,756)	(3,777)	(2,038)	(1,649)	(3,077)	(4,486)	(1,595)	(1,712)	(1,535)	(2,605)	(3,139)
DENSIDAD	0,001	0,000	*600,0	0,003	0,005**	0,005	0,000	0,002	0,001	0,005**	0,007***
	(0,001)	(0,003)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,004)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,002)
CALURB	-1,717**	-6,738**	-1,066	-1,829	-1,689	-4,938*	-2,686**	-2,835**	-1,847	-1,272	-1,161
	(0,588)	(2,485)	(0,741)	(1,01)	(1,213)	(2,436)	(0,884)	(1,082)	(1,043)	(1,063)	(1,038)
П²	0,504	0,637	0,295	0,478	0,397	0,401	0,454	0,433	0,352	0,366	668'0
Log likelihood -115,057	-115,057	-195,158	-126,63	-145,591	-153,89	-191,01	-136,969	-147,677	-146,319	-145,945	-144,175

(*) Los coeficientes del modelo han sido estimados mediante el método de máxima verosimilitud (MV). Niveles de significación de los coeficientes (***) <0,001. (**) <0,01. (*) <0,05. Entre paréntesis aparece el error estándar.

Finalmente, hemos construido el más complejo de los modelos de regresión espacial: un *modelo Durbin espacial*, adecuado para problemas de dependencia espacial al incorporar los retardos espaciales de todas las variables explicativas, aunque éste no ha ofrecido resultados satisfactorios. Las especificaciones del modelo son las siguientes:

$$Cmuerte(K)_i = \beta_0 + \rho$$
. $WCmuerte_i + \beta_1 Densidad_i + \beta_2 Calurb_i +$
 $+ \beta_3 WDensidad_i + \beta_4 WCalurb_i + \varepsilon_{i_k}$
 $u \approx N(0, \sigma)$

Donde $Wdensidad_i$ y $Wcalurb_i$ son los retardos espaciales de las variables densidad y calidad urbana.

En este modelo, que constituye también lo que se llama el contraste COMFAC (Chasco, 2003), el coeficiente autorregresivo p volvió a resultar estadísticamente significativo, pero no sucedió lo mismo con los coeficientes β₃, β₄ de las dos variables exógenas espacialmente retardadas, siendo incluso incorrecto el signo negativo obtenido por el estimador de la variable WDensidad (según la denominada hipótesis del factor común, el coeficiente $\beta_3 = \rho \cdot \beta_1$, por lo que el signo esperado para β₃ era positivo). Estos resultados pusieron de manifiesto, con mayor claridad, que la causa principal de dependencia espacial en el modelo se encontraba no tanto en la perturbación aleatoria, cuanto en la omisión de la variable endógena espacialmente retardada como explicativa en el mismo. ⁵⁶ Por ese motivo, el modelo con retardo espacial (modelo mixto autorregresivo de regresión espacial) es el más adecuado para explicar las diferencias de mortalidad por causas de los barrios de Barcelona a finales del siglo XIX al mejorar significativamente la capacidad explicativa de los modelos estimados por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y confirmar la necesidad de incorporar la asociación espacial de las causas de muerte como un elemento esencial en la comprensión de los factores explicativos de la mortalidad en el pasado.

⁵⁶ La inadecuación de este modelo lleva consigo rechazar la hipótesis de que en Barcelona áreas densas rodeadas de áreas densas (autocorrelación positiva de la densidad) hacen crecer la mortalidad y viceversa.

5. CONCLUSIONES

En este artículo hemos analizado la dimensión espacial de la mortalidad por causas en la ciudad de Barcelona y sus barrios a partir de los datos recogidos por el ingeniero García Faria para el periodo 1880-1890. De los resultados de nuestro análisis, extraemos las siguientes conclusiones:

Primero, queremos destacar la solidez de los datos compilados por García Faria los cuales, sometidos al tratamiento estadístico y espacial, han dado lugar a unos resultados coherentes, sin inconsistencias significativas que nos hayan obligado a poner en duda su fiabilidad. Esta misma solidez se observa también en el diagnóstico que García Faria realiza sobre la relación entre deficiencia o ausencia de alcantarillado y elevada mortalidad. Los resultados de nuestra investigación avalan este diagnóstico. En efecto, la calidad de la urbanización, medida que incluye entre otras variables el estado del alcantarillado, está asociada con una mayor mortalidad, precisamente en aquellas enfermedades que tienen en el agua y los alimentos su principal agente de transmisión. Veáse al respecto los resultados sobre la gastroenteritis, la causa de muerte que presenta un mayor grado de asociación espacial y la que mejores resultados muestra en los modelos de regresión estimados.

