

## **LOS EFECTOS DE LOS CAMBIOS INTER-DIARIOS DEL AMBIENTE TÉRMICO EN LA MORTALIDAD DE BARCELONA Y MADRID.**

Dominic ROYÉ<sup>1,2</sup>, Aurelio TOBÍAS<sup>3</sup>, Pablo FDZ.-ARRÓYABE<sup>4</sup>, Ana  
SANTURTÚN<sup>5</sup>

<sup>1</sup>*Departamento de Xeografía, Universidade de Santiago de Compostela*

<sup>2</sup>*Departamento de Geografía, Universidade de Porto*

<sup>3</sup>*IDAEA, CSIC Barcelona*

<sup>4</sup>*Departamento de Geografía, Universidad de Cantabria*

<sup>5</sup>*Departamento de Fisiología y Farmacología, Universidad de Cantabria*

**dominic.roye@usc.es, aurelio.tobias@idaea.csic.es,  
pablo.fdezarroyabe@unican.es, ana.santurtun@unican.es**

### **RESUMEN**

Los efectos del ambiente térmico en la salud humana son bien conocidos, especialmente el aumento de la mortalidad o de los ingresos hospitalarios durante los períodos de altas y bajas temperaturas. Sin embargo, habitualmente se hace uso de los valores absolutos de las temperaturas máximas y mínimas para describir los riesgos asociados sin atender a los cambios interdiarios. En este estudio se aplica una regresión de cuasi-Poisson creando un modelo no lineal de retardo distribuido dentro de un modelo generalizado aditivo con el fin de estimar las asociaciones entre los cambios inter-diarios de las temperaturas máximas y mínimas y la mortalidad en Barcelona y Madrid. Los resultados obtenidos indican en Barcelona efectos de mayor riesgo estadísticamente significativos cuando la diferencia interdiaria es positiva. Con un aumento de 6K de la temperatura aparente máxima se encontró un riesgo relativo de 1,53 (IC95: 1,18 - 1,97) en todas las causas. En cambio, en Madrid se observó un aumento del 11% (IC95%: 1 – 21%) en las muertes por enfermedades respiratorias cuando la temperatura aparente máxima desciende -12K.

**Palabras clave:** cambios interdiarios, temperatura, Barcelona, Madrid, mortalidad.

### **ABSTRACT**

The effects of the thermal environment on human health are well known, especially the increase in mortality or hospital admissions during periods of high and low temperatures. However, the absolute values of the maximum and minimum temperatures are usually used to describe the associated risks without taking into account the interdaily changes. In this study, a quasi-Poisson regression through a distributed lag model in a framework of generalized additive model is applied in order to estimate the associations between the interdaily changes of maximum and minimum temperatures and mortality in Barcelona and Madrid. For Barcelona the results indicate effects of statistically significant higher risk when the interdaily change is positive. With a 6K increase in the maximum apparent temperature, a relative risk of 1.53 (IC95: 1.18 - 1.97) was found in natural causes. In contrast, in

Madrid a mortality increase of 11% (95% CI: 1-21%) was observed due to respiratory diseases when the maximum apparent temperature drops -12K.

