

Dhais Peña Angulo

# Variabilidad espacio temporal de las temperaturas mensuales en la España Peninsular

Departamento  
Geografía y Ordenación del Territorio

Director/es  
González Hidalgo, José Carlos  
Brunetti, Michele

<http://zaguan.unizar.es/collection/Tesis>



Reconocimiento – NoComercial – SinObraDerivada (by-nc-nd): No se permite un uso comercial de la obra original ni la generación de obras derivadas.

© Universidad de Zaragoza  
Servicio de Publicaciones

ISSN 2254-7606



Tesis Doctoral

# VARIABILIDAD ESPACIO TEMPORAL DE LAS TEMPERATURAS MENSUALES EN LA ESPAÑA PENINSULAR

Autor

Dhais Peña Angulo

Director/es

González Hidalgo, José Carlos  
Brunetti, Michele

**UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA**

Geografía y Ordenación del Territorio

2016





**Universidad  
Zaragoza**

**Tesis doctoral**

**Variabilidad espacio temporal de las temperaturas  
mensuales en la España Peninsular**

Autor:

**Dhais Peña Angulo**

Directores:

**José Carlos González Hidalgo**

**Michele Brunetti**

Universidad de Zaragoza

Facultad de Filosofía y Letras

Departamento de Geografía y Ordenación del Territorio

Zaragoza, 2016



De acuerdo a la posibilidad ofrecida por el Programa de Doctorado de la Universidad de Zaragoza, se presenta esta tesis doctoral como un compendio de artículos de investigación, siendo el estudiante de doctorado autor de todos ellos:

1. José Carlos Gonzalez-Hidalgo, Dhais Peña-Angulo, Michele Brunetti, Nicola Cortesi (2015): MOTEDAS: a new monthly temperature database for mainland Spain and the trend in temperature (1951-2010). *International Journal of Climatology* 35: 4444-4463.
2. Dhais Peña-Angulo, Michele Brunetti, Nicola Cortesi, Jose Carlos Gonzalez-Hidalgo (2016): A new climatology of maximum and minimum temperature (1951-2010) in the Spanish mainland: a comparison between three different interpolation methods. *International Journal of Geographical Information Science* ISSN: 1365-8816 (Print) 1362-3087, <http://dx.doi.org/10.1080/13658816.2016.1155712>.
3. Jose Carlos Gonzalez-Hidalgo, Dhais Peña-Angulo, Michele Brunetti, Nicola Cortesi (2016): Recent trend in temperature evolution in Spanish mainland (1951-2010): from warming to hiatus. *International Journal of Climatology* 36: 2505-2416.
4. Dhais Peña-Angulo, Nicola Cortesi, Michele Brunetti, Jose Carlos Gonzalez-Hidalgo (2015): Spatial variability of maximum and minimum monthly temperature in Spain during 1981-2010 evaluated by correlation decay distance (CDD). *Theoretical and Applied Climatology* 122: 35-45.
5. Dhais Peña-Angulo, Ricardo Trigo, Nicola Cortesi, Jose Carlos Gonzalez-Hidalgo (2016): The influence of weather types on the monthly average maximum and minimum temperatures in the Iberian Peninsula. *Atmospheric Research* 178-179: 217-230.

La presente tesis ha sido financiada por el Ministerio de Ciencia e Innovación a través del proyecto nacional "Impactos Hidrológicos del Calentamiento Global en España (HIDROCAES)" (CGL2011-27574-C02-01). Dhais Peña Angulo es becaria de doctorado del programa Formación del Personal Investigador (FPI) del Ministerio de Economía y Competitividad (BES-2012-055872, BOE de 28 de Noviembre de 2012).



Dhais Peña Angulo, con D.N.I. 26059352F expone:

Siendo el segundo autor del artículo titulado: “MOTEDAS: a new monthly temperature database for mainland Spain and the trend in temperature (1951-2010)”, afirmo haber contribuido en todo el proceso de elaboración de este trabajo de investigación, incluyendo el análisis estadístico, la interpretación de los datos así como la redacción y corrección del manuscrito. Además, siendo el único autor de este artículo no poseedor del título de Doctor, este trabajo de investigación no formará parte de ninguna otra tesis en modalidad de compendio de publicaciones.

En Zaragoza, a        de        de 2016

Fdo: Dhais Peña Angulo





Dhais Peña Angulo, con D.N.I. 26059352F expone:

Siendo el primer autor del artículo titulado: “A new climatology of maximum and minimum temperature (1951-2010) in the Spanish mainland: a comparison between three different interpolation methods”, afirmo haber contribuido en todo el proceso de elaboración de este trabajo de investigación, incluyendo el análisis estadístico, la interpretación de los datos así como la redacción y corrección del manuscrito. Además, siendo el único autor de este artículo no poseedor del título de Doctor, este trabajo de investigación no formará parte de ninguna otra tesis en modalidad de compendio de publicaciones.

En Zaragoza, a        de        de 2016

Fdo: Dhais Peña Angulo



Dhais Peña Angulo, con D.N.I. 26059352F expone:

Siendo el segundo autor del artículo titulado: “Recent trend in temperature evolution in Spanish mainland (1951-2010): from warming to hiatus”, afirmo haber contribuido en todo el proceso de elaboración de este trabajo de investigación, incluyendo el análisis estadístico, la interpretación de los datos así como la redacción y corrección del manuscrito. Además, siendo el único autor de este artículo no poseedor del título de Doctor, este trabajo de investigación no formará parte de ninguna otra tesis en modalidad de compendio de publicaciones.

En Zaragoza, a        de        de 2016

Fdo: Dhais Peña Angulo



Dhais Peña Angulo, con D.N.I. 26059352F expone:

Siendo el primer autor del artículo titulado: “Spatial variability of maximum and minimum monthly temperature in Spain during 1981-2010 evaluated by correlation decay distance (CDD)”, afirmo haber contribuido en todo el proceso de elaboración de este trabajo de investigación, incluyendo el análisis estadístico, la interpretación de los datos así como la redacción y corrección del manuscrito. Además, siendo el único autor de este artículo no poseedor del título de Doctor, este trabajo de investigación no formará parte de ninguna otra tesis en modalidad de compendio de publicaciones.

En Zaragoza, a      de      de 2016

Fdo: Dhais Peña Angulo



Dhais Peña Angulo, con D.N.I. 26059352F expone:

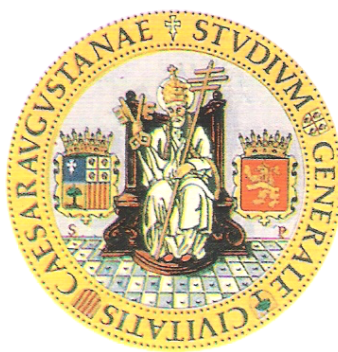
Siendo el primer autor del artículo titulado: “The influence of weather types on the monthly average maximum and minimum temperatures in the Iberian Peninsula”, afirmo haber contribuido en todo el proceso de elaboración de este trabajo de investigación, incluyendo el análisis estadístico, la interpretación de los datos así como la redacción y corrección del manuscrito. Además, siendo el único autor de este artículo no poseedor del título de Doctor, este trabajo de investigación no formará parte de ninguna otra tesis en modalidad de compendio de publicaciones.

En Zaragoza, a        de        de 2016

Fdo: Dhais Peña Angulo







Universidad de Zaragoza

Dr. José Carlos González Hidalgo, Catedrático de Geografía Física en el Departamento de Geografía y Ordenación del Territorio de la Universidad de Zaragoza, AUTORIZA:

La presentación de la Tesis Doctoral en la modalidad de compendio de publicaciones y titulada "Variabilidad espacio temporal de las temperaturas mensuales en la España peninsular", realizada por Dhais Peña Angulo, bajo mi inmediata dirección y supervisión, en el Departamento de Geografía y Ordenación del Territorio, y que presenta para la obtención del grado de Doctor Internacional por la Universidad de Zaragoza.

En Zaragoza, a      de      de 2016

Dr. José Carlos González Hidalgo





Istituto di Scienze  
dell'Atmosfera e del Clima

Dr. Michele Brunetti, Investigador Titular del Institute of Atmospheric Science and Climate of Italian National Research Council (ISAC-CNR), AUTORIZA:

La presentación de la Tesis Doctoral en la modalidad de compendio de publicaciones y titulada "Variabilidad espacio temporal de las temperaturas mensuales en la España peninsular", realizada por Dhais Peña Angulo, bajo mi inmediata dirección y supervisión, en el Departamento de Geografía y Ordenación del Territorio, y que presenta para la obtención del grado de Doctor Internacional por la Universidad de Zaragoza.

En Bologna, a        de        de 2016

Dr. Michele Brunetti





Universidad de Zaragoza

Dr. José Carlos González Hidalgo, Catedrático de Geografía Física y Coordinador del Programa de Doctorado Ordenación del Territorio y Medio Ambiente del Departamento de Geografía de la Universidad de Zaragoza, INFORMA:

Que la presente Tesis Doctoral en la modalidad de compendio de publicaciones y titulada “Variabilidad espacio temporal de las temperaturas mensuales en la España peninsular”, ha sido realizada por Dhais Peña Angulo, bajo la dirección de Dr. José Carlos González Hidalgo y Dr. Michele Brunetti, y que la Comisión del citado Programa ha dado su conformidad para que sea presentada ante la Comisión General de Doctorado de la Universidad de Zaragoza.

En Zaragoza, a      de      de 2016

Dr. José Carlos González Hidalgo  
Coordinador del Programa de Doctorado Ordenación del Territorio y Medio Ambiente



---

## Agradecimientos

---

*“Nessun vento é favorevole per chi non sa dove andaré,  
ma per chi sa, anche la brezza sarà preziosa”*

Me gustaría agradecer en primer lugar a mi director de tesis, José Carlos González Hidalgo, quien ha confiado en mi y me ha dedicado infinitas horas, día tras día hasta convertirse en años. Durante este tiempo no solo me ha enseñado todo lo que se, en lo que a la investigación se refiere, sino también valores que ya forman parte de mi. Me ha enseñado a querer mi trabajo con su ejemplo y constancia. Estoy infinitamente agradecida de tener la suerte de no solo contar con un gran investigador, sino con una persona maravillosa, que siempre me ha entendido y ayudado. Gracias por confiar en mi, por guiarme, por los consejos, las explicaciones, los infinitos cafés y por ser el mejor maestro.

En segundo lugar quiero agradecer a Nicola Cortesi (“mi principito”) por ser tan generoso con su tiempo y su conocimiento. Gracias por estar siempre dispuesto a enseñarme y ser el mejor amigo. Trabajar con Nicola es como estar de vacaciones, él hace que todo parezca divertido y fácil. He tenido la suerte de formar parte del equipo de Carlos y Nicola porque ambos son unos apasionados de la ciencia y hombres buenos y justos. *Ringrazio anche il mio co-direttore di tesi, Michele Brunetti, per aiutarmi ogni volta che ne avevo bisogno e per condividere con me i segreti del mondo della interpolazione.*

Agradezco a los investigadores que me acogieron durante mis estancias en el extranjero, por estar pendientes de mi cada día y enseñarme cosas nuevas. Muchas gracias a Ricardo Trigo del Departamento de Física de la Universidad de Lisboa, y Rowan Fearly del Departamento de Geografía de Maynooth, Irlanda. También quiero agradecer a Santiago Beguería por compartir “los script más temerarios de R” durante mi estancia en la Estación Experimental de Aula DEI del CSIC. Junto a ellos extendiendo mi agradecimientos a los doctorandos que me acogieron en estos centros.

Mis más sentidos agradecimientos a todos aquellos mentores que sembraron en mí la fascinación por la geografía. Gracias entre otros muchos a Maite Echevarría, Luis Alberto Longares, José Luis Peña, José María Cuadrat, Angel Pueyo, Juan de la Riva, Alberto García, María Zuñiga, Fernando Pérez y María Luz Hernández. También quiero agradecer a mis compañeros de batalla, a esos que día a día te regalan anécdotas, risas y con el tiempo amistad. Gracias a los más de 10 años que llevo estudiando con Antonio, a la buena energía y luz que desprende Junni-luz, la risa de Ginna Paola, el ingenio de Ricardo, las infinitas horas en el despacho con Carlitos, la amistad de Diana y el aire fresco y motivador aportado por las nuevas incorporaciones Azucena y Celia. Agradezco todos los momentos pasados con Aldo, Sergio, Dani, Xabi, Edurne, Olga, Daniel y Adrian. No quiero dejar de mencionar a Estela y María Sebastián quienes son un ejemplo de mujeres investigadoras y luchadoras. Muchas gracias a las dos por confiar tanto en mí.

En el ámbito personal quiero agradecer a todas mis amigas que forman parte de mi familia. Con este grupo de *mañikas* (Natalia, Jesi, Azu, Miriam, Vanesa, María, Ani,

Mari y el primer retoño Martina) llevo más de 17 años de aventuras vividas. También quiero mencionar a mi cuñada Johana y a mi hermano por su fidelidad y apoyo, y que me hayan regalado a dos sobrinos maravillosos. Quiero agradecer todo el apoyo y el cariño brindado por Héctico durante toda mi vida. También han formado parte de mi día a día durante estos años de doctorado la familia Ibañez, encabezada por el capitán Jesús, la almirante y admirada Encarna y los grumetes Jesus (con G de Gustavo) y Andrea, quienes me han mimado con ricas alcachofas y tartas de chocolate. Muchas gracias a todos los que seguís a mi lado a pesar de mis frecuentes ausencias y las cosas que he dejado de compartir por el camino.

Por último, quiero agradecer a las dos personas más importantes de mi vida, Jaime y mi madre. A Jaime le agradezco sobre todo su confianza en mí y su entrega incondicional. A mi madre le quiero dar las gracias por saber ser feliz con muy poco, sonreír en los malos momentos y ser fuerte en la batalla.