Segundo, con esta investigación hemos demostrado la idoneidad de introducir la perspectiva espacial, más allá de la simple cartografía de los datos, para extraer mayor información de las relaciones que se establecen entre las unidades, en nuestro caso los barrios que conforman la ciudad de Barcelona. Así, hemos podido identificar la existencia de focos de alta y baja mortalidad muy concentrados en el espacio urbano sobre la base de hipótesis y criterios estadísticos bien definidos y hemos constatado un comportamiento espacial de las causas de muerte analizadas extremadamente diverso.

Tercero, las diferencias observadas en el seno de ciudad Barcelona, ciudad que por aquel entonces no tenía más de 10 kilómetros cuadrados, obligan a reconsiderar la dualidad entre lo urbano y lo rural como una simplificación de una realidad más compleja; dado que en lugares donde, sin duda alguna, podemos utilizar el apelativo de urbano, hallamos una gran diversidad de situaciones de mortalidad. Este mismo argumento convierte, sin embargo, a la ciudad, y a sus diferencias internas en un espacio privilegiado para examinar hipótesis con contenido espacial.

En cuarto y último lugar, los resultados aportan elementos para reflexionar sobre la tradicional relación entre densidad y mortalidad, porque la densidad no aparece como un aspecto o factor asociado estadísticamente con la mortalidad en nuestro análisis. Esto sugiere una nueva hipótesis en virtud de la cual sería la compacidad y no la densidad de los espacios urbanos uno de los factores que explicaría el diferencial de mortalidad con los espacios rurales. Aunque, alternativamente podríamos considerar también que la relación entre densidad y mortalidad no es lineal, existiendo, por tanto, unos umbrales críticos de densidad por debajo de los cuales no se observarían diferencias sustanciales en la mortalidad. Esta hipótesis debería ser examinada ampliando el estudio a otros contextos urbanos y a través de períodos temporales más largos.

Somos conscientes, por otra parte, de algunas de las limitaciones que afectan a este trabajo pero que no invalidan en ningún momento las conclusiones reseñadas hasta ahora. Entre estas reservas cabe destacar la falta de información sobre la estructura por sexo y edad de la población y de las defunciones que hubiera posibilitado análisis más detallados sobre la base de las tasas especificas de mortalidad y hubiera dotado de mayor precisión a algunos de los indicadores calculados, en especial los relacionados con las enfermedades infantiles. Además, la imposibilidad de construir indicadores numéricos sobre la calidad urbana es otra limitación importante que no ha impedido examinar de forma más precisa la incidencia desigual de los factores ambientales en la mortalidad. Tampoco tenemos elementos para conocer la fiabilidad de los diagnósticos en las causas de muerte. Por otra parte, al ignorar la estructura interna de los barrios desconocemos los efectos que ésta puede haber tenido en la estimación de la densidad y los indicadores de la estadística espacial basados en la contigüidad, puesto que ignoramos el nivel de homogeneidad en el interior de los barrios.

Finalmente, contemplamos como futuros desarrollos extender esta investigación a otras áreas y períodos temporales, abordando otras escalas geográficas de mayor detalle y añadiendo otras informaciones sociales y demográficas, sin descontar el desafío que supone evaluar *a posteriori* cuáles fueron los efectos de la reforma del alcantarillado propuesta por García Faria sobre la distribución territorial de la mortalidad.