**Key words:** interdaily changes, temperature, Barcelona, Madrid, mortality.

## 1. INTRODUCCIÓN

Durante la última década ha aumentado notablemente el conocimiento de los efectos del medio ambiente sobre la salud humana. Se estima que un 23% de las muertes mundiales son atribuibles a factores ambientales (Vineis & Fecht, 2018) y la Organización Mundial de la Salud (OMS) alerta de la necesidad de una inmediata intervención. Desde una perspectiva epidemiológica, el ambiente térmico ha sido ampliamente estudiado por su relación con la morbi-mortalidad (Fdez-Arroyabe & Robau, 2017, Arbutnott & Hajat, 2017). La mayor parte de los autores han analizado valores absolutos, como los máximos o mínimos de temperatura (Royé et al. 2018, Santurtún et al., 2017, Jie et al., 2014); de hecho es habitual que los propios Servicios Meteorológicos empleen estas variables para definir situaciones de riesgo biometeorológico al haberse constatado que estos valores anómalos tienen un alto potencial para impactar sobre la salud en general, especialmente en los individuos más vulnerables (ancianos, niños y personas con patologías crónicas) (Chen et al., 2018, Moghadamnia et al., 2017, Guo et al., 2017). Sin embargo, los cambios interdiarios e intradiarios en las variables ambientales han de ser tenidos en cuenta por su potencial capacidad para generar distrés en el organismo, siendo los cambios en la temperatura especialmente relevantes en el contexto de cambio climático, en el que las situaciones extremas, como las olas de calor, son repentinas y frecuentes. Por lo tanto, el efecto nocivo de un aumento repentino de la temperatura en la mortalidad especialmente en verano es biológicamente plausible. Fisiológicamente, el cuerpo humano regula su temperatura de manera constante mediante el intercambio de calor, y la temperatura del ambiente al que se vea expuesto es determinante (Liu et al. 2015, Guo et al., 2012). Cuando el organismo se enfrenta a cambios súbitos en la temperatura, la adaptación es más costosa, especialmente para aquellas personas con alguna patología basal (Zanobetti et al., 2012) y la no adaptación al cambio se ha relacionado con el aumento en los ingresos y en las muertes por distintas patologías cardiovasculares (Lin et al., 2013, Schneider et al., 2008). Algunos de los mecanismos que podrían desencadenar estos procesos mórbidos serían: la deshidratación, el desequilibrio electrolítico y el aumento de la circulación sanguínea superficial (Lin et al., 2013). Actualmente, los autores que han evaluado los efectos de los cambios inter- e intradiarios de la temperatura han llegado a resultados discordantes según los períodos y áreas de estudio (Vicedo-Cabrera et al., 2016, Guo et al., 2016, Lin et al., 2013) y mayoritariamente se han centrado en los efectos de la amplitud térmica (cambio intradiario) (Lee et al., 2018, Sharafkhani et al., 2017, Lee et al., 2017). Con este contexto, el presente trabajo tiene como objetivo analizar la relación entre los cambios interdiarios de las temperaturas máximas y mínimas de la temperatura aparente, en lugar de la temperatura media, y la mortalidad por causas respiratorias y cardiovasculares durante un período de 15 años, en Madrid y Barcelona, dos municipios de España con características geográficas, económicas y demográficas distintas.

## 2. MÉTODOS

### 2.1 Datos meteorológicos

En este estudio se estima la temperatura aparente (TA) como índice biometeorológico que integra la temperatura del aire, la humedad y la velocidad del viento. Para ello, se trabajó con datos diarios de la estación meteorológica de Madrid-Barajas y de Barcelona-Aeropuerto por contener las series históricas más completas dentro de ambas ciudades. La fuente de los datos meteorológicos fue la *European Climate Assessment & Dataset project*. El periodo de análisis abarca desde el año 2000 hasta 2014 el que ha sido delimitado por la disponibilidad de datos de mortalidad. A partir de las variables meteorológicas mencionadas, el promedio diario, el máximo y el mínimo de la TA se ha calculado siguiendo la fórmula (1) propuesta por Steadman (1984):

$$TA = -2,7 + 1,047 \cdot T + 2,0 \cdot P_v - 0,65 \cdot V_{10}, \quad (1)$$

Donde  $T$  es la temperatura en °C,  $P_v$  es la presión de vapor del agua (hPa) y  $V_{10}$  es la velocidad del viento a 10 metros sobre el suelo. La presión de vapor del agua ( $P_v$ ) se estima con la siguiente ecuación (2):

$$P_v = (rh/100) \cdot 6.105 \cdot e^{(17.27 \cdot T)/(237.7+T)}, \quad (2)$$

Donde  $rh$  es el porcentaje de humedad relativa.

### 2.2 Datos de mortalidad

Las series diarias de mortalidad por todas las causas naturales (códigos CIE-9: 1-799 y CIE-10: A00-R99), causas cardiovasculares (CIE-9: 390-459 y CIE-10: I00-I99) y respiratorias (CIE-9: 460-519 y CIE-10: J00-J99) fueron facilitados por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

### 2.3 Diseño estadístico

Con el objetivo de evaluar la asociación entre los cambios interdiarios de la temperatura máxima y mínima y la mortalidad total por causas naturales, por procesos respiratorios y cardiovasculares, se creó un modelo no lineal de retardo distribuido (distributed lag non-linear model, DLNM). El DLNM describe simultáneamente efectos complejos no lineales y retardados de una variable ambiental en una variable de respuesta dentro de los modelos lineales generalizados (Generalized Linear Models, GLM), modelos aditivos generalizados (Generalized Additive Models, GAM) o ecuaciones de estimación generalizadas (Generalized Estimating Equations, GEE). Los detalles estadísticos del modelo han sido descritos por Bhaskaran (2013) y Gasparrini (2015). Además, el DLNM permite estimar los efectos acumulativos de una variable de exposición durante varios días mientras se ajusta la colinealidad de la misma variable en los días vecinos. El efecto de las variables ambientales sobre la salud no siempre es inmediato sino que algunos autores describen retardos de días e incluso semanas. Por ello, al modelar el efecto de los cambios interdiarios de la TA se atendió a retardos de hasta 14 días. Se empleó una regresión de cuasi-Poisson a través de un GAM. Para evaluar el efecto de la TA se desarrolló un modelo siguiendo la siguiente fórmula (3):

$$Y_t \sim \text{Cuasi-Poisson}(\mu_t)$$

$$\text{Log}(\mu_t) = \alpha + \beta_1 \text{Eatc}_{t;l} + \beta_2 \text{Eatm}_{t;l} + s(\text{Tendencia}; 7df/\text{año}) + \eta \text{dow}_t, \quad (3)$$