*A mi madre, a mis sobrinos,  
a Jaime y todos nuestros mares.*



## *Índice de contenidos*

---

<b>RESUMEN .....</b>	<b>01</b>
<b>ABSTRACT .....</b>	<b>03</b>
<b>PARTE I. INTRODUCCIÓN .....</b>	<b>05</b>
1. Introducción .....	07
2. Estado de la cuestión y justificación de la tesis .....	09
2.1. Consideraciones previas .....	09
2.2. Antecedentes .....	10
2.3. Justificación .....	13
2.4. Hipótesis y Objetivos .....	15
2.5. Estructura .....	16
3. Área de estudio .....	18
3.1. Características generales .....	18
3.2. El medio humano .....	19
3.3. La variabilidad del clima .....	20
4. Datos, técnicas y métodos estadísticos .....	23
4.1. Fuentes documentales .....	23
4.2. Análisis de series temporales: estacionalidad, tendencia y residuos .....	24
4.3. Variabilidad espacial de las temperaturas .....	24
4.4. Análisis de tendencia y de su intensidad .....	25
4.5. Las relaciones entre variables .....	26
4.6. Las relaciones multivariadas .....	26
4.7. Métodos de interpolación espacial .....	27
4.8. Validación de los métodos de interpolación y medidas de error .....	29
4.9. Clasificación de los Tipos de Tiempo .....	30
5. Metodología y Resultados .....	32
5.1. La base de datos de temperaturas: MOTEDAS .....	32
5.1.1. Control de calidad: coherencia, datos anómalos e inhomogeneidades .	33
5.1.2. Reconstrucción de las series incompletas .....	36
5.1.3. Interpolación y validación .....	37
5.2. Climatología de las temperaturas mensuales de la España peninsular .....	39
5.3. Variación temporal de las temperaturas en la España peninsular .....	42
5.3.1. Tendencia de las temperaturas estacionales y anuales .....	42
5.3.2. Tendencia de las temperaturas mensuales .....	46
5.4. Variabilidad espacial de las temperaturas anuales y mensuales en la España peninsular .....	49

5.5. Las relaciones entre las temperaturas y los tipos de tiempo en la Península Ibérica .....	53
5.5.1. Modelización de las temperaturas mensuales a partir de los tipos de tiempo .....	53
5.5.2. La influencia de los tipos de tiempo en las temperaturas mensuales .....	56
5.5.3. El “Efecto Foehn” a gran escala a partir de la influencia de los tipos de tiempo Este y Oeste en las temperaturas mensuales de la Península Ibérica .....	60
<b>PARTE II. CONTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIOS REALIZADOS .....</b>	<b>63</b>
6. MOTEDAS: a new monthly temperature database for mainland Spain and the trend in temperature (1951-2010) .....	65
7. A new climatology of maximum and minimum temperature (1951-2010) in the Spanish mainland: a comparison between three different interpolation methods. ....	87
8. Recent trend in temperature evolution in Spanish mainland (1951-2010): from warming to hiatus .....	113
9. Spatial variability of maximum and minimum monthly temperature in Spain during 1981-2010 evaluated by correlation decay distance (CDD) .....	127
10. The influence of weather types on the monthly average maximum and minimum temperature in the Iberian Peninsula .....	141
<b>PARTE III. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES .....</b>	<b>157</b>
11. Discusión .....	159
11.1. La variabilidad espacial y temporal de las temperaturas en el territorio peninsular español .....	159
11.2. La variabilidad térmica: El diferente comportamiento de las temperaturas máximas y mínimas y sus posibles causas .....	162
11.3. Consideraciones finales .....	165
12. Conclusiones .....	166
13. Conclusions .....	168
14. Trabajos futuros .....	170
<b>BIBLIOGRAFÍA DE LA PARTE I Y III .....</b>	<b>173</b>

## *Índice de figuras*

---

Figura 1. Localización, elevación y principales unidades geomorfológicas del área de estudio. Fuente: Datos de elevación del GTOPO30, USGS 1996. Elaboración propia .....	18
Figura 2. Densidad de población de la España peninsular (2010). Fuente: Dpto. de Geografía y Ordenación del Territorio, Universidad de Zaragoza a partir de datos del INE y en colaboración con el Atlas Nacional de España (IGN) .....	19
Figura 3. Temperatura media anual (°C) de la España peninsular. Fuente: Datos procedentes de la AEMet. Elaboración propia .....	21
Figura 4. a.) Estaciones de temperatura en la Península Ibérica. b.) Puntos de presión a nivel del mar (NCEP/NCAR). c.) Principales tipos de tiempo de la clasificación de Jekinson y Collison (1977) .....	30
Figura 5. Número de estaciones de temperatura por año y distancia mínima entre observatorios. Fuente: AEMet. Elaboración propia .....	32
Figura 6. Longitud temporal de las estaciones de temperatura. Fuente: AEMet. Elaboración propia .....	33
Figura 7. Ejemplo de creación de la serie de referencia .....	34
Figura 8. Ejemplo de dato anómalo en el 2001 .....	35
Figura 9. Ejemplo de serie inhomogenea de 1973 a 1985 .....	35
Figura 10. Ejemplo de creación de la serie de referencia extrapolada (C candidata, R1 serie de referencia con vecinos solapados, R2 serie de referencia con vecinos no solapados) .....	36
Figura 11. Estaciones de la AEMet, estaciones seleccionadas y malla 10x10km de temperatura. Elaboración propia .....	37
Figura 12. Estadístico de error (MBE) en intervalos de altitud para Tmax y Tmin en enero, julio y anual .....	40
Figura 13. Climatología mensual de Tmax y Tmin de la España peninsular .....	41
Figura 14. Climatología mensual de Tmedia y DTR de la España peninsular .....	41
Figura 15. Serie regional del promedio anual de Tmax de la España peninsular y su intervalo de confianza ( $\mu \pm 1.96s/\sqrt{n}$ ) a partir del número de estaciones disponibles en cada año. Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia .....	43
Figura 16. Serie regional del promedio anual de Tmin de la España peninsular y su intervalo de confianza ( $\mu \pm 1.96s/\sqrt{n}$ ) a partir del número de estaciones disponibles en cada año. Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia .....	43
Figura 17. Serie regional de temperatura media de enero (izquierda) y agosto (derecha) de la España peninsular con las bases de datos: MOTEDAS, SPAIN02 y CRU. Fuente: MOTEDAS, CRU y SPAIN02. Elaboración propia ....	43
Figura 18. Serie regional de invierno, primavera, verano y otoño de Tmax y Tmin. Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia .....	44
Figura 19. Distribución espacial de la significación de tendencias (test de Mann Kendall) de invierno, primavera, verano y otoño de Tmax y Tmin. Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia .....	44

Figura 20. Ventana móvil de 60 a 20 años de la tendencia estacional de Tmax (arriba) y Tmin (abajo) a partir de la serie regional. Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia .....	45
Figura 21. Significación de la tendencia mensual (test de Mann Kendall) de Tmax (izquierda) y Tmin (derecha). Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia .....	47
Figura 22. Significación de la tendencia (test de Mann Kendall) de Tmedia (izquierda) y DTR mensual (derecha). Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia .....	47
Figura 23. Valores de CDD (km) de los promedios anuales de Tmax (izquierda) y Tmin (derecha) .....	50
Figura 24. Valores de CDD (km) de los promedios mensuales de Tmax (izquierda) y Tmin (derecha) .....	51
Figura 25. Distribución espacial en la España peninsular de las estaciones de temperatura clasificadas por intervalos de altitud .....	52
Figura 26. Valores mensuales de CDD en diferentes intervalos de altitud para Tmax y Tmin mensual .....	52
Figura 27. Evolución del RMSE y el coeficiente de determinación ( $R^2$ ) con cada predictor seleccionado por el modelo de regresión paso a paso (hacia adelante) para verano e invierno de Tmax y Tmin .....	54
Figura 28. Estadístico de error (MAE) de Tmax (izquierda) y Tmin (derecha) mensual. 55	
Figura 29. Número de predictores seleccionado por el modelo en Tmax (izquierda) y Tmin (derecha) mensual .....	55
Figura 30. Número de predictores y CDD para Tmax (izquierda) y Tmin (derecha) mensual .....	56
Figura 31. Nivel de significación del coeficiente de Pearson (r) entre el tipo de tiempo del Norte y Tmax y Tmin .....	57
Figura 32. Nivel de significación del coeficiente de Pearson (r) entre el tipo de tiempo del Sur y Tmax y Tmin .....	57
Figura 33. Nivel de significación del coeficiente de Pearson (r) entre el tipo de tiempo Anticiclón y Tmax y Tmin .....	58
Figura 34. Nivel de significación del coeficiente de Pearson (r) entre el tipo de tiempo Ciclónico y Tmax y Tmin .....	58
Figura 35. Nivel de significación del coeficiente de Pearson (r) entre el tipo de tiempo Suroeste y Tmax y Tmin .....	59
Figura 36. Nivel de significación del coeficiente de Pearson (r) entre el tipo de tiempo Sureste y Tmax y Tmin .....	59
Figura 37. Nivel de significación del coeficiente de Pearson (r) entre el tipo de tiempo Noroeste y Tmax y Tmin .....	60
Figura 38. Nivel de significación del coeficiente de Pearson (r) entre el tipo de tiempo Noreste y Tmax y Tmin .....	60
Figura 39. Nivel de significación del coeficiente de Pearson (r) entre el tipo de tiempo Oeste y Tmax y Tmin .....	61
Figura 40. Nivel de significación del coeficiente de Pearson (r) entre el tipo de tiempo Este y Tmax y Tmin .....	61
Figura 41. Esquema del proceso metodológico y sus resultados realizado en el proyecto de investigación .....	159

## ***Índice de tablas***

---

Tabla 1. Resumen de la estructura del proyecto de investigación .....	17
Tabla 2. Número total de datos (Total), datos sospechosos (Sosp) y porcentaje de datos sospechosos (%) de Tmax y Tmin mensual .....	35
Tabla 3. Promedio mensual del factor de ajuste de inhomogeneidades de Tmax y Tmin mensual .....	35
Tabla 4. Porcentaje de datos originales y reconstruidos a diferentes distancias (10 y 25 km) y periodos (1951-2010) .....	37
Tabla 5. Número de estaciones, porcentaje de territorio y densidad (estación/km <sup>2</sup> ) según intervalos de altitud .....	38
Tabla 6. Estadísticos de error (MBE y RMSE) y coeficiente de determinación (R <sup>2</sup> ) de la validación de la interpolación de Tmax y Tmin mensual .....	38
Tabla 7. Estadísticos de error (MBE, MAE y RMSE) y coeficiente de determinación (R <sup>2</sup> ) de la validación de los tres métodos de interpolación (LWLR, RK, SRK) del promedio mensual de Tmin.....	39
Tabla 8. Estadísticos de error (MBE, MAE y RMSE) y coeficiente de determinación (R <sup>2</sup> ) de la validación de los tres métodos de interpolación (LWLR, RK, SRK) del promedio mensual de Tmax .....	40
Tabla 9. Porcentaje de territorio según el nivel de la significación de la tendencia (test de Mann Kendall) de Tmax, Tmin, DTR y Tmedia mensual .....	46
Tabla 10. Tasa de Sen (°C/década) de acuerdo con el nivel de significación (p-valor 0.05, p-valor 0.01 y no significativo) de la Tmax, Tmin, Tmedia y DTR mensual .....	48
Tabla 11. Porcentaje de territorio con correlación positiva o negativa entre los tipos de tiempo y Tmax y Tmin mensual .....	56

## ***Índice de ecuaciones***

---

Ecuación 1. Coeficiente de correlación para el cálculo del índice CDD .....	25
Ecuación 2. Relación entre la variación común y la distancia entre observatorios .....	25
Ecuación 3. Modelo de regresión lineal simple .....	26
Ecuación 4. Modelo de regresión lineal múltiple .....	26
Ecuación 5. Estimación de la temperatura por el método LWLR .....	29
Ecuación 6. Estadístico de error MAE .....	29
Ecuación 7. Estadístico de error BIAS .....	30
Ecuación 8. Estadístico de error RMSE .....	30
Ecuación 9. Estadístico de error RMSE utilizado en el modelo de regresión lineal múltiple paso a paso .....	54



# Resumen

---

En este proyecto de investigación se ha estudiado la variabilidad espacio-temporal de las temperaturas mensuales en la España peninsular para el periodo 1951-2010. El tema de trabajo es de gran interés por dos cuestiones fundamentales, la primera es que la escala temporal de análisis incluye el periodo en el que se produjo un fuerte y rápido incremento de las temperaturas en época reciente, y el segundo punto corresponde a las características climáticas del área de estudio, la cual se define como una de las regiones de mayor variabilidad climática por su localización.

La tesis se presenta como un compendio de cinco artículos que sucesivamente tratan los objetivos planteados. El primero de ellos fue la creación de una base de datos de temperatura media mensual de máximas y mínimas de alta resolución espacial, mediante un proceso de control de calidad, reconstrucción y elaboración de una malla de 10 km<sup>2</sup>. En segundo lugar se realizó una actualización de la climatología de las temperaturas mensuales del territorio mediante un método de interpolación local que tiene en cuenta los factores geográficos que influyen en las temperaturas. El tercer objetivo se centró en el estudio de la variación temporal de las temperaturas analizando sus tendencias en diferentes periodos y medidas termométricas (máximas, mínimas, promedios y amplitud). El cuarto lugar se realizó un análisis de la variabilidad espacial de las temperaturas a partir de la estimación de la distancia a la que se mantiene un valor de varianza común predeterminado. Por último se investigaron las relaciones entre las situaciones sinópticas clasificadas como tipos de tiempo y las temperaturas, tanto desde el punto de vista espacial como sus variaciones temporales.

El estudio realizado en este proyecto de investigación confirma que en el territorio analizado existe una elevada variabilidad espacial y temporal de las temperaturas. Desde el punto de vista temporal, la temperatura en España Peninsular ha aumentado en el periodo estudiado, especialmente entre 1970 y 1990. Este incremento térmico se produce de manera significativa en verano, y en determinados meses según la temperatura máxima y mínima. La amplitud térmica mensual divide el territorio en la mitad norte con tendencia positiva, y mitad sur y costa mediterránea con tendencia negativa. Por otra parte, se ha podido observar que las temperaturas mínimas son más variables que las máximas lo que parece sugerir el peso que tienen los factores atmosféricos y geográficos en cada una de las variables. Por último, desde el punto de vista espacial, la mayor variabilidad se observa en la costa mediterránea en donde ha tenido lugar las mayores transformaciones en el paisaje debido a la acción antrópica.



# Abstract

---

In this research Project the Spatio-temporal variability of monthly temperatures in the Spanish península have been studied. This research topic is of relevance because of two main elements: A) the temporal scale for the analysis includes a period during which a sudden and strong increase in temperatures during a recent epoch; and B) the climatic features of the studied area are of interest given that the location of región of interest makes it especially variable in terms of climate.