BIBLIOGRAFÍA

- ANSELIN, L. (1995): «Local Indicators of Spatial Association–LISA», Geographical Analysis, XXVIII, 2, pp. 93-115.
- ANSELIN, L. (2004): GeoDa 0.9.5-i Release Notes, Center for Spatially Integrated Social Science.
- ANSELIN, L. y BERA, A. (1998): «Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics», en ULLAH, A. y GILES, D.E., editores, *Handbook of Applied Economic Statistics*, New York, Marcel Dekker, pp. 237-289.
- ARBELO CURBELO, A. (1962): La mortalidad de la infancia en España, 1901-1950, Madrid, CSIC.
- BAGUENA, M. J. (1991): «Cent anys de lluita antituberculosa a Barcelona», en Cent anys de salut pública a Barcelona, Barcelona, Ajuntament de Barcelona, pp. 105-115.
- BERNABEU MESTRE, J. y LÓPEZ PIÑERO, J. M.. (1987): «Condicionantes de la mortalidad entre 1800 y 1930: higiene, salud y medio ambiente», Boletín de la Asociación de Demografía Histórica, V, nº 2, pp. 70-79.
- BERNABEU MESTRE, J. (1993): «Expresiones diagnósticas y causas de muerte. Algunas reflexiones sobre su utilización en el análisis demográfico de la mortalidad», Boletín de la Asociación de Demografía Histórica, XI, 3, pp.
- BERNABEU, J., RAMIRO, D., SANZ, A. y ROBLES, E. (2003), «El análisis histórico de la mortalidad por causas. Problemas y soluciones», Revista de Demografía Histórica, XXI, 1, pp.
- CABRÉ A. y RAMÍREZ, F. (1994): «Idelfons Cerdà i la insuportable densitat urbana: algunes consideracions a partir de la cartografia i anàlisi de les estadístiques contigudes» en *Cerdà. Urbs i territori. Una visió de futur*, Barcelona, Fundació Catalana per a la Recerca, pp. 37-46.
- CÂMARA,G. Y OTROS (2004): «Mapping social exclusion and inclusion in Developing Countries. Spatial pattern of Sao Paulo in the 1990s», en GOODCHILD, M. F. y JANELL, D.G. (ed), Spatially Integrated Social Science, New York, Oxford University Press, pp. 223-238.
- CAPEL, H. y TATJER, M. (1991): «Reforma social, serveis assistencials i higienisme a la Barcelona de finals del segle XIX (1876-1900)» en *Cent anys de salut pública a Barcelona, Barcelona*, Ajuntament de Barcelona, pp. 31-74.
- CERDÀ, I. (1867): Teoría general de la Urbanización y aplicación de sus principios y doctrinas a la Reforma y Ensanche de Barcelona. Tomo II: La Urbanización Considerada como un Hecho Concreto. Estadística Urbana de Barcelona, Madrid.
- CHASCO YRIGOYEN, C. (2003): Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos microterritoriales, Madrid, Consejería de Economía e Innovación Tecnológica.
- CLIFF, A.D. Y ORD, J.K. (1973): Spatial autocorrelation, London, Pion.

- COLOMER CODINA, G. (1883): Movimiento de la población de Barcelona en el veintenio de 1861-1880. Densidad por calles, causas y habitaciones de la población avecindada en Barcelona en 1882, Barcelona, Sucesores de Ramírez, 37 páginas. + 17 estadísticas + 32 folios.
- DAS GUPTA, M. (1997): «Socio-Economic Status and Clustering of Child Deaths in Rural Punjab», *Population Studies*, vol. 51, nº 2, pp. 191-202.
- DOPICO, F. y REHER, D.S. (1998): El declive de la mortalidad en España, 1860-1930, Madrid, ADEH.
- ESTEVE, A. (2005): «Concentración y asociación espacial del poblamiento: una aplicación a Cataluña en el siglo XX», *Estudios Geográficos*, LXVI, 259, pp. 481-505.
- FIGUEROLA, L. (1849): Estadística de Barcelona en 1849, Barcelona, Imprenta y Librería Politécnica de Tomás Gorchs.
- FRESQUET, J.L. (1991): «La febre tifoidea a Barcelona» en *Cent anys de salut pública a Barcelona*, Barcelona, Ayuntamiento de Barcelona, pp. 117-130.
- GALERA MONEGAL, M. (1978): Bibliografia Geogràfica de la Ciutat de Barcelona. Tomo II. La Població, Barcelona, Ayuntamiento de Barcelona y Departamento de Geografía del CSIC.
- GARCÍA FARIA, P. (1894): Medios de aminorar las enfermedades y la mortalidad en Barcelona, Memoria leída en la Academia de Higiene de Cataluña, Barcelona, Adm. Industria e Invenciones.
- GARCÍA FARIA, P. (1893): Proyecto de Saneamiento del Subsuelo de Barcelona, 2 vols., Vid. Cap. «Estado resumen de la mortalidad absoluta de cada casa durante el decenio de 1880 a 1889 y promedio anual de la mortalidad relativa en el mismo período», Barcelona, Imprenta de Henrich.
- GARCÍA FARIA, P. (1890): Insalubridad de las viviendas de Barcelona, Barcelona, Imprenta de J. Balmes Planas.
- GÓMEZ ORDÓÑEZ, J.L. (1987): «García Fària i el seu projecte de sanejament», en *El naixement de la infraestructura sanitària a la ciutat de Barcelona*, Barcelona, Ayuntamiento de Barcelona, pp. 21-28.
- GÓMEZ REDONDO, R. (1992): La mortalidad infantil española en el siglo XX, Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid, Siglo XXI.
- GUARDIA, M.; MONCLÚS, F.J. y OYÓN, J.L. (Dir) (1994): Atlas histórico de ciudades europeas, Barcelona, Salvat, pp. 64-93.
- HAUSER, P. (1913): La geografía médica de la Península Ibérica, Madrid, Imprenta de Eduardo Arias.
- HAGGETT, P. (2000): The Geographical Structure of Epidemics, Oxford, Clarendon Press.
- LEUNG, Y; MEI, C.L. Y ZHANG, W.X. (2003): «Stastical test for local patterns of spatial association», *Environment and Planning A*, vol. 35, pp. 725-744.
- LÓPEZ GAY, A. (2004): Els components migratoris en la dinàmica demogràfica de la ciutat de Barcelona, 1834-2003, memoria de investigación, programa de Doctorado en Demografía, Universidad Autónoma de Barcelona.