Donde  $t$  es el día de la observación;  $Y_t$  son los ingresos observados en el día  $t$ ;  $\alpha$  es la intersección;  $\text{Eatc}_{t;l}$  y  $\text{Eatm}_{t;l}$  son las matrices obtenidas tras aplicar DLNM a los cambios interdiarios de la TA máxima y mínima, y a la TA media;  $\beta_i$  son vectores de coeficientes para estas matrices, y  $l$  es el efecto retardado en días;  $s(\dots)$  es un spline de regresión de placa delgada. *Tendencia* es la tendencia a largo plazo y la estacionalidad utilizando una escala de tiempo cúbica natural con siete grados de libertad por año. *dow* es el día de la semana en el día  $t$  y  $\eta$  son los vectores de los coeficientes. El domingo se emplea como día de referencia en la semana. La selección de los grados de libertad (degrees of freedom, df) para las variables independientes se realizó empleado el Criterio de Información de Akaike. En el modelo se asume que el efecto de la exposición a las variables ambientales es no lineal y el efecto retardado se construye empleado una B-spline cúbica de 3 grados de libertad. La inclusión de la temperatura aparente media tiene como objetivo controlar y verificar los posibles efectos que se pueden atribuir a la temperatura absoluta, por eso se compararon las estimaciones de los efectos de los modelos con o sin la temperatura media diaria. El valor de referencia para la estimación de los Riesgos Relativos (RR) es un cambio de temperatura de 0°C. Para garantizar la solidez de las estimaciones de los efectos se condujo un análisis de sensibilidad en el que se probaron cambios en las estimaciones. Especialmente, se incluyó en el modelo la temperatura aparente media. El software empleado para el desarrollo de todos los modelos, el análisis estadístico y los gráficos ha sido R en su versión 3.5. La estimación de los modelos se ha realizado mediante el empleo del paquete mgcv (versión 1.8-23) y dlnm (versión 2.3.4).

### 3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la Figura 1 se muestra la distribución de los cambios interdiarios de la temperatura aparente máxima y mínima para Barcelona y Madrid. Los cambios interdiarios reflejan el clima local de ambas ciudades, marcadas por un clima mediterráneo continental en el caso de Madrid, con extremos más marcados y mayores amplitudes térmicas, y en el caso de Barcelona por un clima mediterráneo, con temperaturas y cambios térmicos más suaves. Además, se deben mencionar los mayores cambios interdiarios en la máxima, entre -17K y +16K, que aquellos en la mínima, entre -13K a +13K. No se pudo observar estacionalidad en los cambios interdiarios. Con respecto a la mortalidad, encontramos una mediana diaria de 42 y 69 fallecimientos con una desviación de 9 y 12, en Barcelona y Madrid, respectivamente. Al analizar exclusivamente las muertes por causas respiratorias, la mediana se reduce considerablemente a 4 y 9 fallecimientos diarios, respectivamente. Por último, la mediana de la mortalidad diaria por causas cardiovasculares es de 14 fallecimientos en Barcelona y 22 en Madrid. En las Figuras 2 y 3 se representan el riesgo relativo de mortalidad según la exposición a un cambio interdiario de la temperatura aparente máxima y mínima atendiendo al efecto retardado (hasta 14 días). Las estimaciones del efecto del cambio de la temperatura aparente en la mortalidad son no lineales y muestran variaciones importantes según se evalúe la TA máxima o la mínima, y dependiendo también de la ciudad. En general, existe un efecto de aumento de

mortalidad cuasi-inmediato a cambios interdiarios en la TA. La disminución de temperaturas extremadamente altas se asoció con una disminución de la mortalidad por causas naturales, por enfermedades cardiovasculares y respiratorias. Estos resultados concuerdan con los descritos por Lin et al. (2013) en varias ciudades chinas; cabe recoger que en su trabajo analizaron los cambios de la temperatura media en lugar de los extremos diarios.