This thesis is presented as a compendium of five articles the address the different established objectives. The first article deals with the generation of a database with monthly average maximum and minimum temperature data with high spatial resolution. This high quality database was obtained after applying processes of quality control, series reconstruction and generation of a 10 km<sup>2</sup> grid. In the second article an update of the climatology of monthly temperatures using a local interpolation method is presented. The interpolation method takes into account the geographical factors that impact on temperatures. The third study focuses on the characterization of the temporal variability of temperatures by analysing their trends for different periods and thermometric measures (maximum, minimum, average and amplitude). In the fourth place, an analysis of the spatial variability of temperatures was carried out by estimating the distances between points in space at which a certain predetermined value of common variance is maintained. Finally, the last study investigates the relationship between synoptic situations classified as weather types and temperatures, both from the spatial and temporal perspectives.

The study carried out in this research project confirms that, in the analysed territory, there exists a high spatial and temporal variability of temperatures. From the temporal perspective, temperatures in the Spanish peninsula have increased during the considered period of time, especially between 1970 and 1990. This increase is especially marked during the summer, and in some other specific months of the year depending on whether maximum or minimum temperatures are analysed. The monthly temperature amplitude divides the territory into a northern area with a positive trend in temperatures, and the southern half and Mediterranean coast, with a negative trend. On the other hand, it has been observed that minimum temperatures are more variable than maximum temperatures, which may suggest that atmospheric and geographic factors impact on these data with different weights. Finally, from the spatial point of view, the highest temperature variability is observed along the Mediterranean coast, where the most relevant landscape changes have taken place due to anthropic factors.



## Parte I.

## Introducción

*Este texto se presenta como un proyecto de tesis en el Programa de Doctorado "Ordenación del Territorio y Medio Ambiente" que ofrece el Departamento de Geografía de la Universidad de Zaragoza. Se desea que el texto tenga un enfoque geográfico de principio a fin, si bien la autora es muy consciente de que por el avance y especialización de la climatología, y de las demás ramas de nuestra ciencia común, puede llegar a parecer que se traspasa el límite propio geográfico por los asuntos tratados, técnicas empleadas, etc. Es por ello que siempre que ha sido posible los resultados y la discusión se establecen mediante la cartografía de los mismos, pues se considera dicha herramienta como la expresión más clara del hacer del geógrafo.*



## 1. Introducción

---

El clima es el estado medio de la atmósfera en un periodo amplio, que la Organización Mundial de Meteorología (OMM) establece en 30 años. El clima determina en gran medida los paisajes naturales, los ecosistemas, los hábitat, y de algún modo también los paisajes de origen humano, los sistemas de producción e incluso hasta aspecto de la salud del hombre. Por todo ello, conocer el comportamiento espacio-temporal del clima, su influencia en los diferentes elementos de los sistemas naturales y sus procesos es una tarea de investigación fundamental, y una herramienta clave para una buena gestión y ordenación del territorio.

El sistema climático incluye el conjunto de todos los elementos de los paisajes terrestres que lo forman (atmósfera, hidrósfera, litósfera, etc.) así como sus interacciones desde el punto de vista de la atmósfera. Este planteamiento, que se refleja en los textos más recientes (Aguado y Burt, 2004; Barry y Hall-McKim, 2014) indica que la definición del clima, además de referirse al estado medio atmosférico, también debe considerar las relaciones entre las variables de la atmósfera con los demás elementos del medio.

Actualmente el clima es objeto de investigación prioritaria ante la hipótesis del Cambio Climático en diversos centros de investigación no solo de Geografía, con el objetivo de tratar de explicar las causas de su evolución más reciente y, entre otros, realizar pronósticos mediante la simulación con modelos de posibles escenarios futuros para mitigar sus eventuales efectos y sugerir estrategias de adaptación. El último informe del IPCC (2013, AR5) ha señalado como inequívoco el aumento de las temperaturas desde la década de 1950, con una tasa de calentamiento de la temperatura media global de  $0,12 \text{ } [ +0,08/0,14 ] \text{ } ^\circ\text{C}$  por decenio durante el periodo 1951-2012. En el documento también se señala que las precipitaciones en las zonas continentales de latitudes medias del hemisferio norte han aumentado desde 1901. Además el IPCC indica que es sumamente probable que más de la mitad del aumento observado en la temperatura media global en superficie en el periodo 1951-2010 haya sido causado por el incremento de la concentración de gases de efecto invernadero y otros forzamientos antropogénicos (originados como consecuencia del aumento demográfico, diversas actividades económicas, cambios de usos del suelo, etc).

En el Informe de Evaluación del Cambio Climático Regional (Red Temática CLIVAR-España) se recoge el estado actual de los estudios sobre la evolución del clima del pasado y presente en el territorio Español (Bladé y Castro, 2010). En este documento se destaca que el estudio del clima actual es importante porque permite ubicar los cambios recientes observados en un contexto temporal y ello posibilita obtener estimaciones del rango de variabilidad natural, detectar el efecto de las actividades humanas, o validar las simulaciones hechas con modelos climáticos, entre otros aspectos. El informe indica que, contra lo que cabría pensar, los trabajos sobre temperaturas en España son mucho menos frecuentes que por ejemplo los realizados sobre las precipitaciones. Por ultimo señala que en el momento de su publicación la comparación de los resultados publicados sobre el comportamiento, especialmente de las temperaturas, no era tarea fácil por contener distintas escala espaciales, diferentes periodos y distintas variables analizadas.

En este contexto, se enmarca la presente tesis que pretende analizar con la mayor resolución espacial posible el comportamiento de las temperaturas durante las décadas recientes en la España peninsular. Esta tesis forma parte del proyecto de investigación denominado “Impactos Hidrológicos del Calentamiento Global en España-1” (HIDROCAES, Ministerio de Ciencia e Innovación CGL2011-27574-C02-01) desarrollado en el Departamento de Geografía de la Universidad de Zaragoza en colaboración con el IPE-CSIC (Instituto Pirenaico de Ecología, Consejo Superior de Investigación), el cual tuvo entre sus objetivos principales la creación de una base de datos de temperaturas mensuales de España peninsular a escala mensual y con la mayor resolución espacial posible y, con esta nueva herramienta, analizar las variaciones espaciales de las temperaturas con especial énfasis en su tendencias; por último en el proyecto se abre una línea de investigación enfocada al análisis de las eventuales causas o factores de dichas variaciones en lo que se sigue trabajando.

En el citado proyecto, quien firma la presente Tesis de Doctorado se incorporó como becaria del Programa FPI (Formación del Personal Investigador), pasando a formar parte integrante del equipo que desarrolló la citada base de datos de temperaturas y el estudio de la variabilidad de las temperaturas.



## 2. Estado de la cuestión y justificación de la tesis

---

Los elementos del clima varían en el tiempo en sus valores medios producto de los cambios en los factores que los condicionan. Por ejemplo, es conocido que el clima está afectado por la variabilidad de los patrones de la circulación atmosférica u oceánica que compensan los desequilibrios de energía calorífica en diferentes partes del planeta. Además de estas modificaciones temporales también se reconocen cambios en los valores medios de los elementos del clima que se conoce como tendencia.

Por otra parte, los elementos del clima varían en el espacio en función de los factores geográficos que lo condicionan, generales o locales, dando lugar a áreas con una alta variabilidad espacial y zonas más homogéneas. Entre los principales factores geográficos destacan la latitud, la topografía en función de su elevación, la exposición y orientación. Otro de los factores geográficos importante es la distancia a la costa, la cual determina el grado de continentalidad de un territorio. Esta variabilidad propia del clima conlleva una heterogeneidad espacial de las temperaturas cuya delimitación espacial depende de los factores condicionantes, así como del volumen de la información disponible.

---

### 2.1. Consideraciones previas

---

El estudio de la evolución de temperaturas necesita de bases de datos lo más densas posibles en el espacio y prolongadas en el tiempo, y parece que ambas características terminan por ser excluyentes ante lo que diferentes centros de investigación han tratado de solucionar el problema de modos diversos.

En la actualidad existen numerosas bases de datos de temperaturas en diferentes escalas espaciales. De ámbito mundial destacan la Global History Climatology Network (GHCN, Lawrimore et al., 2011), la llamada HadCRUTEM4 (procedente del Hadley Center y Climate Research Unite, Jones et al., 2012), la denominada GISS (Goddard Institute for Space Studies, Hansen et al., 2010), y la más reciente denominada BEST de la Universidad de Berkeley (Rohde et al., 2013); en Europa destaca la llamada European Climate Assessment & Dataset (ECA&D, Klein-Tank et al., 2002), y en ámbitos nacionales sin pretender dar un listado, podemos citar la denominada Spanish Daily Adjusted Temperature Series (SDATS, Brunet et al., 2006) o de ámbito más local, la llamada Northeastern Spain Adjusted Temperature (NESAT, Brunet et al., 2001). Estas bases de datos que abarcan periodos distintos pueden tener una resolución temporal diaria, mensual, estacional y anual, y a su vez pueden contener la información de las estaciones meteorológicas o una interpolación de las mismas normalmente en mallas disponiendo la información en el espacio ordenada de forma regular en un continuo. Sin embargo, la revisión bibliográfica que se presenta a continuación puso de manifiesto que no existía al iniciarse el presente proyecto una información suficientemente detallada en el espacio capaz de permitir estudiar las posibles

variaciones del comportamiento de las temperaturas con un detalle elevado en el territorio peninsular español.

Para terminar, una breve nota para aclarar el significado de las abreviaturas que se emplearán a lo largo del texto. En esta investigación se analizan las series de promedios mensuales de temperaturas diurnas y nocturnas. Tradicionalmente las primeras vienen siendo denominadas como temperaturas máximas, y como mínimas las segundas. En el texto se utilizarán indistintamente dicha identificación o sus acrónimos Tmax (máximas) y Tmin (mínimas). Del mismo modo también se presentarán estudios de los promedios mensuales cuyo acrónimo será Tmedia; finalmente la amplitud promedio mensual, o diferencia de Tmax y Tmin, se expresara como DTR, por su acrónimo inglés.

---

## 2.2. Antecedentes

---

Como se ha indicado anteriormente, el informe CLIVAR (Bladé et al., 2010) señaló la menor frecuencia de estudios sobre temperaturas en España respecto a los realizados sobre precipitaciones. Aún así, la producción científica es abundante y de calidad, con resultados que incluso plantean algunos debates científicos por sus distintas conclusiones. En los párrafos siguientes se presentará una visión global de las investigaciones sobre las temperaturas en España que se han realizado durante las dos o tres décadas más recientes.

Los trabajos se pueden agrupar en dos bloques: aquellos estudios que analizan el conjunto del territorio, bien analizando series de larga duración o las décadas recientes, en donde el número de observatorios aumenta, y un segundo grupo de investigaciones que analizan unidades administrativas, o unidades naturales (cuencas), en general con mayor densidad de información espacial.

En el primer caso, uno de los primeros estudios fue el presentado por Oñate y Pou (1996) quienes analizaron las tendencias de Tmax y Tmin en 11 estaciones, periodo 1901-1989, y concluyeron afirmando una variación menor en el norte y noroeste peninsular. También de ámbito global, Rodríguez-Puebla et al. (2002) analizaron Tmax y Tmin en 55 estaciones para el periodo 1949-2000; en sus conclusiones señalaron que la serie anual de anomalías de temperatura mostraba una disminución hasta los setenta, y a partir de entonces se producía un aumento. Además, en el estudio se indicaba el fuerte incremento de Tmax de invierno y de Tmin de verano. Años más tarde, Prieto et al. (2004) estudiaron las temperaturas extremas de invierno de 45 observatorios durante el periodo 1955-1998, encontrando una disminución de la frecuencia anual de eventos extremos, y un cambio en los valores medios de Tmin diaria. El mismo tema de investigación, en este caso de verano y primavera, se presentó en el estudio de Fernández-Montes et al. (2013), quienes utilizaron la base de datos SDATS; en sus conclusiones destacaron que en el verano los días y las noches son cada vez más cálidos. También Esteban-Parra, et al (2003) analizaron Tmax y Tmin, señalando que Tmax había aumentado más que Tmin, lo que supone una DTR positiva. Esta idea ha sido apoyada por algunos autores, como Abaurrea et al. (2001), Brunet et al., (2005, 2006, 2007), Horcas et al. (2001), Galán et al. (2001), Morales et al. (2005).

Sin duda alguna la primera base de datos de resolución diaria, con un exhaustivo control de calidad, es la presentada por Brunet et al. (2006). La base de datos (acrónimo SDATS), contiene los registros de Tmedia, Tmax y Tmin diarios de 22 estaciones, en diferentes periodos que abarcan al menos desde 1901 hasta 2005. En Brunet et al. (2007) se indicó una tasa de Tmin durante el siglo XX de 0.10°C/década, y ligeramente superior en Tmax (0.12°C/década). La comparación de dos periodos (1950-1972 y 1973-2005) sugirió a los autores que en el primer periodo las temperaturas de verano y primavera disminuyeron, mientras que en el invierno aumentaron; por su parte en el segundo periodo observaron un aumento generalizado de las temperaturas.

Años antes, Brunet et al. (2005) habían presentado un estudio de la variabilidad espacial de las tendencias de las temperaturas, periodo 1894-2003, mediante componentes principales, en el cual se identificaron los patrones espaciales norte, sureste y este, y suroeste de España, todos con tendencias positivas significativas. Finalmente los autores también mencionaban el abrupto y fuerte calentamiento de los setenta en adelante. Por las mismas fechas, Staudt et al. (2007) analizaron Tmax en 48 estaciones, y diferentes periodos entre 1860 y 2000. Sus conclusiones indicaron que el aumento térmico más fuerte se había producido en invierno.

De ámbito peninsular también pero acortando el periodo de análisis e incluyendo una mayor cantidad espacial de información, Bermejo y Ancell (2009) compararon las observaciones diarias de los datos del reanálisis ACMs y datos observados de los archivos de la AEMet (1061 estaciones) en dos periodos de tiempo: 1957-1979 y 1980-2002. De acuerdo con los resultados obtenidos con el test de Mann Kendall los autores observaron un aumento generalizado de Tmax y Tmin desde 1980, siendo este aumento superior en Tmax que en Tmin. Sin embargo, en el estudio se indica que la DTR fue mayor en 1980-2002 que en 1957-1979 durante el invierno.

Del Río et al. (2012) también han analizado abundante información cuando estudiaron el comportamiento de 476 observatorios, periodo 1961 al 2006, para conocer los cambios en Tmax y Tmin. En el trabajo los autores señalaron que más del 60% de los observatorios habían sufrido un aumento de Tmin en los meses de marzo, mayo, junio y agosto, y las estaciones primavera y verano; mientras que en el caso de Tmax el incremento tuvo lugar en los meses de marzo y junio, y las estaciones primavera y verano. Según estos autores, Tmax en general aumentó más que Tmin, coincidiendo con autores ya citados, y en principio contradiciendo los resultados anteriormente mostrados por estudios globales como Karl et al. (1993), Easterling et al. (1997), Folland et al. (2001), Vose et al. (2005), o Zhou et al. (2009).