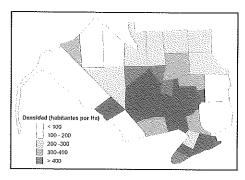
- LÓPEZ GUALLAR, P.(1995): «La demografía barcelonina entre 1833 i 1865» en SOBREQUÉS, J. (ed), *Història de Barcelona*, Barcelona, Enciclopèdia Catalana, Vol. VI, pp. 95-118.
- MARSHALL, R. (1991): «A Review of Methods for the Statistical Analysis of Spatial Patterns of Disease», *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Statistics in Society)*, vol. 154, nº 3, pp. 421-441.
- MCKEOWN, T. (1990): Los orígenes de las enfermedades humanas, Barcelona, Crítica.
- MCKEOWN, T. (1978): El crecimiento moderno de la población, Barcelona, Antoni Bosch.
- MCLEOD, K.S. (2000): «Our sense of Snow: the myth of John Snow in medical geography», Social Science and Medicine, 50, pp. 923-935.
- MIRANDA GONZÁLEZ, P. (2006): «Pedro García Faria, ingeniero de caminos (y arquitecto)», *Scripta Nova*, vol. x, 221, 37 páginas.
- MONLAU, P.F.(1841): Abajo las murallas!!! Memoria sobre las ventajas que reportaría para Barcelona y especialmente su industria, de la demolición de las murallas que circuyen la ciudad, Barcelona, Imprenta del Constitucional.
- MORAN, P. (1948): «The interpretation of statistical maps», Journal of the Royal Statistical Society B, 10, pp. 243-251.
- MORENO SERRANO, R. y VAYÁ VALCARCE, E. (2000): Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial, Barcelona, Edicions de la Universitat de Barcelona.
- MUÑOZ PRADAS, F. (1998), «La distribución territorial de la mortalidad infantil en España en torno a 1860: una reconsideración de datos y niveles», Boletín de la Asociación de Demografía Histórica, XVI, II, pp. 187-222.
- MUÑOZ PRADAS, F. (2005a): «Geografía de la mortalidad española del siglo XIX: una exploración de sus factores determinantes», *Boletín de la AGE*, 40, pp. 269-310.
- MUÑOZ PRADAS, F. (2005b): «Pautas territoriales de mortalidad en la España de 1860: una reconstrucción y análisis», Revista de Demografía Histórica, XXIII, II, pp. 43-77.
- NADAL OLLER, J. (1992): Bautismos, desposorios y entierros. Estudios de historia demográfica, Ariel, Barcelona.
- NICOLAU NOS, R. (1999):»Bacteriología y estadística en el proyecto de saneamiento de García Faria», en GUTÍERREZ POCH, M. (coord.), *Doctor Jordi Nadal: La industrialización y el desarrollo económico de España*, Barcelona, Publicacions de la Universidad de Barcelona, vol. II. pp. 321-335.
- OMRAN, A. R. (1971): «The epidemiologic transition. A theory of the epidemiology of population change», *Milbank Memotial. Fund. Quaterly*, 49:509-538.
- PASCUA, M. (1934): La mortalidad infantil en España, Departamento de Estadísticas Sanitarias de la Dirección General de Sanidad, Madrid.
- PÉREZ MOREDA, V. (1980): Las crisis de mortalidad en la España interior (siglos XVI-XIX), Madrid, Siglo XXI.