Sin embargo, Vicedo-Cabrera et al. (2016) al evaluar el efecto de los cambios interdiarios de la temperatura media obtuvieron resultados inconsistentes; aunque hallaron algunas asociaciones protectoras en días calurosos y fríos. En nuestros resultados, en Madrid encontramos principalmente riesgos asociados con cambios interdiarios negativos en la temperatura aparente máxima; sin embargo, al analizar las variaciones interdiarios de la temperatura aparente mínima, la mortalidad en la ciudad aumenta ante cambios positivos. Los resultados en Barcelona difieren con los descritos en la capital a este nivel; aparentemente se observan aumentos acumulados de mortalidad asociados a cambios positivos en la TA mínima, efectos cuasi-directos, y también varios días después de una exposición un aumento de mortalidad relacionado con cambios negativos. Esta dualidad se podría explicar porque los fuertes descensos de temperatura son más frecuentes durante el invierno y los efectos encontrados reflejarían los impactos por frío, que suelen tener retardos más largos; por su parte, los marcados ascensos en la temperatura son más habituales en contextos cálidos en los que otros autores han hallado efectos directos en la mortalidad (Gasparrini et al., 2015). En la Tabla 1 se resumen los riesgos relativos acumulados sobre los 14 días de retardo según distintos cambios interdiarios y atendiendo a las diferentes causas de mortalidad para Barcelona y Madrid. Un cambio positivo en la TA máxima de 3K provoca en Barcelona un aumento acumulado en la mortalidad total del 25% (IC95%: 10 – 42%), en la mortalidad por procesos respiratorios del 46% (IC95%: 1 – 113%) y del 33% (IC95%: 7 – 66%) por causas cardiovasculares. En cambio, los resultados de la TA mínima en el caso de Barcelona no son claros, existe un aumento acumulado de mortalidad ante cambios negativos y parcialmente también ante cambios positivos, pero siendo riesgos estadísticamente no significativos. Una explicación podría encontrarse en el clima suave de Barcelona, especialmente en las mínimas. Además, se debe subrayar que los posibles impactos de cambios en la máxima pueden constituir un estrés térmico más importante, ya que la adaptación es más difícil. Los resultados encontrados en Madrid no concuerdan con los descritos en Barcelona. En general, se observa una reducción en la mortalidad, aunque no significativa, cuando existen cambios positivos en la TA máxima, excepto en las muertes por causa cardiovascular. Existe un aumento acumulado de mortalidad del 1% (IC95%: -8 – 11%) en las muertes por procesos cardiovasculares ante un cambio de 3K. No obstante, encontramos un aumento acumulado de mortalidad del 11% (IC95%: 1 – 21%) en las muertes por enfermedades respiratorias cuando la temperatura aparente máxima desciende -12K, teniendo únicamente en cuenta el mismo día y un día de retardo. Asimismo, en Madrid los riesgos relativos acumulados (retardo 0-1 días) muestran un aumento en la mortalidad cuando la TA mínima asciende 5K, lo que resulta en un RR de 1,02 (IC95: 1,01 – 1,04) y 1,04 (IC95: 1,00 – 1,08) en la mortalidad por causas naturales y en la mortalidad por enfermedades respiratorias. Al plantearnos como hipótesis que el riesgo asociado a los cambios

interdiarios puede depender de la temperatura media, se condujo un análisis de sensibilidad que mostró un mayor RR cuando no se controlaba la temperatura media.

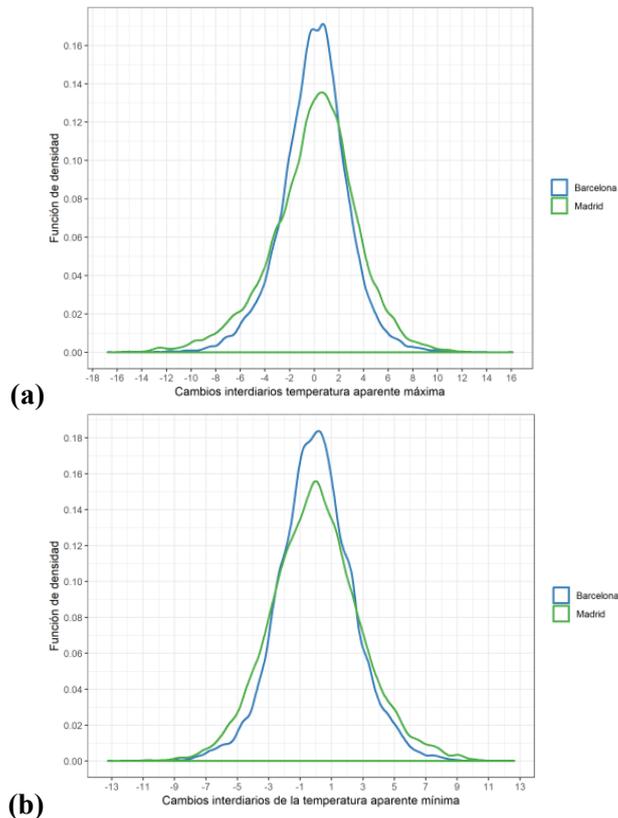
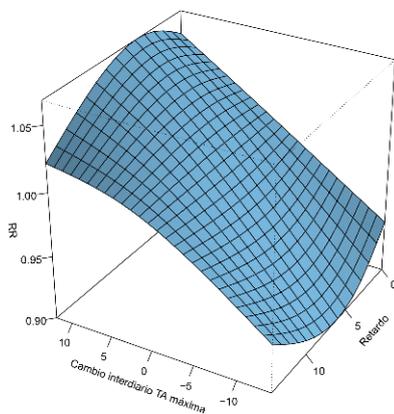