Por último, De Castro et al. (2005), y entre otros muchos análisis prospectivos, presentaron los resultados de seis modelos globales del clima (AOGCM) y un modelo regional para el conjunto de la España Peninsular, estimando incrementos de la temperatura uniformes a lo largo del siglo XXI, más intensos en verano que en invierno.

El segundo grupo de investigaciones sobre las evolución de las temperaturas es de ámbito regional, cuyo reparto espacial no es homogéneo en su número.

En términos generales son numerosas las investigaciones realizadas en la vertiente mediterránea. Así por ejemplo en Cataluña, Sigró et al. (2006) indicaron que las temperaturas estivales en Cataluña aumentaron en el litoral más que en la zona noroccidental. Brunet et al. (1999) señalaron un incremento en la temperatura media

diaria (0.44 °C) durante 1910-1998 debido principalmente a los inviernos más cálidos, mientras que el verano y el otoño habrían contribuido en menor medida, y la primavera habría ejercido aún menor influencia. Serra et al. (2001) estudiaron la evolución de Tmax y Tmin diarias extremas del observatorio de Fabra (Barcelona), en donde la característica más llamativa de las temperaturas extremas fue el incremento de Tmin. Martínez et al. (2010) observaron un incremento de la tendencia anual de Tmax y Tmin en el periodo 1975-2004 en primavera y verano, también destaca el invierno de Tmax, mientras que en el otoño disminuía en Tmax por lo que se encuentra una tendencia negativa en la DTR.

También en la vertiente mediterránea pero ya no solo en Cataluña, Quereda et al. (2000), informaron de que una parte importante del calentamiento se debía al efecto urbano. En su trabajo observaron que, excepto en las grandes áreas urbanas, no hubo un cambio sistemático en las temperaturas en el periodo analizado. Otro de los trabajos sobre la región mediterránea es el presentado por Miró et al. (2006), en la Comunidad Valenciana (periodo 1958-2003), que observan que Tmin aumenta más que Tmax en las proximidades de la costa, contrario a lo que se observa en el interior del territorio. Más al sur, Horcas et al (2001) analizaron la tendencia de Tmax y Tmin anual y estacional en el periodo 1940-1997 de 23 estaciones en la cuenca del río Segura. Los resultados indicaron un incremento significativo en ambas. La temperatura máxima presenta un comportamiento diferente dependiendo de la estación y la región considerada. Los autores observaron un incremento de Tmax en áreas de montaña, especialmente en el periodo 1970-1997. Este incremento resultó ser más significativo y fuerte en primavera, seguido por el de verano y el de invierno. En el periodo 1940-1997 encontraron una apreciable disminución de Tmax, mientras que en el periodo 1970-1997 observaron un incremento solo significativo en primavera. El comportamiento de Tmin, durante los cuarenta y los cincuenta, mostró una tendencia decreciente. A partir de los setenta detectaron un incremento de Tmin en las zonas de planicie, más intenso que el detectado en Tmax.

En el sur, García-Barrón (2006) realizan un estudio sobre temperaturas diarias en el periodo 1951-2001 de Andalucía. En el estudio se concluyó indicando que la evolución interanual de Tmin reflejaba un aumento superior que el observado en Tmax (véase notas previas sobre evolución de la DTR). Castro-Díez et al. (2007) analizaron Tmax estacionales andaluzas y constataron un calentamiento importante en primavera, y en menor medida en otoño e invierno. La evolución de Tmin resultó ser similar a la de Tmax, pero menos marcadas. Por último, las temperaturas medias se caracterizaron por un calentamiento de forma destacada a partir de los setenta.

En el interior, Cañada et al. (2001) analizaron la tendencia de los promedios anuales de Tmax y Tmin en la meseta meridional española, periodo 1909-1996, y señalaron su aumento a partir de los años setenta. Peña et al. (2006) realizaron un estudio de las temperaturas en alta montaña del Pirineo oriental, a través del análisis de la temperatura mínima invernal. Los resultados indicaron una posible disminución de la temperatura media y una oscilación térmica negativa que relacionaron con la evolución de la NAO desde 1990 hasta 2006.

En la meseta norte, particularmente en Castilla y León, Labajo y Piorno (1999) analizaron el comportamiento del promedio anual de Tmin y determinaron el año 1972 como el inicio de un cambio de comportamiento en las temperaturas mínimas. Morales et al. (2005) indicaron que solo existe tendencia creciente significativa en

Tmax y Tmedia de invierno. Del Río et al. (2005) observaron un aumento en Tmedia de invierno y primavera, y una ligera disminución en otoño y verano. Estos autores señalaron un hecho vital que es que los resultados obtenidos del estudio de las tendencias dependen de la escala de tiempo y periodo considerado. En otro trabajo Del Río et al. (2007) estudiaron Tmax y Tmin, observando un patrón muy similar entre ellas y un incremento en todos los meses y en la serie anual. En sus resultados también se observa que el aumento en algunos meses de Tmax (sobre todo de diciembre y marzo) superan al los de Tmin por lo que la DTR tiene un comportamiento positivo a diferencia de lo comentado previamente en otros estudios en España y confirman que la comparación entre estudios de tendencia es difícil cuando no se corresponden al mismo periodo. Por último, Ceballos et al. (2007) observaron en la misma zona un aumento de Tmedia, especialmente a partir de 1973, debido fundamentalmente al comportamiento de Tmax.

En el noreste español (principalmente depresión del Ebro) El Kenawy et al. (2012) analizaron las tendencias de Tmax, Tmin, Tmedia y DTR, periodo 1920-2006. Todas las variables térmicas aumentaron significativamente, principalmente desde 1960. A una escala estacional los autores observaron una tendencia débil en otoño, y fuerte en verano y primavera, siendo el calentamiento más fuerte en las áreas cercanas a la costa que en el interior de la zona de estudio.

Cambiando de ámbito, en el noroeste peninsular, Cruz y Lage (2006), y Álvarez et al. (2012), han estudiado el comportamiento de las temperaturas en Galicia. Cruz y Lage (2006) señalaron el aumento de Tmedia anual durante el periodo 1973-2004, y sobre todo en primavera, tanto Tmax como Tmin. Sin embargo, el incremento en invierno de Tmedia parece estar relacionado con el aumento significativo de Tmax, mientras que el aumento de las temperaturas estivales se debería al aumento significativo de Tmin. El otoño tiene un aumento significativo en la temperatura mínima. Álvarez et al. (2012) utilizaron un modelo del proyecto ENSEMBLES, y han sugerido que las temperaturas de otoño e invierno no sufrirían grandes cambios en los próximos años, mientras que en el verano y la primavera estos cambios serán más acusados.

### 2.3. Justificación

En el contexto de la hipótesis del “Cambio del Clima” los estudios sobre la evolución de las temperaturas pueden aumentar nuestro conocimiento de la dinámica del sistema climático, ayudar a incrementar la capacidad de evaluación de sus eventuales efectos, su mitigación, y eventualmente contribuiría a mejorar su predicción. Desde el punto de vista espacial, es importante delimitar áreas en las que las temperaturas se comporten de modo similar de aquellas que no, lo que puede servir como instrumento que ayude a realizar una clasificación espacial, útil para la planificación y encaminada a incluir medidas de mitigación ante los distintos escenarios propuestos. En el inicio de este texto se indicó que el clima, y las temperaturas por tanto, influyen en gran parte de los procesos de los sistemas naturales y afectan a las actividades humanas. Un cambio en los valores medios de las temperaturas podría suponer una modificación en los hábitos de vida y la necesidad de adaptarse a las nuevas circunstancias; un incremento de las situaciones térmicas extremas implicaría efectos sobre la salud

humana (un posible mayor número de fallecidos) así como pérdidas económicas en la agricultura, servicios, etc. Frente a este tipo de escenarios, la sociedad solo puede prevenir los cambios futuros del clima, mediante un mayor conocimiento del pasado, tratando de realizar una buena planificación del futuro.

Las conclusiones generales que se pueden extraen de la revisión previamente comentadas sobre la evolución y reparto espacial de las temperaturas en España son:

- Las temperaturas han aumentado en la España peninsular a lo largo del siglo XX. Esta evolución no ha sido continua, sino que presenta tres periodos: calentamiento hasta 1940, enfriamiento hasta 1970 y calentamiento desde 1970 hasta el presente.
- El mayor aumento de la temperatura se ha registrado a partir de 1970 hasta la actualidad, y se localiza fundamentalmente durante la primavera y el verano.
- La comparación de la tasa de la tendencia de las temperaturas entre diferentes regiones sugiere que existe una fuerte variabilidad espacial.
- Existen discrepancias sobre el comportamiento de la DTR y los patrones espacio-temporales de Tmax y Tmin en las décadas más recientes.

Estas conclusiones generales sugieren la existencia de aspectos que pueden ser campo de investigación y análisis, y convergen con los objetivos del proyecto en que se enmarca esta tesis. Entre aquellos aspectos en los que entendemos que se podría realizar nuevas aportaciones podemos citar:

- Aumentar los estudios sobre las temperaturas de la España peninsular mediante una base de datos con resolución espacial detallada que incluya las décadas recientes y tenga longitud suficiente para realizar estudios de tendencias.
- Una base de datos para todo el territorio permite poner en común los resultados encontrados en la DTR para las distintas regiones de la España peninsular.
- Debido al cambio general de los promedios de temperatura observados, es interesante actualizar la climatología de la temperatura en la España peninsular. Esta nueva climatología de alta resolución puede convertirse en un elemento de gran valor en la validación de modelos, planificación de actividades en el medio, etc.
- El conjunto de los datos de temperatura de alta resolución espacial permitirá conocer la variabilidad espacial de las temperaturas, y por tanto posibilitará estudiar las relaciones entre las temperaturas y otros factores geográficos.
- Relacionado con lo anterior, el estudio con detalle espacial de la evolución de las temperaturas en el tiempo puede proporcionar información que permita conocer los factores que las condicionan, y por tanto aumentar nuestra capacidad de valorar futuras estimaciones (por ejemplo la validación de modelos) y tareas de planificación.

Uno de los aspectos que consideramos de mayor interés en este estudio es el área de trabajo, la España peninsular, un territorio contrastado y diverso por su ubicación y topografía. Este entorno de estudio, desde el punto de vista geográfico es un medio interesante, peculiar y a veces difícil de estudiar en detalle por su extraordinaria variabilidad geográfica. Estas características singulares hacen esperar una alta variabilidad espacial y temporal de los elementos del clima, y entre ellos de las temperaturas objeto del presente proyecto de doctorado.

Los estudios climáticos han señalado patrones de variabilidad espacial de las temperaturas en la España peninsular en los gradientes norte sur (por efecto de la latitud), y costa interior, si bien en muchas ocasiones no se ha tenido en cuenta por considerar que la temperatura es una de las variables climáticas más constantes en el espacio frente a otras, como la precipitación, muy dependientes de factores más locales. Los cambios espaciales de las temperaturas en la península se han atribuido a la influencia de los factores geográficos más locales sobre los factores más generales, como las condiciones atmosféricas, ya que se encuentra afectada por masas de aire muy contrastadas, cuyos efectos espaciales son diversos debido a que presenta una topografía muy accidentada (véase más adelante).

---

## 2.4. Hipótesis y Objetivos

---

Los estudios más recientes han señalado que en los últimos 60 años (1951-2010) las temperaturas han aumentado en el territorio peninsular pero existen discrepancias sobre la época del año (meses y estaciones), la medida térmica ( $T_{max}$  y  $T_{min}$ ) y el lugar (véase revisión previa), y se desconoce realmente en detalle su heterogeneidad espacial, por lo que el objetivo general de esta tesis es estudiar la variación espacial y temporal de las temperaturas en las décadas recientes.

Para lograr este objetivo principal, se han establecido una serie de objetivos específicos, organizados del siguiente modo:

- 1) Crear una base de datos de temperaturas mensuales promedio en la España peninsular, tras efectuar un control de calidad de los fondos documentales de AEMet. El objetivo final es lograr la mayor cantidad posible de observatorios reconstruidos durante un periodo prefijado, y elaborar una malla con la resolución espacial más elevada posible.
- 2) Actualizar la climatología de las temperaturas mensuales a partir del estudio comparativo de diferentes métodos de interpolación. Este objetivo viene impuesto por las variaciones de los promedios consecuencia del aumento de temperaturas comentado, y por la utilidad reconocida a las climatologías de los elementos del clima en numerosos aspectos de la ordenación y planificación del territorio.
- 3) Analizar la variación temporal y espacial de las tendencias de las temperaturas mensuales, incluyendo el empleo de ventanas móviles. Uno de los problemas detectados en la revisión previa es la dificultad de comparar los valores de tendencias por la diferencia entre periodos empleados. El estudio de ventanas móviles no solamente aportará información sobre cómo se han comportado las temperaturas a lo largo del tiempo en periodos sucesivos, sino que sus resultados permitirán realizar la comparación con todos los estudios previos.
- 4) Realizar un estudio de la variabilidad espacial de las temperaturas mensuales. El comportamiento espacial de las temperaturas se ha sugerido que es muy homogéneo, y esto afecta a numerosos análisis como por ejemplo la elaboración de series de referencia, interpolación espacial, entre otros. Algunos de los resultados que hemos señalado en los antecedentes y el estado de la

cuestión ponen de manifiesto diferencias notables en la evolución térmica lo que refleja la heterogeneidad espacial de las temperaturas.

- 5) Por último, este proyecto plantea como último objetivo una investigación que comience a analizar con detalle en el espacio los factores que ayuden a comprender y explicar la variabilidad de las temperaturas señaladas en los objetivos precedentes. Este objetivo se concreta en el estudio de la relación de los tipos de tiempo y las temperaturas.

## 2.5. Estructura

La tesis se presenta en un formato de compendio de publicaciones, lo que modifica su estructura respecto a los textos tradicionales y sigue las especificaciones señaladas para esta opción.