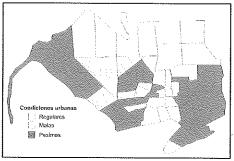
- PÉREZ MOREDA, V., RAMIRO FARIÑAS, D. y SANZ GIMENO, A. (2004): «Dying in the city: urban mortality in Spain in the middle of the health transition: 1900-1931», en SONNINO, E. (ed.), Living in the city (14th-20th centuries), Roma, Casa Editrice Università degli Studi di Roma La Sapienza, pp. 617-654.
- PUJADAS, I. (1986), «L'expansió demogràfica de 1857 a 1980: de la ciutat industrial a la ciutat metropolitana», Papers de Demografia, nº 14.
- RAMIRO FARIÑAS, D. y SANZ GIMENO, A. (2000): «Childhood mortality in Central Spain, 1790-1960. Changes in the course of demographic modernisation», *Continuity and Change*, 2000, 15 (2), 209-234.
- RECAÑO, J. (1995): «Les primeres fases de la transició demogràfica al Baix Llobregat i a l'Hospitalet (1787-1936)», en CALVO, Angel (ed) El pas de la societat agrària a industrial al Baix Llobregat, Barcelona, Publicacions de l'Abadia de Montserrat, pp. 45-105.
- REHER, D. S. (2001): «In search of the urban penalty: exploring urban and rural mortality patterns in Spain during the demographic transition», *International Journal of Population Geography*, vol. 7, 2, pp. 105-127.
- REHER, D. S.; POMBO, M. N. y NOGUERAS, B. (1993): España a la luz del Censo de 1887, Madrid, INE.
- REHER, D. S. y SANZ GIMENO, A. (2004): «Childhood mortality patterns in Spain before and during the demographic transition: In search of new dimensions», en BRESCHI, M. y POZZI, L. (eds.), *The determinants of infant and child mortality in past european populations*, Udine, Forum, pp. 19-42.
- REHER, D. S. y SANZ GIMENO, A. (2000): «Mortality and economic development over the course of modernization: An analysis of short-run fluctuations in Spain, 1850-1990», *Population Studies*, vol. 54, nº 2, pp. 135-152.
- REVENGA, R. (1904): La muerte en España. Estudio estadístico sobre la mortalidad, Imprenta de la Prensa de Madrid, Madrid.
- RODRÍGUEZ OCAÑA, E. (1991): «La grip a Barcelona; un greu problema esporàdic de salut pública. Epidèmies de 1889-90 i 1918-19», en *Cent anys de salut pública a Barcelona*, Barcelona, Ayuntamiento de Barcelona, pp.
- SÁEZ BUESA, A. (1968): La población de Barcelona en 1863 y 1960, Madrid, Editorial Moneda y Crédito.
- SÁNCHEZ MORAL, S. (2004): «El estudio econométrico de la concentración espacial de la industria: Ejemplo de aplicación en Madrid, Toledo y Guadalajara», Anales de Geografía de la Universidad Complutense, 24, pp. 207-227.
- SANZ GIMENO, A. (2001): «Infancia, mortalidad y causas de muerte en España en el primer tercio del siglo xx (1906-1932)», Revista Española de Investigaciones Sociológicas, Julio-Septiembre, 95, pp. 129-154.
- SANZ GIMENO, A. y RAMIRO FARIÑAS, D. (1997): «Estructuras internas de la mortalidad de la infancia (0-4 años) en la España del siglo XX», *Política y Sociedad*, 26, pp. 125-142.