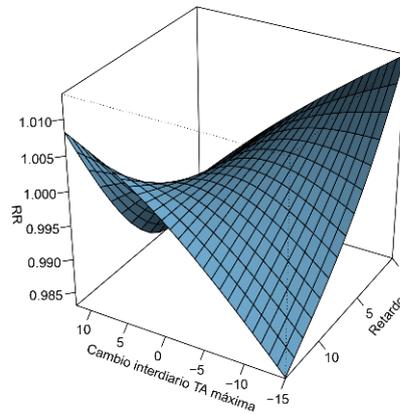
Fig. 1: Distribución de los cambios interdiarios de la TA máxima (a) y de la mínima (b) para Barcelona y Madrid

#### 4. CONCLUSIONES

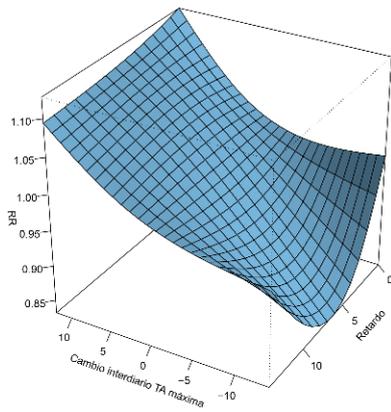
Nuestros hallazgos mostraron que aparentemente el riesgo de mortalidad también puede ser explicado por el efecto del cambio interdiario de la temperatura. No obstante, el análisis sobre la asociación todavía deja lagunas e inconsistencias que deben ser investigadas. En el futuro se pretende ampliar el estudio a otras ciudades españolas y modelizar los cambios interdiarios en distintas estaciones. La integración de los pronósticos meteorológicos con los resultados descritos en el presente estudio podrá servir de base en el desarrollo de estrategias de prevención.