La tesis se divide en tres partes diferenciadas. En esta primera parte, se presentan el estado de la cuestión, la justificación de la investigación y los objetivos planteados. A continuación se describe brevemente el área de estudio y sus principales características, las fuentes documentales empleadas, y se ofrece al lector un compendio de las técnicas y métodos estadísticos usados; para terminar se sintetizan los diferentes estudios realizados. La segunda parte incluye los documentos publicados, en donde se ofrece en detalle muchos de los aspectos solamente esbozados anteriormente. Por último, en la tercera parte se presenta la discusión y un debate general de los distintos aspectos investigados, que dan pie a las conclusiones generales.

Para facilitar al lector el seguimiento del texto, en la Tabla 1 se presenta la secuencia de objetivos, las técnicas y métodos más importantes empleados, y las herramientas de software utilizadas, indicando la revista en que se publicaron los principales resultados.

Objetivos específico # 1	Técnicas y métodos estadísticos	Software utilizado
Creación de una base de datos de alta resolución espacial de los promedios mensuales de Tmax y Tmin	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Control de calidad: detección de anómalos e inhomogeneidades</li> <li>- Reconstrucción de las series temporales</li> <li>- Interpolación y validación: creación de malla de alta resolución espacial (0,1°x0,1°)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Anclim y Proclim (Stepanek, 2008, 2009)</li> <li>- Lenguaje y entorno de programación R</li> <li>- AcrGIS (Esri España)</li> </ul>
Artículo publicado		
José Carlos Gonzalez-Hidalgo, Dhais Peña-Angulo, Michele Brunetti, Nicola Cortesi (2015): MOTEDAS: a new monthly temperature database for mainland Spain and the trend in temperature (1951-2010). International Journal of Climatology 35: 4444-4463.		



Objetivo específico # 2	Técnicas y métodos estadísticos	Software utilizado
Actualización de la climatología mensual de las temperaturas	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Comparación de métodos de interpolación</li> <li>- Validación de las interpolaciones</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Lenguaje y entorno de programación R (librería gstat)</li> <li>- AcrGIS (ArcMap)</li> </ul>
Artículo publicado		
Dhais Peña-Angulo, Michele Brunetti, Nicola Cortesi, José Carlos Gonzalez-Hidalgo (2016): A new climatology of maximum and minimum temperature (1951-2010) in the Spanish mainland: a comparison between three different interpolation methods. International Journal of Geographical Information Science ISSN: 1365-8816 (Print) 1362-3087, <a href="http://dx.doi.org/10.1080/13658816.2016.1155712">http://dx.doi.org/10.1080/13658816.2016.1155712</a>		
Objetivo específico # 3	Técnicas y métodos estadísticos	Software utilizado
Variación temporal de las temperaturas mensuales	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Cálculo de la tendencia a partir de la significación de Mann Kendall y el cálculo de la tasa de Sen</li> <li>- Eliminación de la autocorrelación mediante el prewhite</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Lenguaje y entorno de programación R (librería Kendall)</li> <li>- AcrGIS (ArcMap)</li> </ul>
Artículo publicado		
<p>José Carlos Gonzalez-Hidalgo, Dhais Peña-Angulo, Michele Brunetti, Nicola Cortesi (2015): MOTEDAS: a new monthly temperatura database for mainland Spain and the trend in temperatura (1951-2010). International Journal of Climatology 35: 4444-4463.</p> <p>José Carlos Gonzalez-Hidalgo, Dhais Peña-Angulo, Michele Brunetti, Nicola Cortesi (2016): Recent trend in temperatura evolution in Spanish mainland (1951-2010): from warming to hiatus. International Journal of Climatology 36: 2505-2416.</p>		
Objetivo específico # 4	Técnicas y métodos estadísticos	Software utilizado
Variabilidad espacial de las temperaturas mensuales	- Índice de Distancia de la Caída de la Correlación (CDD)	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Lenguaje y entorno de programación R</li> <li>- AcrGIS (ArcMap)</li> </ul>
Artículo publicado		
Dhais Peña-Angulo, Nicola Cortesi, Michele Brunetti, José Carlos Gonzalez-Hidalgo (2015): Spatial variability of maximum and minimum monthly temperature in Spain during 1981-2010 evaluated by correlation decay distance (CDD). Theoretical and Applied Climatology 122: 35-45.		
Objetivo específico # 5	Técnicas y métodos estadísticos	Software utilizado
Relación espacio-temporal de las temperaturas con los tipos de tiempo	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Modelo de regresión lineal múltiple paso a paso con criterio RMSE</li> <li>- Validación del modelo</li> <li>- Coeficiente de correlación de Pearson</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- R-Studio (otro interfaz de R)</li> <li>- Sistema de información libre y abierto QGIS 2.14</li> </ul>
Artículo publicado		
Dhais Peña-Angulo, Ricardo Trigo, Nicola Cortesi, José Carlos Gonzalez-Hidalgo (2016): The influence of weather types on the monthly average maximum and minimum temperatures in the Iberian Peninsula. Atmospheric Research 178-179: 217-230.		

Tabla 1. Resumen de la estructura del proyecto de investigación.

### 3. Área de estudio

El presente proyecto de tesis se inserta dentro del doctorado en Ordenación del Territorio y Medio Ambiente que se desarrolla en el Departamento de Geografía y Ordenación del Territorio. Como ya se ha indicado, de manera genérica el objetivo final del mismo es conocer las variaciones espaciales y temporales del comportamiento de las temperaturas en el territorio de la España peninsular durante las décadas más recientes que eventualmente pudieran servir para conocer mejor sus efectos en diferentes procesos del medio y sus componentes, como por ejemplo los incendios, la agricultura, la erosión, la vegetación, el turismo, variaciones de la diversidad faunística, entre otros.

#### 3.1. Características generales

El territorio peninsular español tiene una extensión algo menor de 500.000 km<sup>2</sup>, se sitúa entre los 43°47'24"N en la punta de Estaca de Bares (La Coruña) y los 36°00'03"N de Tarifa (Cádiz), y en cuanto a la longitud se halla situado entre los 3°19'E en el cabo de Creus (Girona) y los 9°50'W en el Finisterre (La Coruña) (Figura 1).

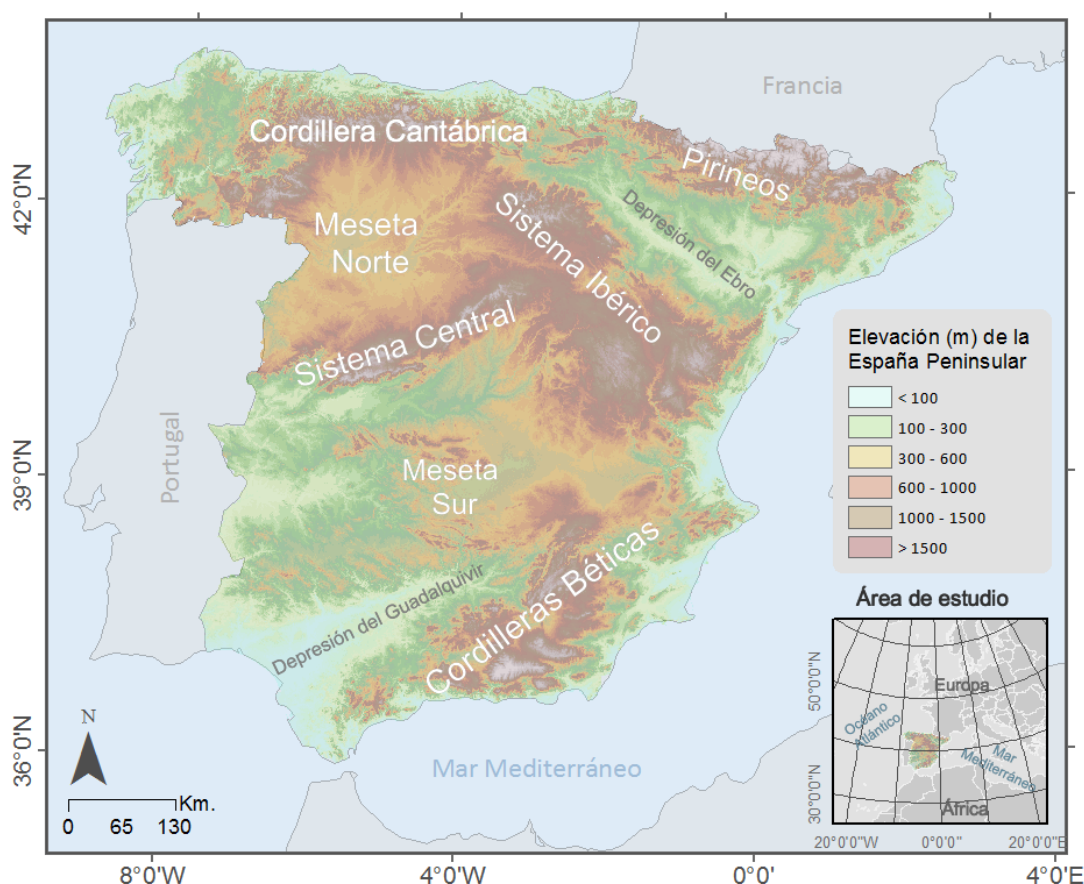


Figura 1. Localización, elevación y principales unidades geomorfológicas del área de estudio. Fuente: Datos de elevación del GTOPO30, USGS 1996. Elaboración propia.

Es un territorio con un relieve complejo, en el que destaca la elevada altitud media (660 m), y altamente accidentado producto de las orogenias ocurridas. En su conjunto su núcleo central se organiza a partir de dos cuencas interiores (submeseta norte y sur) separadas por el Sistema Central, rodeadas por sistemas montañosos que en forma de arco las rodean desde el norte hasta el sur en una sucesión de alineaciones montañosas (Cordillera Cantábrica, Sistema Ibérico y Sierra Morena), excepto por el oeste. Dos unidades exteriores, depresiones periféricas del Guadalquivir y el Ebro, se adosan por el noreste y sur al núcleo central a su vez enmarcadas por otras cadenas montañosas: Sistema Bético, los Pirineos y Costero Catalana respectivamente (Gil Olcina y Olcina Cantos, 2001).

### 3.2. El medio humano

Es interesante conocer la distribución espacial de la población y las actividades económicas en el territorio peninsular español, no ya tanto por el peso que tiene hoy en día los factores del clima sobre los asentamientos (sí sobre las actividades agrícolas), como por el efecto que determinados impactos del hombre en el medio puedan tener sobre los elementos del sistema natural.

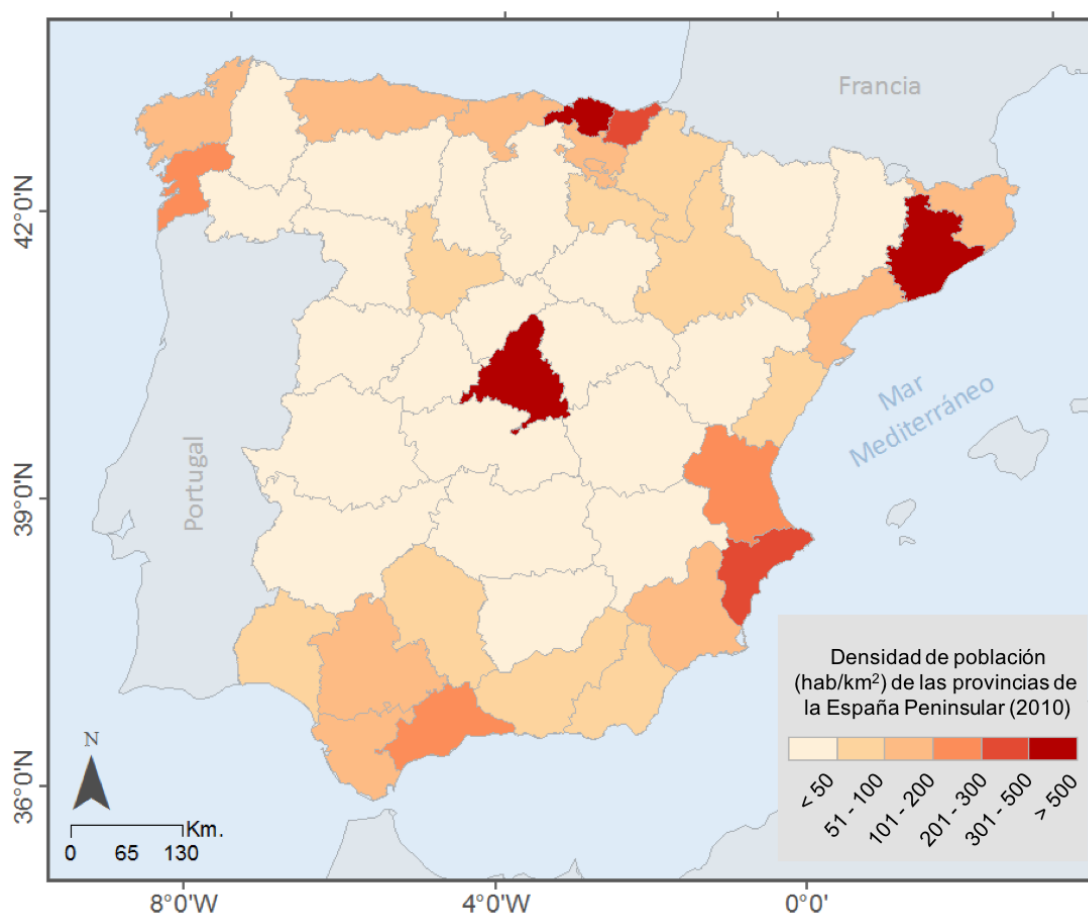


Figura 2. Densidad de población de España (2010). Fuente: Dpto. de Geografía y Ordenación del Territorio, Universidad de Zaragoza a partir de datos del INE y en colaboración con el Atlas Nacional de España (IGN).

En general, la población de la España peninsular se caracteriza por ser escasa si la comparamos con el resto de Europa y por estar distribuida de manera desigual en el espacio. La mayor parte de la población se localiza en los centros industriales tradicionales (Cataluña y Euskadi) y en las ciudades de mayor actividad turística (Madrid, Sevilla y Barcelona) con un acusado incremento en las décadas recientes. Frente a ello, la España interior sigue sufriendo una pérdida progresiva de población hacia las regiones más ricas. España ha sufrido un alto proceso de urbanización no exento de problemas por falta de una buena planificación y particularmente acusado en décadas recientes, aunque las transformaciones de los paisajes no han sido exclusivamente por el incremento del área urbanizada, sino también por el aumento de la red de infraestructuras de alta capacidad con sus enormes servidumbres espaciales, la proliferación de incendios, el abandono de tierras por la PAC (Política Agraria Común), o las transformaciones en regadío, todas ellas capaces de cambiar localmente al menos los flujos de calor sensible y latente, y por ello alterar la evolución de las temperaturas y producir cambios en su variabilidad espacial.