- SAWADA, M. (1999): «ROOKCASE: «An Excel 97/Visual Basic (VB) Add-in for exploring global and local spatial autocorrelation», *Bulletin of the Ecological Society of America*, 80, pp. 231-234.
- SNOW, J. (1855): On the Mode of Communication of Colera, London, John Churchill.
- TATJER, M. (2001): «Estadísticas de Barcelona: 1841-1960», Revista Fuentes Estadísticas, 50.
- TATJER, M. (1995): «L'evolució de la població de Barcelona entre el 1860 i el 1897», en SOBREQUÉS, J. (ed), *Història de Barcelona*, Barcelona, Enciclopèdia Catalana, Vol. VI, pp. 119-150.
- TATJER, M. (1989): «Diferenciació social i davallada demogràfica al Centre Històric de Barcelona: el barri Gòtic (1888-1980), en *Historia urbana del Pla de Barcelona*, Barcelona, Ayuntamiento de Barcelona, pp. 233-248.
- TATJER, M. (1972): «El estudio del espacio interno barcelonés: Fuentes estadísticas publicadas (1770-1970)», Revista de Geografía, vol. VI, 2, pp. 269-299.
- TORRENTS, À.; ROS, C. y GONZALVO, M. (1996): «Sobreviure a Barcelona: comparacions de la mortalitat en l'espai català al segle xx»; *Papers de Demografia*, nº 114.
- URTEAGA, L. (1980): «Miseria, miasmas y microbios. Las topografías médicas y el estudio del medio ambiente en el siglo XIX», *Geocrítica*, número 29, pp. 1-31.
- VALLIN, J. et MESLÉ, F.(1988): Les causes de décès en France de 1925 à 1978, Paris, Presses Universitaires de France.
- VIDAL, T. (1985): «El papel de Barcelona en la transición demográfica catalana»; *Estudios Geográficos*, XLVI, núm. 178-179.
- VVAA (1994a): Cerdà, Urbs i territori. Una visió de futur (Catàleg de la mostra Cerdà), Madrid, Editorial Electa.
- WOODS, R. (2003), «Urbana-Rural Mortality Differentials», Population and Development Review, 29(1): pp. 29-46.
- WOODS, R. y SHELTON, N. (1997): An Atlas of Victorian Mortality, Liverpool, Liverpool University Press.
- WOODS, R. y WOODWARD, J. (1984), Urban Disease and Mortality in Nineteenth Century England, New York, St. Martin's Press.

APÉNDICE CARTOGRÁFICO

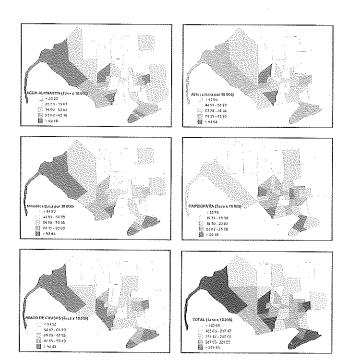
Distribución por barrios de las variables Densidad urbana (por hectárea) y calidad urbana. Barcelona (finales de la década de 1880).





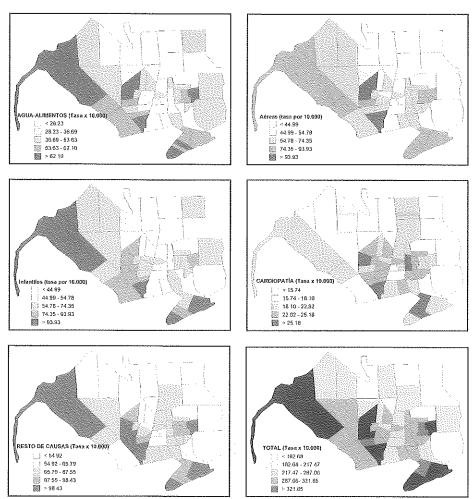
FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

Distribución espacial de la mortalidad por barrios en la ciudad de Barcelona (1880-1889) según las principales causas de muerte (agrupadas).



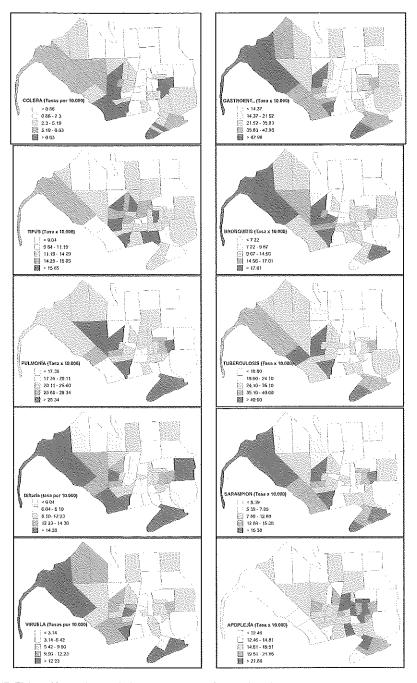
FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

Distribución espacial de la mortalidad por barrios en la ciudad de Barcelona (1880-1889) según las principales causas de muerte (agrupadas).



FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

Distribución espacial por barrios de 10 causas de muerte. Barcelona (1880-1889).



FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de García Faria (1893).

VARIA