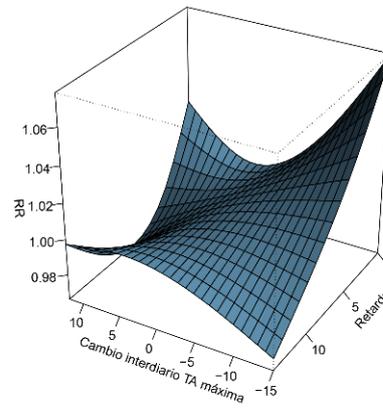
(a) Todas las causas en Barcelona



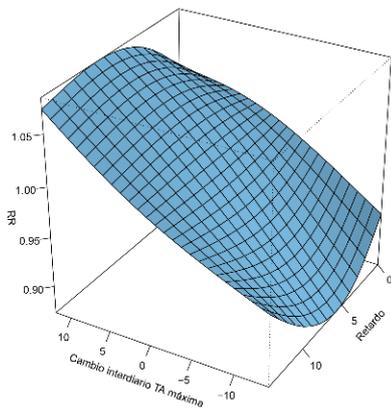
(d) Todas las causas en Madrid



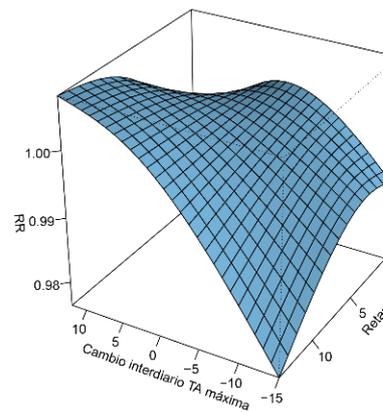
(b) Causas respiratorias en Barcelona



(e) Causas respiratorias en Madrid

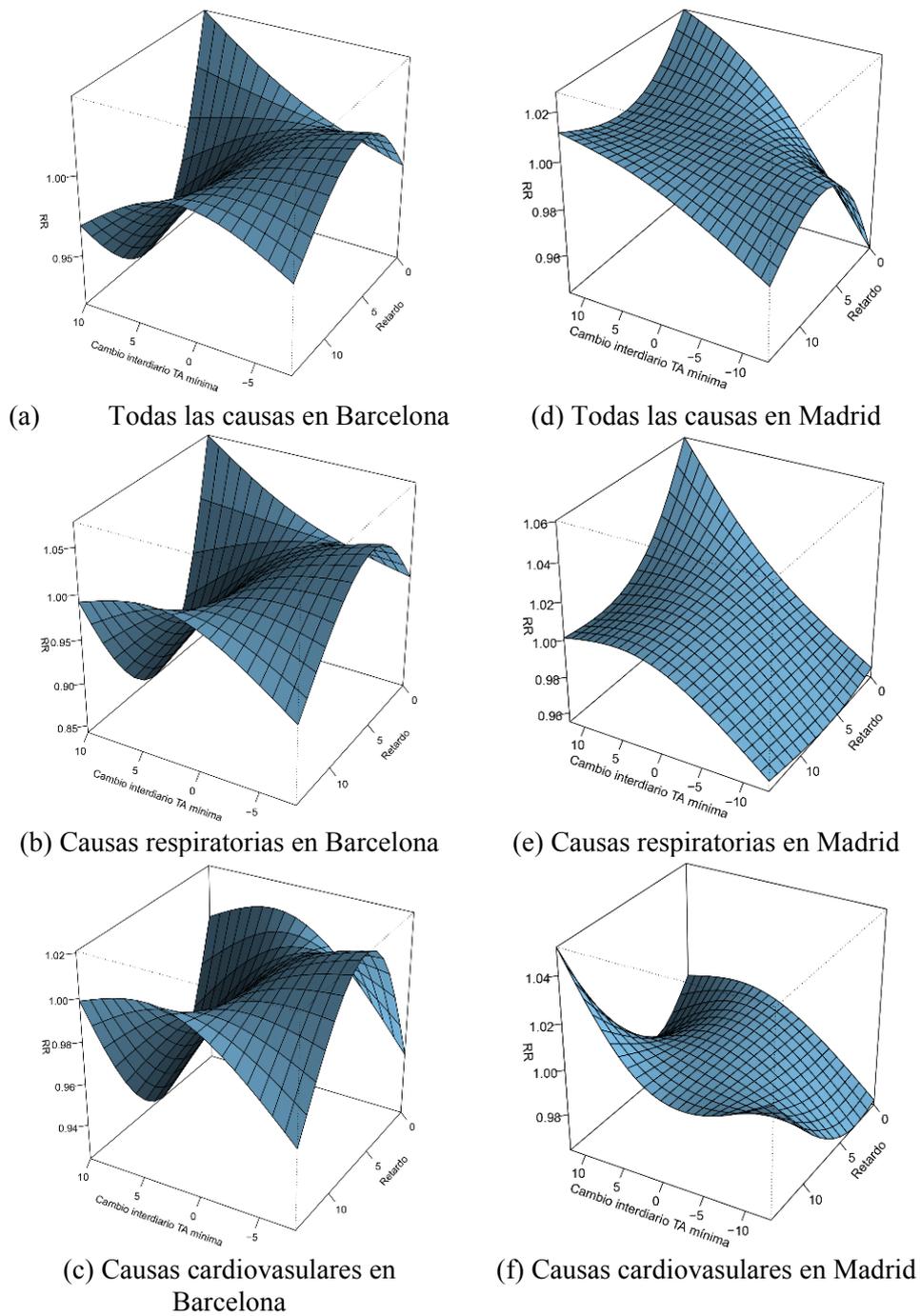


(c) Causas cardiovasculares en Barcelona



(f) Causas cardiovasculares en Madrid

Fig. 2: Riesgo Relativo (RR) de mortalidad según los cambios interdiarios de la TA máxima atendiendo al efecto retardado (hasta 14 días) en Barcelona y Madrid.