La distribución de la población (Figura 2) muestra fuertes contrastes entre un interior poco poblado y una periferia con mayor densidad. Además, este desequilibrio se acentúa en el tiempo, y actualmente se vive uno de los mayores contrastes interior-costa conocidos hasta el momento, a excepción de alguna ciudad interior y Madrid, la capital de España que se localiza en el interior y ayuda a dinamizar las áreas de alrededor. Las provincias más pobladas son Madrid, Barcelona, Valencia, Sevilla y Alicante; mientras que las menos pobladas son Soria, Teruel, Segovia, Guadalajara y Ávila. Las principales causas de este desequilibrio son económicas, reflejo de los desequilibrios territoriales que tienen lugar.

Actualmente, España es un país terciario ya que más de la mitad del producto interior bruto y casi la mitad de la población activa corresponde a este sector. Este ámbito económico, en el que se incluye el transporte y el turismo, son las actividades que más han transformado el paisaje. Las principales regiones en las que se localiza el sector terciario se localiza cerca de la costa mediterránea y en la capital del país.

Desde el punto de vista económico, el clima es un factor fundamental en el sector primario y alguna de las actividades del sector terciario, pues sigue siendo el factor determinante de los cultivos de secano porque influye en el ciclo vegetativo de las plantas a partir de las temperaturas y precipitaciones. También, el clima es primordial en el confort climático que permite el desarrollo de áreas turísticas especializadas por ejemplo en sol y playa, frente a otras caracterizadas por un turismo de nieve.

---

### 3.3. La variabilidad del clima

---

El área de estudio, la España peninsular, se sitúa en la zona templada del Hemisferio Norte, entre dos masas de agua claramente contrastadas: el océano Atlántico y el mar Mediterráneo. Además, se localiza entre dos masas continentales, Europa y África, con un fuerte contraste que condicionan las masas de aire que llegan a la península desde ambos territorios. Por último, el territorio peninsular español se sitúa en el límite de acción de las masas de aire polares y las tropicales, lo cual promueve una fuerte diferenciación estacional.

Por su localización, la España peninsular recibe la influencia de la circulación general del oeste, y por tanto recibe la influencia del océano atlántico, pero también se ve afectada por la inlfujo de las dinámicas subtropicales y mediterránea, si bien las áreas de influencia de cada una, así como las direcciones de sus efectos en el espacio (gradientes) varían. Por todo ello, la España peninsular es una de las áreas del planeta con mayor variabilidad de situaciones atmosféricas (Martín Vide y Olcina Cantos, 2001).

Los centros de acción que más afectan a la península son las bajas presiones atlánticas y los anticiclones subtropicales. El anticiclón de las Azores tiene mayor incidencia, fundamentalmente en verano, pero también se relaciona con la entrada de aire cálido en otras estaciones. Los anticiclones que proceden del continente Europeo, especialmente en invierno, suponen la penetración de aire frío. Entre las bajas se encuentran la de Islandia y las borrascas de frente polar muy activas en los meses fríos, mientras que en las bajas térmicas originadas en el interior por recalentamiento estival o en otoño destaca las bajas del golfo de Génova con efectos menos generalizados.

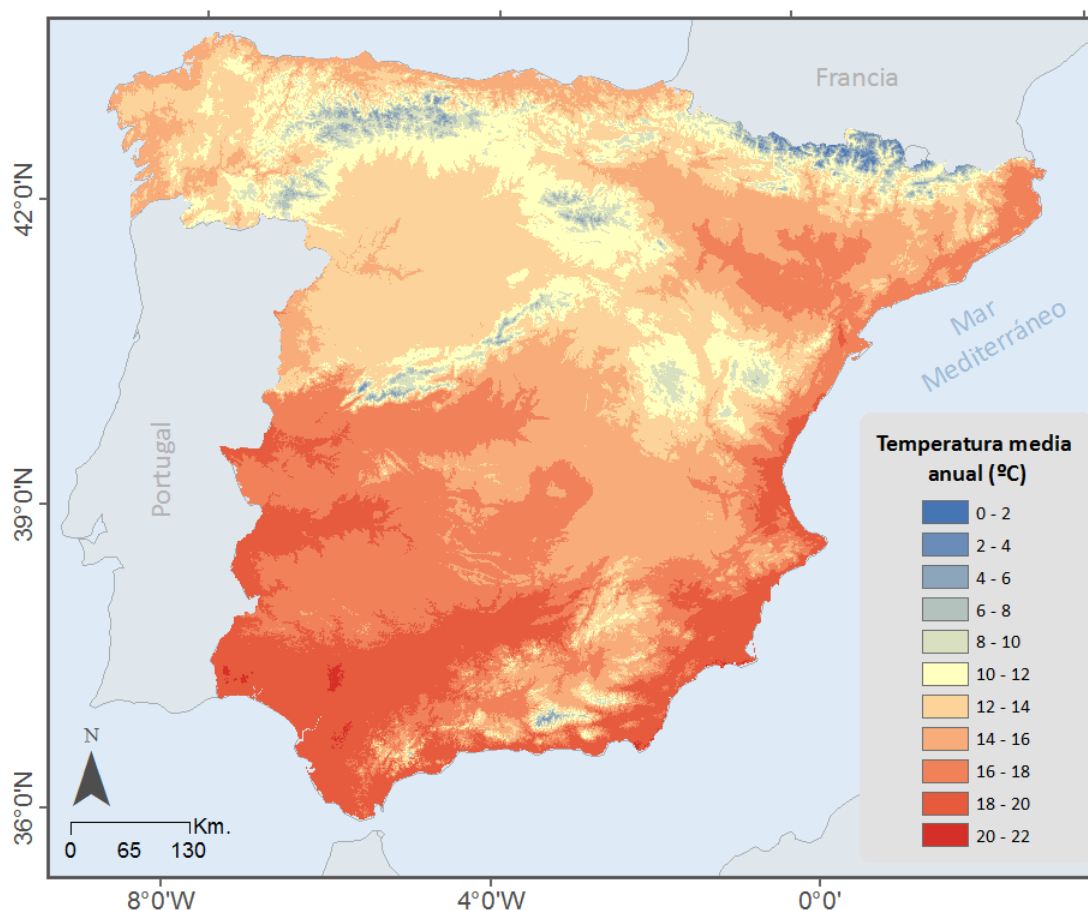


Figura 3. Temperatura media anual (°C) de la España peninsular. Fuente: Datos procedentes de la AEMet. Elaboración propia.

El relieve es otro de los factores geográficos que modifican el clima del área de estudio. Las cadenas montañosas presentan una orientación oeste-este que posibilita la entrada desde el Atlántico hasta el arco montañoso ya descrito. En la margen este del territorio, las cadenas montañosas se localizan cerca de la costa y cabe pensar que los efectos mediterráneos tendrán dificultad para adentrarse en el interior.

Por estar situado en la zona templada las temperaturas en la España peninsular tienen una marcada diferencia estacional. En el verano las temperaturas medias más elevadas se localizan en el Valle del Guadalquivir (en torno a los 28º) y las más suaves, a excepción de las zonas de montaña, se dan en Norte y Noroeste (18ºC) (Figura 3). En invierno la continentalidad y la altitud explican los valores más fríos de los altiplanos del Sistema Ibérico y en la Submeseta Norte (medias menores a 5º). Las mayores amplitud entre el mes más frío y el más cálido se dan en el interior del territorio, donde superan los 15ºC.

En el territorio se pueden encontrar diferentes tipos climáticos y sus variantes en función de sus precipitaciones y temperaturas. El clima oceánico se localiza en la fachada cantábrica (la mayor parte del territorio de Galicia, Asturias, Cantabria, País Vasco y mitad norte de Navarra), y se caracteriza por precipitaciones abundantes, la ausencia de estación seca, temperaturas suaves por el efecto regulador del mar, con media de invierno entre 8 y 12ºC, en verano entre 18 y 22ºC, y una amplitud térmica moderada entre 10 y 12ºC. El clima mediterráneo de interior se localiza en la meseta, el valle del Ebro y Andalucía interior (la mayor parte del territorio de las comunidades autónomas de La Rioja, Madrid, Castilla León, Extremadura, Aragón y Castilla La Mancha). Este clima es producto de la continentalización que tiene lugar debido al aislamiento de la influencia marina que sufren estas tierras, lo que favorece el frío y la disminución de las precipitaciones. En invierno las temperaturas medias están entorno a -10ºC y 5ºC, el verano es seco y caluroso con medias entre 20 y 27ºC, la amplitud térmica aumenta hasta los 20ºC, y como caracteriza al clima mediterráneo tiene estación seca. En el clima mediterráneo de costa (la mayor parte del territorio de las comunidades autónomas de Cataluña, Valencia, Murcia y Andalucía) las precipitaciones también son escasas, existe sequía estival, y las temperaturas medias de invierno están entre 8ºC y 12ºC, y en verano entre 23 y 26ºC. A diferencia del clima mediterráneo de interior, en el caso del clima mediterráneo de costa la amplitud térmica es menor, entre 12ºC y 18ºC. Otra diferencia entre los climas de costa e interior mediterráneos es su régimen de precipitaciones bimodal, con máximo de otoño en la costa este, y mayoritariamente primaveral en el centro, en transición al típico máximo de invierno en la fachada atlántica. Por último el clima de montaña, en los sistemas montañosos Ibérica, Central, Bético, Pirineos y Cantabria en el que existe diferencias debido a su localización, y se pueden diferenciar los climas de montaña, marítimo, de interior y subtropical. En general, este clima de montaña se caracteriza por abundantes precipitaciones y bajas temperaturas.

## 4. Datos, técnicas y métodos estadísticos

---

En este apartado se recoge los principales métodos utilizados para llevar a cabo los objetivos planteados en apartados anteriores. Un comentario general a todos ellos se refiere al empleo del concepto de significación estadística.

La significación estadística se ha utilizado para indicar que el resultado del test estadístico aplicado en cada caso es muy poco probable que sea fruto del azar. En este trabajo se ha empleado en general el umbral p-valor 0.05. Si el test estadístico indica que p-valor es menor que 0.05 entonces se rechaza la Hipótesis nula y se acepta la Hipótesis alternativa, es decir se interpreta que existe relación significativa entre las dos variables, que existe tendencia el tiempo, etc. Ocasionalmente se indicarán otros valores de significación en momentos específicos.

---

### 4.1. Fuentes documentales

---

Las fuentes documentales empleadas para desarrollar los objetivos específicos 1-4 son los datos originales de la Agencia Estatal de Meteorología (AEMet), cuyo análisis y tratamiento específico se presentan en detalle más adelante, y que solamente se esbozan en este apartado.

La AEMet facilitó 4710 registros diarios de temperatura máxima y mínima. Los registros se encuentran codificados por identificador cuyo primer dígito indica la cuenca hidrográfica en la que se encuentra. Este primer dígito va de 0 a 9 y se refiere a la cuenca interna de Cataluña, Norte, Duero, Tajo, Guadiana, Guadalquivir, Mediterránea andaluza, Segura, Júcar y Ebro, respectivamente.

El volcado de los datos de promedios mensuales a partir de los registros diarios de Tmax y Tmin fue sometido a un proceso de depuración de datos sospechosos y detección de inhomogeneidades, empleando series de referencia, tras lo cual las series fueron reconstruidas y con el conjunto de series con mayor porcentaje de datos originales y sus faltas reconstruidas con datos de vecinos más cercanos. A continuación, se elaboró una malla de alta resolución para el periodo 1951-2010, con la que se realizaron los diferentes análisis. Posteriormente, se realizaron los estudios de variabilidad espacial y temporal de la base de datos MOTEDAS. Estas tareas se realizaron durante los dos primeros años de investigación en el Departamento de Geografía y Ordenación del Territorio de la Universidad de Zaragoza, bajo la supervisión del Dr. José Carlos González Hidalgo, director de esta tesis. La actualización de la climatología de las temperaturas a partir de la comparación de métodos de interpolación se desarrolló durante una estancia de investigación en el “Institute of Atmospheric Science and Climate of Italian National Research Council” (ISAC-CNR) de Bologna, bajo la tutoría del Dr. Brunetti, codirector de esta tesis.

La segunda fuente de datos empleada fue la malla de presiones del reanálisis ERA con la que se calcularon los tipos de tiempo y los análisis señalados en el objetivo 5. Esta tarea se realizó durante una estancia en el Instituto “Dom Luiz” del Departamento de Física de la Universidad de Lisboa, bajo la supervisión del Dr. Trigo.

## 4.2. Análisis de series temporales: estacionalidad, tendencia y residuos

---

Las series temporales son un conjunto de observaciones recogidas secuencialmente en el tiempo. Estas series temporales pueden ser discretas o continuas, determinísticas o estocásticas, entre otras características. Las observaciones en el tiempo son muy útiles ya que permite describir que ha ocurrido, y eventualmente ayudan a predecir escenarios de su posible comportamiento futuro.

Los principales componentes de una serie temporal se obtienen a partir de la descomposición de la variancia de una serie. Los componentes que normalmente se consideran son la tendencia, que se define como cambio a largo plazo con respecto a la media; el efecto estacional, es decir ciclos que se repiten en la serie; y el componente aleatorio que son los valores que quedan una vez quitados los dos anteriores. Los dos primeros componentes tienen un carácter determinista y el último un carácter estocástico.

Cuando se quiere conocer uno de los componentes de la serie se debe eliminar el otro posible, o ambos componentes (tendencia y estacionalidad) si se quiere conocer la relación que se establece entre dos series distintas. Si no se elimina el efecto de los componentes de la serie el resultado del análisis estadístico puede estar errado.

En este proyecto de tesis fue necesario eliminar alguno de los componentes de la serie según el objetivo de estudio, por ejemplo:

En el proceso de reconstrucción de las series se eliminó el componente estacionario anual, trabajando con los datos mensuales, y el componente de tendencia mediante la serie de diferencia, es decir, cada año se resta con su anterior.

En el estudio de las tendencias de las temperaturas se eliminó el ciclo anual analizando los datos mensuales. Además se estudió la posible dependencia serial, es decir, si el valor en un año de una variable estaba estrechamente relacionado con lo ocurrido en años anteriores. Las pocas series temporales que mostraron autocorrelación temporal fueron corregidas mediante el método propuesto por Yue et al., (2002) (véase más adelante).

En el análisis de la influencia de los tipos de tiempo en las temperaturas mensuales se eliminó la tendencia de las series en el modelo de regresión lineal, y se estudió la relación en el espacio de los residuos de ambas series.

## 4.3. Variabilidad espacial de las temperaturas

---

La variación espacial de la correlación entre observatorios se ha estudiado por medio del denominado CDD (Correlation Distance Decay, Distancia de Descenso o Caída de la Correlación). El CDD se define a partir de la correlación entre vecinos ( $r$ ), y la distancia ( $x$ ) a la cual el valor  $r$  cae bajo un umbral definido ( $x_0$ ), que representaría la distancia a la que la correlación entre observatorios dejaría de ser significativa (Pannekoucke et al. 2008) según:



$$r = e^{-\left(\frac{x}{x_0}\right)} \quad (1)$$

Valores elevados de CDD indican que la variabilidad espacial del elemento analizado es baja y viceversa (Osborn y Hulme, 1997; Briffa y Jones, 1993). En cada serie la relación entre la variancia común ( $r^2$ ) y la distancia entre observatorios es modelada según la función logarítmica:

$$\log(r_{ij}^2) = b * \sqrt{d_{ij}} \quad (2)$$

siendo ( $\log(r_{ij}^2)$ ) el logaritmo de la variancia común entre cada observatorio (i) y las series de vecinos (j), la distancia entre ellos ( $d_{ij}$ ), y la pendiente del modelo de regresión por mínimos cuadrados (b). Este desarrollo es semejante a anteriores estudios (Jones et al., 1997; Caesar et al., 2006). El umbral seleccionado para definir el CDD fue de  $r=0.70$ , equivalente a una variancia común del 50%.

#### 4.4. Análisis de tendencias y de su intensidad

La prueba de Mann Kendall es un test no paramétrico (Mann, 1945) que se utiliza para detectar el signo y significación de tendencia en las series temporales, siendo el tiempo la variable independiente y el elemento de estudio la variable dependiente analizada (temperaturas); esta prueba en los años recientes ha sustituido al coeficiente de rangos de Spearman que venía siendo empleado en el estudio de tendencias en series sin control de su normalidad. La prueba se basa en medir el orden relativo de todos los pares posibles de puntos. La hipótesis nula es que no existe tendencia, y la hipótesis alternativa que existe tendencia.

Un problema del test Mann Kendall es la detección de una falsa tendencia significativa por causa de la autocorrelación de la serie. En el estudio de la tendencia se comprobó previamente en cada serie si existía autocorrelación. La autocorrelación surge cuando los residuos del modelo no son independientes entre si y la consecuencia inmediata es que los estimadores de tendencia como Mann Kendall son poco fiables. Para identificar la autocorrelación en las series se aplicó el método propuesto por Yue et al. (2002) que básicamente elimina en primer lugar la tendencia de la serie mediante un modelo polinomial de tercer grado que es el que mejor se ajusta a los datos en nuestro caso. Por ultimo, en las series que se eliminaron la autocorrelación se añadió la tendencia quitada previamente para calcular el estadístico de Mann Kendall.

El test de Mann Kendall detecta si hay tendencia significativa y su signo positivo o negativo, pero no informa de su intensidad o tasa. Para conocer las tasas de las tendencias se utilizó prueba de Sen (Sen, 1968), otro estadístico no paramétrico que comienza a ser empleado con frecuencia y sustituye el coeficiente de la recta de regresión (la pendiente), procedimiento que es el adecuado si la tendencia se ha calculado previamente mediante Mann Kendall, que no presupone normalidad de datos. El estadístico de Sen asume una tendencia lineal y es la mediana de la diferencia entre cada par de datos posibles.

## 4.5. Las relaciones entre variables

En la investigación en ocasiones se analiza las relaciones entre variables de un modo cualitativo, empleando el coeficiente de correlación de Pearson ( $r$ ) como una medida de la relación entre dos variables. Este estadístico es el cociente entre la covarianza y el producto de las desviaciones típicas de ambas variables. El coeficiente de correlación lineal es un número real comprendido entre -1 y 1, que indican relación fuerte inversa o negativa y relación fuerte directa o positiva, respetivamente. Un valor de  $r$  igual a cero indica que no existe relación entre ambas variables. Además de la magnitud y el signo de la relación entre las variables, en cada caso se acompaña de su significación.

## 4.6. Las relaciones multivariadas

A lo largo de la investigación por lo general se han relacionado variables dos a dos, pero en el estudio de las relaciones entre los tipos de tiempo y las temperaturas se ha aplicado un modelo de regresión múltiple que no deja de ser la expansión a diferentes variables independientes del modelo simple de regresión bivariada entre dos variables.

La regresión consiste en la creación de una fórmula matemática que relacione variables con la asunción de causa y efecto. La ecuación matemática contiene una o más variables independientes ( $x$ ), los parámetros intercepto ( $a$ ), pendiente ( $b$ ), y los residuos ( $e$ ) los cuales permitirán explicar parte de la varianza de la variable dependiente ( $y$ ). El intercepto representa el valor de  $y$  cuando  $x$  vale cero, mientras que la pendiente indica el cambio, aumento o disminución, en la variable dependiente por cada aumento unitario de la variable independiente.

El modelo de regresión es lineal porque la relación que se establece entre variables se estructura en forma de recta. La técnica de mínimos cuadrados consiste en buscar la recta que minimice las distancias cuadrado calculadas desde cada uno de los puntos hasta la recta. En función del número de variables independientes, se distingue entre regresión simple, solo una variable independiente, y regresión múltiple, más de una variable independiente.

Ecuación del modelo de regresión lineal simple:

$$y = a + bx + e \quad (3)$$

Ecuación del modelo de regresión lineal múltiple:

$$y = a + b_1x_1 + \dots + b_x x_x + e \quad (4)$$

El contraste de hipótesis en el modelo de regresión lineal se lleva a cabo mediante el contraste de nulidad (pendiente  $b = 0$ ) para los coeficientes mediante la distribución de t-Student y para el modelo conjunto mediante la distribución de Fisher. Si p-valor es inferior a 0.05 podemos rechazar la nulidad de cada coeficiente y el conjunto del modelo y es posible aceptar que la variable independiente explica parte de la varianza de la variable dependiente. Además, para llevar a cabo el contraste de hipótesis en el modelo lineal de regresión, se debe cumplir que los residuos tengan una distribución

normal, homogeneidad de la varianza, y la independencia de los datos; así como una relación lineal significativa entre las variables. En un modelo de regresión lineal el coeficiente de determinación ( $R^2$ ) es el cuadrado del coeficiente de correlación de Pearson (Steel y Torrie, 1960) e informa sobre la calidad del modelo, su capacidad de predecir y la proporción de variación de los resultados que puede explicarse por el modelo. Este coeficiente toma valores entre 0 y 1, y cuanto más próximo a 1 expresará un mayor porcentaje de variancia explicada, considerando los grados de libertad correspondientes.

---

## 4.7. Métodos de interpolación espacial

---

En el inicio de este proyecto de tesis de doctorado se indicó el deseo de que la investigación fuera y quedase claramente indicada como un trabajo geográfico. Y entre otras características la expresión principal de todo trabajo geográfico es la cartografía, la manifestación espacial de los fenómenos analizados. Pero los problemas de la representación de los datos del presente proyecto no son solo llevar a unos límites espaciales (los del mapa) los resultados, sino que veces ha habido que realizar tratamientos de cierta complejidad, en donde se debe encontrar el método óptimo de representación.

La toma de datos de los observatorios de las variables climática tienen un carácter puntual, pero las variables naturales se comportan de manera continua en el espacio, así que la técnica de interpolación espacial permite estimar valores en cualquier punto del espacio. Para llevar a cabo esta transformación es necesario aplicar una función matemática, mediante la cual sea posible estimar el valor de una variable. La calidad de la interpolación depende del método de interpolación elegido, de la calidad de los datos, y la densidad de información, tanto espacial como temporal.

Existen diferentes métodos de interpolación según la selección de estaciones que intervienen en la estimación del valor de la variable (locales o globales), y según la función matemática utilizada (media ponderada, modelo de regresión, geoestadística), entre otros criterios. Los más utilizados en el ámbito de la climatología son:

- Métodos locales: Se basan en la utilización de los puntos cercanos al punto que se desea estimar. Se debe decidir qué puntos más cercanos van a formar parte del conjunto de interpolación en función del radio y del número de puntos cercanos. Ejemplos de métodos locales es la media ponderada por el inverso de la distancia (IDW), la media ponderada por el inverso a la distancia y el ángulo (ADW), la red de triángulos irregulares (TIN), la técnica de Splines, entre otros.
  - El método de interpolación local Distancia Angular Ponderada (ADW) es una modificación del IDW (inverso de la distancia) en el cual se incorpora una componente angular a los pesos con el objetivo de evitar asignar más peso a las zonas con mayor densidad de observaciones. Los pesos tienen un componente radial y otro angular (Brunetti et al., 2006). Este método de interpolación pondera en función de la distancia de las estaciones seleccionadas y el ángulo, es decir si muchas estaciones se agrupan en un sector tienen menos peso que una estación que queda aislada.

- **Métodos geoestadísticos:** Se basan en la teoría de las variables regionalizadas (Matheron, 1970). La variabilidad espacial de una variable puede ser obtenida mediante el valor medio constante, una componente estocástica, y el residuo. A partir del variograma experimental, es una función estadística que permite determinar la variabilidad espacial a partir de puntos de muestreo. El variograma se define como la media de los cuadrados de las diferencias entre pares de puntos separados por una distancia ( $h$ ). Esta función está definida por los parámetros, meseta, rango y pepita. Si la variable es igual en todas las direcciones se trata de un comportamiento isotrópico, mientras que si cambia en función de la dirección se trata de un comportamiento anisotrópico. Otro elemento importante dentro de este método de interpolación es el variograma teórico. Este es un modelo paramétrico para ajustar los datos muestrales. Existen diferentes modelos: esférico, exponencial, gaussiano, etc. Entre los métodos de interpolación geoestadística destacan el Kriging Ordinario y el Regresión Kriging. Estos dos métodos se diferencian, que el caso del Kriging Ordinario se asume que la variación en los valores de la variable está libre de cualquier componente estructural o tendencia de variación; mientras que el Regresión Kriging asume lo contrario.
  - El Regresión Kriging es una combinación del Kriging y el modelo de regresión (Hengl et al. 2007). A partir del método de Regresión Kriging se aplicó en este estudio una variación del mismo con la inclusión en el modelo de regresión una selección paso a paso. El proceso consiste en eliminar de la serie de temperatura la influencia que corresponde a los factores geográficos como la elevación, pendiente, orientación, distancia a la costa, latitud y altitud, en donde tiene una fuerte impronta cada uno de ellos. Una vez que la serie de temperatura solo responde a su variabilidad natural se realiza la interpolación con los parámetros determinados por el variograma, y finalmente se vuelven a añadir a la celda estimada los efectos geográficos previamente eliminados. La selección de los factores geográficos que se deben tener en cuenta en cada serie se realizó mediante el criterio de Akaike (AIC).
- **Modelos de Regresión Lineal:** se basa en el modelo de regresión lineal previamente explicado. Este modelo puede ser simple o múltiple en función del número de variables independientes.
  - El modelo de regresión por peso local (Local Weithed Lineal Regresion, LWLR) es un método de interpolación local desarrollado por Brunetti et al. (2014). Consiste en aplicar el modelo de regresión lineal entre la temperatura y la elevación en las estaciones seleccionadas, con un mínimo de 15 y un máximo de 35 estaciones, en un radio de 200 km. La ponderación de los registros está en función de las características geográficas (orientación, pendiente, latitud, longitud, altitud y distancia a la costa), en la que tendrán un mayor peso las estaciones con características topográficas similares al pixel cuya temperatura estamos estimando. Las variables geográficas utilizadas se obtuvieron a partir del Modelo Digital de Elevación (MDE) con resolución 0.0083° (GTOPO 30, USGS, 1996). Todos los factores de ponderación (posición, elevación, distancia a la costa, orientación, pendiente) están basados en una

función gaussiana, de tal forma que las estaciones con características geográficas similares van a tener mucho más peso que el resto de estaciones. El método específico de regresión lineal es por pesos (Taylor, 1997) con las estaciones vecinas para predecir el valor de temperatura de una celda ( $\lambda, \phi$ ) como una función de la elevación ( $h$ ), donde  $a(\lambda, \phi)$  y  $b(\lambda, \phi)$  son los coeficientes de la regresión lineal:

$$T(\lambda, \phi) = a(\lambda, \phi) + b(\lambda, \phi) * h(\lambda, \phi) \quad (5)$$

#### 4.8. Validación de los métodos de interpolación y medidas de error

Como se indica en el apartado previo una cosa es llevar al plano los datos y tratarlos para obtener información, pero en muchas ocasiones ello no basta y cada vez más se necesita validar estos resultados sobre todo cuando se han realizado extrapolaciones por interpolación.

La validez de cualquier interpolación espacial se realiza mediante la validación cruzada y una medida de error asociada a este. Existen diferentes tipos de validación cruzada:

La validación cruzada de K iteraciones (K-fold cross-validation) consiste en dividir los datos en k subconjuntos, y uno de estos es clasificado como datos de prueba y el resto como datos de entrenamiento. La validación cruzada se repite durante k iteraciones (normalmente 10), con cada uno de los subconjuntos. Por último, se realiza una media aritmética de los resultados de las iteraciones para tener un valor único. Este método es mejor cuanto mayor son las iteraciones, sin embargo esto supone una carga computacional que se convierte en una desventaja.

La validación cruzada aleatoria consiste en dividir aleatoriamente el conjunto de datos de entrenamiento y el conjunto de datos de prueba. Una vez aplicado el modelo, se contrasta el resultado de los valores predichos con los observados del conjunto de prueba. La ventaja de este método frente al anterior es que no depende del número de iteraciones. Sin embargo, quedan muestras sin evaluar y otras que son sobrevaluadas.

La validación cruzada dejando uno fuera (LOOCV) es una técnica que se utiliza para evaluar los resultados del modelo (bondad del ajuste). Consiste en eliminar un elemento de la muestra cada vez y estimar su valor mediante el modelo especificado (método de interpolación), utilizando el resto de los elementos. Con este método la estimación del error no tiende a ser muy variable dependiendo de los datos para validar, es decir, el error es más estable, a diferencia de la validación reservando un conjunto de datos como se ha hecho tradicionalmente.