*Fig. 3: Riesgo Relativo (RR) de mortalidad según los cambios interdiarios de la TA mínima atendiendo al efecto retardado (hasta 14 días) en Barcelona y Madrid.*

Tabla 1: Riesgos Relativos (RR) acumulados de mortalidad (0-14 días) con el intervalo de confianza 95% (IC95%) según distintos cambios interdiarios y las diferentes causas para Barcelona y Madrid

		Cambio interdiario (K)			
<b>Barcelona</b>		-6	-3	3	6
Todas las causas	TAm	0,58 (0,45 - 0,71)	0,77 (0,68 - 0,87)	1,25 (1,10 - 1,42)	1,53 (1,18 - 1,97)
	TAmi	1,06 (0,84 - 1,33)	1,05 (0,94 - 1,18)	0,87 (0,78 - 0,98)	0,70 (0,55 - 0,89)
	x	0,46 (0,22 - 1,00)	0,68 (0,47 - 0,99)	1,46 (1,01 - 2,13)	2,14 (1,00 - 4,57)
Respiratorias	TAm	1,09 (0,54 - 2,19)	1,10 (0,78 - 1,54)	0,79 (0,56 - 1,11)	0,52 (0,25 - 1,07)
	TAmi	0,52 (0,33 - 0,82)	0,73 (0,59 - 0,91)	1,33 (1,07 - 1,66)	1,72 (1,10 - 2,69)
	x	0,97 (0,65 - 1,46)	1,02 (0,83 - 1,24)	0,90 (0,73 - 1,09)	0,72 (0,47 - 1,09)
Cardiovasculares	TAm	0,99 (0,89 - 1,11)	1,00 (0,95 - 1,05)	0,98 (0,93 - 1,03)	0,95 (0,85 - 1,06)
	TAmi	0,87 (0,77 - 0,99)	0,94 (0,88 - 0,99)	1,05 (0,99 - 1,11)	1,08 (0,96 - 1,22)
	x	1,11 (0,85 - 1,46)	1,05 (0,92 - 1,20)	0,94 (0,82 - 1,07)	0,88 (0,67 - 1,16)
Respiratorias	TAm	0,76 (0,55 - 1,04)	0,88 (0,76 - 1,02)	1,09 (0,95 - 1,26)	1,16 (0,87 - 1,56)
	TAmi	0,93 (0,77 - 1,13)	0,97 (0,88 - 1,06)	1,01 (0,92 - 1,11)	1,02 (0,84 - 1,24)
	x	0,88 (0,70 - 1,10)	0,94 (0,85 - 1,05)	1,03 (0,93 - 1,14)	1,05 (0,86 - 1,30)

TAmx: Temperatura aparente máxima; TAmi: Temperatura aparente mínima; *en cursiva*: RR significativos.

## REFERENCIAS

- Arbuthnott, KG; Hajat, S (2017). The health effects of hotter summers and heat waves in the population of the United Kingdom: a review of the evidence. *Environ Health.*, 16:119.
- Bhaskaran, K; Gasparrini, A; Hajat S; et al. (2013). Time series regression studies in environmental epidemiology. *International Journal of Epidemiology*, 42:1187-1195.
- Chen, K; Wolf, K; Breitner, S; Gasparrini, A; Stafoggia, M; Samoli, E; Andersen, ZJ; Bero-Bedada, G; Bellander, T; Hennig, F; Jacquemin, B; Pekkanen, J; Hampel, R; Cyrus, J; Peters, A; Schneider, A (2018). Two-way effect modifications of air pollution and air temperature on total natural and cardiovascular mortality in eight European urban areas. *Environ Int*, 116:186-196.

- Fdez-Arroyabe, P; Robau, DT (2017). Past, present and future of the Climate and Human Health Commission. *International Journal of Biometeorology*, 61:115-125.
- Fdez-Arroyabe, P; Royé, D; Martí, A (2016). Tipos de tiempo y admisiones hospitalarias asociadas a la gripe en Galicia en el periodo 2003-2013. En: Olcina Cantos, Rico Amorós, Moltó Mantero. *Clima, sociedad, riesgos y ordenación del territorio*, Universidad de Alicante. Instituto Interuniversitario de Geografía, Asociación Española de Climatología, pp. 505-514.
- Fdez-Arroyabe, P (2013). Meteorological conditions and human health (Book Chapter) in *Adverse Weather in Spain*. (Eds. Carlos Garcia-Legaz Martínez y Francisco Valero Rodriguez) WCRP Spanish Committee & CCS.
- Gasparrini, A; Guo, Y; Hashizume, M; et al. (2015). Mortality risk attributable to high and low ambient temperature: a multicountry observational study. *The Lancet*, 386:369-375.
- Guo, Y; Gasparrini, A; Armstrong, BG; et al. (2017). Heat Wave and Mortality: A Multicountry, Multicommunity Study. *Environmental Health Perspectives*, 125:087006.
- Guo, Y; Punnasiri, K; Tong, S (2012). Effects of temperature on mortality in Chiang Mai city, Thailand: a time series study. *Environmental Health*, 11:36.
- Jie, Y; Houjin, H; Mengxue, Y; Wei, Q; Jie X (2014). A time series analysis of meteorological factors and hospital outpatient admissions for cardiovascular disease in the Northern district of Guizhou Province, China. *Braz J Med Biol Res.*, 47:689-696.
- Lee, W; Bell, ML; Gasparrini, A; et al. (2018). Mortality burden of diurnal temperature range and its temporal changes: A multi-country study. *Environment International*, 110:123-130.
- Lee, WH; Lim, YH; Ngoc Dang, T; Seposo, X; Honda, Y; Leon Guo, YL; Jang, HM; Kim, H (2017). An Investigation on Attributes of Ambient Temperature and Diurnal Temperature Range on Mortality in Five East-Asian Countries. *Scientific Reports*, 7:10207.
- Lin, H; Zhang, Y; Xu, Y; Xu, X; Liu, T; Luo, Y; Xiao, J; Wu, W; Ma, W (2013). Temperature changes between neighboring days and mortality in summer: a distributed lag non-linear time series analysis. *PLoS One.*, 8(6):e66403.
- Liu, C; Yavar, Z; Sun, Q (2015). Cardiovascular response to thermoregulatory challenges. *Am J Physiol Heart Circ Physiol.* 309:H1793-812.
- Moghadamnia, MT; Ardalan, A; Mesdaghinia, A; Keshtkar, A; Naddafi, K; Yekaninejad, MS (2017). Ambient temperature and cardiovascular mortality: a systematic review and meta-analysis. *PeerJ*, 4;5:e3574.
- Montero-Lorenzo, JM; Fernández-Avilés, G; Mondéjar-Jiménez, J; et al. (2013). A spatio-temporal geostatistical approach to predicting pollution levels: The case of mono-nitrogen oxides in Madrid. *Computers, Environment and Urban Systems*, 37: 95-106.
- Royé, D; Taboada, JJ; Martí, A; Lorenzo, N. (2016). Winter circulation weather types and hospital admissions for respiratory diseases in Galicia, Spain. *International Journal of Biometeorology*, 60:507-520.

- Royé, D; Zarrabeitia, M; Fdez-Arroyabe, P; Álvarez Gutiérrez, A; Santurtún, A (2018). Papel de la temperatura aparente y de los contaminantes atmosféricos en los ingresos por infarto agudo de miocárdico en el norte de España. *Rev Esp Cardiol*. En prensa.
- Santurtún, A; Bolivar Ruiz, P; López-Delgado, L; Sanchez-Lorenzo, A; Riancho, J; Zarrabeitia, MT (2017). Stroke: Temporal Trends and Association with Atmospheric Variables and Air Pollutants in Northern Spain. *Cardiovascular Toxicology*, 17:360-367.
- Schneider, A; Schuh, A; Maetzel, FK; Ruckerl, R; Breitner, S; et al. (2008). Weather-induced ischemia and arrhythmia in patients undergoing cardiac rehabilitation: another difference between men and women. *International Journal of Biometeorology*, 52:535-547.
- Sharafkhani, R; Khanjani, N; Bakhtiari, B; Jahani, Y; Entezar Mahdi, R (2017). Diurnal temperature range and mortality in Urmia, the Northwest of Iran. *J Therm Biol.*, 69:281-287.
- Steadman, R (1984). A universal scale of apparent temperature. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 23:1674-1687.
- Vicedo-Cabrera, AM; Forsberg, B; Tobias, A; Zanobetti, A; Schwartz, J; Armstrong, B; Gasparrini, A (2016). Associations of Inter- and Intraday Temperature Change With Mortality, *American Journal of Epidemiology*, 183:286-293.
- Vineis, P; Fecht, D (2018). Environment, cancer and inequalities-The urgent need for prevention. *Eur J Cancer.*, S0959-8049(18)30819-0.
- Wood, S (2006). On confidence intervals for generalized additive models based on penalized regression splines. *Australian & New Zealand Journal of Statistics*, 48:445-464.
- Xiong, J; Lan, L; Lian, Z (2015). Effect of different temperatures on hospital admissions for cardiovascular and cerebrovascular diseases: A case study. *Indoor and Built Environment*, 26:69-77.
- Ye, X; Wolff, R; Yu, W; et al. (2012). Ambient temperature and morbidity: A review of epidemiological evidence. *Environmental Health Perspectives*, 120:19-28.
- Zanobetti, A; O'Neill, MS; Gronlund, CJ; Schwartz, JD (2012). Summer temperature variability and long-term survival among elderly people with chronic disease. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 109:6608-6613.