A partir de los valores observados (O) y predichos por el modelo (P) se pueden obtener diferentes medidas del error:

El error absoluto medio (MAE): se utiliza para medir la diferencia absoluta entre los valores predichos por el modelo y los valores observados.

$$MAE = N^{-1} \sum_{i=1}^N |P_i - O_i| \quad (6)$$

El sesgo (BIAS), (Pielke, 1984): proporciona información sobre la tendencia del modelo a sobreestimar o subestimar una variable.

$$\text{BIAS} = N^{-1} \sum_{i=1}^N (P_i - O_i) \quad (7)$$

La raíz del error medio cuadrático (RMSE): es la raíz cuadrada del promedio de la suma de las diferencias cuadráticas entre los valores observados y predichos. Cuanto más se acercan estos estadísticos de error a cero, mejor es el modelo.

$$\text{RMSE} = [N^{-1} \sum_{i=1}^N (P_i - O_i)^2]^{0.5} \quad (8)$$

## 4.9. Clasificación de los tipos de tiempo

En el presente proyecto se ha aplicado una clasificación de tipos de tiempo (Jenkinson y Collison, 1977) a los datos de presión diaria en una malla de 16 celdas procedentes de la base de datos NCEP/NCAR Reanalysis (periodo 1951-2010) con centro en la península. La clasificación calcula 6 índices geostrofos que tienen en cuenta la dirección (D), la fuerza (F) y la vorticidad del viento (Z), y posteriormente se aplican una serie de reglas que permiten obtener 26 tipos de tiempo, 8 direccionales: Norte (N), Sur (S), Este (E), Oeste (W), Noreste (NE), Noroeste (NW), Sureste (SE), y Suroeste (SW), 2 puros: Anticiclón (A) y Ciclónico (C) (Figura 4), y la combinación de ambos tipos en los llamados híbridos: AN, AS, AE, AW, ANE, ANW, ASE, ASW, CN, CS, CE, CO, CNE, CNW, CSE, CSW.

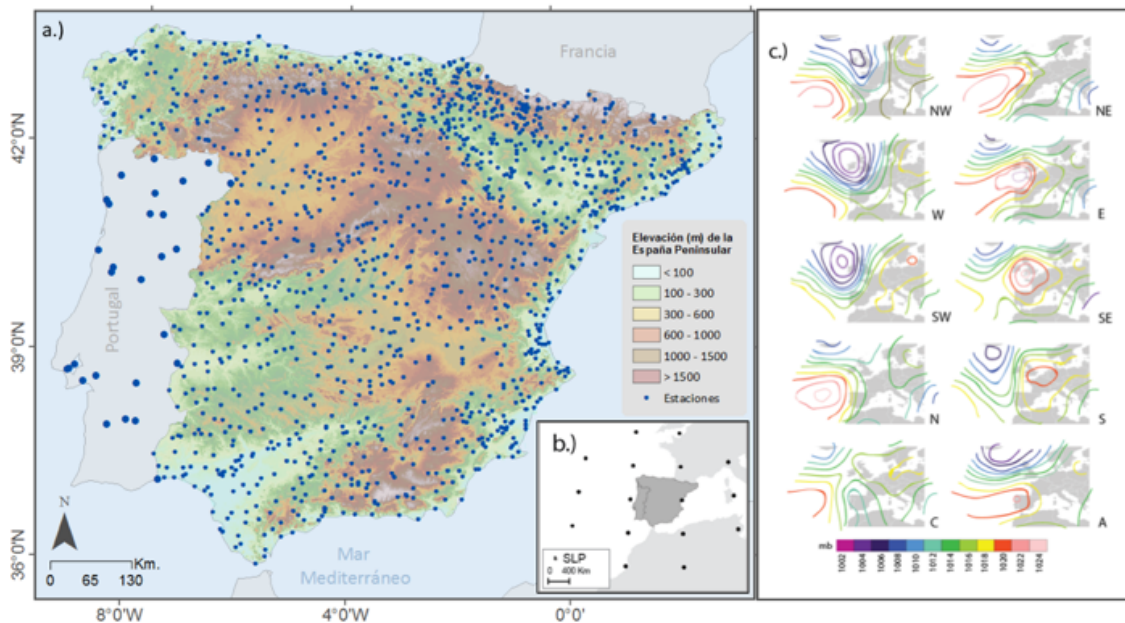


Figura 4. a.) Estaciones de temperatura en la Península Ibérica. b.) Puntos de presión a nivel del mar (NCEP/NCAR). c.) Principales tipos de tiempo de la clasificación de Jenkinson y Collison (1977).

Las ecuaciones de los seis índices son las siguientes:

- $F_s$  (flujo del sur) =  $1.305[0.25(p_5+2p_9+p_{13})-0.25(p_4+2p_8+p_{12})]$
- $F_w$  (flujo del oeste) =  $[0.50(p_{12}+p_{13})-0.50(p_4+p_5)]$
- $Z_s$  (vorticidad del sur) =  $0.85[0.25(p_6+2p_{10}+p_{14})-0.25(p_5+2p_9+p_{13})-0.25(p_4+2p_8+p_{12})+0.25(p_3+2p_7+p_{11})]$
- $Z_w$  (vorticidad del oeste) =  $1.12[0.5(p_{15}+p_{16})-0.5(p_8+p_9)]-0.91[0.5(p_8+p_9)-0.5(p_1+p_2)]$
- $F$  (flujo total) =  $(F_s^2+F_w^2)^{1/2}$
- $Z$  (vorticidad total) =  $Z_s+Z_w$

y los tipos de tiempo se establecen siguiendo las pautas definidas en Trigo y DaCamara (2000) empleando las siguientes reglas:

- La dirección del viento se calcula como  $\tan^{-1}(F_w/F_s)$ ,  $180^\circ$ , siendo añadida si  $F_w$  es positiva. La dirección apropiada se calcula utilizando las ocho direcciones de la rosa de vientos, permitiendo  $45^\circ$  por sector.
- Si  $|Z| < F$ , el flujo es direccional, y se define su dirección (N, NE, E, SE, S, SW, W, NW).
- Si  $|Z| > 2F$ , el flujo se considera de tipo ciclónico puro ( $Z > 0$ ) o anticiclónico puro ( $Z < 0$ ).
- Si  $F < |Z| < 2F$ , se considera un híbrido, se establece la dirección y si es ciclónico (CN, CNE, CE, CSE, CS, CSW, CW, CNW) o anticiclónico (AN, ANE, AE, ASE, AS, ASW, AW, ANW).

La clase sin catalogar indicada por Martín Vide (2002) fue diseminada en las otras 26 al igual que Trigo y DaCamara (2000).

## 5. Metodología y Resultados

En este capítulo se expondrán los principales resultados obtenidos, resumiendo los textos publicados en revistas de investigación con breves indicaciones metodológicas. La información detallada de las técnicas y métodos utilizados, así como la discusión y conclusiones con la bibliografía consultada se encuentra en los artículos publicados.

### 5.1. La base de datos de temperaturas: MOTEDAS

Este apartado corresponde a la primera parte del artículo “MOTEDAS: a new monthly temperature dataset for mainland Spain and the trend in temperature (1951-2010)” publicado en la revista “International Journal of Climatology”. En el artículo se recoge todo el proceso de la creación de la base de datos MOTEDAS y se estudia la tendencia de 60 años (1951-2010). En el presente texto se explicará en líneas generales el proceso llevado a cabo para la creación de la base de datos MOTEDAS.

En el marco del proyecto “Impactos Hidrológicos del Calentamiento Global en España I (HIDROCAES)” la AEMet facilitó los registros históricos de los datos originales de temperatura diaria de máximas y mínimas para convertirlos a promedios mensuales. Así, la información con la que se trabaja a lo largo de este proyecto de investigación son los promedios mensuales de las temperaturas máximas ( $T_{max}$ ) y mínimas ( $T_{min}$ ), que dan origen a la temperatura media mensual ( $T_{media}$ ) y a partir de su diferencia a la amplitud térmica mensual (DTR).

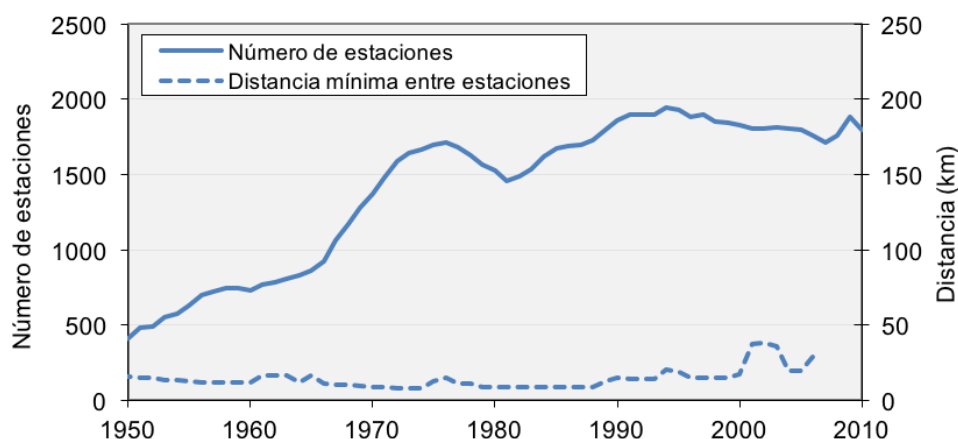


Figura 5. Número de estaciones de temperatura por año y distancia mínima promedio entre observatorios.  
Fuente: AEMet. Elaboración propia.

Los datos mensuales de partida fueron 4710 estaciones originales con distinta distribución temporal (Figura 5), de las cuales se seleccionan los observatorios que tenían más de 84 meses con dato en el total del periodo que abarca cada estación (Figura 6). El control de calidad consistió en un control de coherencia espacial e interna, una detección de datos anómalos, y una detección de inhomogeneidades. Posteriormente, se realizó una reconstrucción de las series para el máximo periodo



posible en cada caso. Y por último, se seleccionaron las estaciones con mayor porcentaje de dato original para la interpolación espacial y creación de una malla.

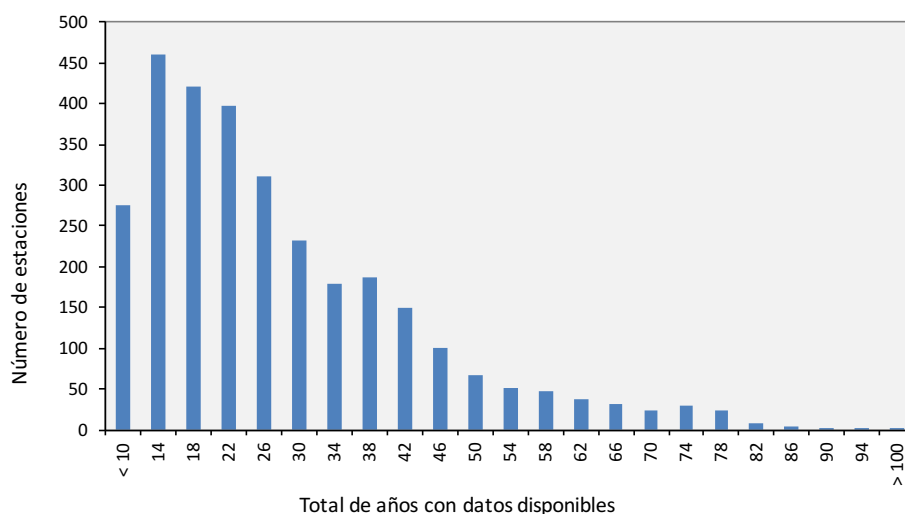


Figura 6. Longitud temporal de las estaciones de temperatura. Fuente: AEMet. Elaboración propia.

### 5.1.1 Control de calidad: coherencia, datos anómalos e inhomogeneidades

El control de calidad se realizó en tres pasos: la coherencia de los datos, la detección de los datos anómalos y la corrección de series inhomogéneas, empleando en los pasos segundo y tercero series de referencia y aplicando un proceso iterativo.

El control de coherencia espacial consistió en comprobar que las coordenadas y altitud indicadas en las estaciones eran correctas. Para llevar a cabo este estudio se utilizó el Modelo Digital de Elevación (MDE) de alta resolución espacial a 30 m (Hayakawa et al., 2008). Se estableció una serie de criterios para determinar las estaciones sospechosas:

- Diferencia de altitud entre el valor de las estaciones y el MDE superior a 150m.
- La altitud de las estaciones que cumplen el criterio anterior, no se encuentra en un radio de  $2\text{km}^2$  en el MDE.
- La diferencia entre la temperatura media anual con respecto al valor predicho por los métodos de interpolación RK y LWLR es superior a  $3^{\circ}\text{C}$ .

Se corrigieron aquellas estaciones en las que fue posible determinar una nueva localización, teniendo en cuenta la información actualizada de la AEMet que ofrecen en su página web y el recurso Google Earth. Se volvió a realizar el proceso de detección de estaciones sospechosas y aquellas que cumplieron los criterio previamente mencionados fueron descartadas (Tmax 54 estaciones y Tmin 45 estaciones).

Los criterios establecidos para la detección de datos que no cumplen el criterio de coherencia interna son:

- El dato no esta presente en Tmax y Tmin
- La Tmax es inferior a la Tmin
- Las temperaturas son superiores a  $50^{\circ}\text{C}$
- Las temperaturas son inferiores a  $-50^{\circ}\text{C}$
- La amplitud es superior a  $40^{\circ}$

- Concatenación del mismo valor tres meses seguidos
- Los meses de verano con temperaturas inferiores a cero
- Las temperaturas son superiores a 4 desviaciones típicas.

Los datos anómalos y las series inhomogéneas se diferencian en que los primeros son datos individuales, y los segundos un conjunto de datos consecutivos en el tiempo afectados eventualmente por cambios en las condiciones de medida. Ambos son ajenos a la variabilidad interna de la variable estudio, y pueden ser causados por errores de digitalización, toma de datos, cambios de localización, cambios en el entorno, entre otros. El control de calidad se hizo con los software AnClim y ProClim, desarrollados por Petr Stepánek con series de referencia.

La serie de referencia es una serie de temperatura creada a partir de la media ponderada de las estaciones vecinas (Figura 7). Los observatorios que forman parte de la serie de referencia se seleccionaron por distancia y correlación. El periodo mínimo común requerido entre estaciones vecinas fue de 7 años, y el umbral mínimo de correlación de la temperatura anual seleccionado fue 0.6, tras comprobar correlaciones positivas en todos los meses. Los vecinos seleccionados fueron ponderados por el inverso de la distancia, tras normalizar con la estación candidata sus datos para no introducir ruido al trabajar con estaciones en altitudes diferentes.

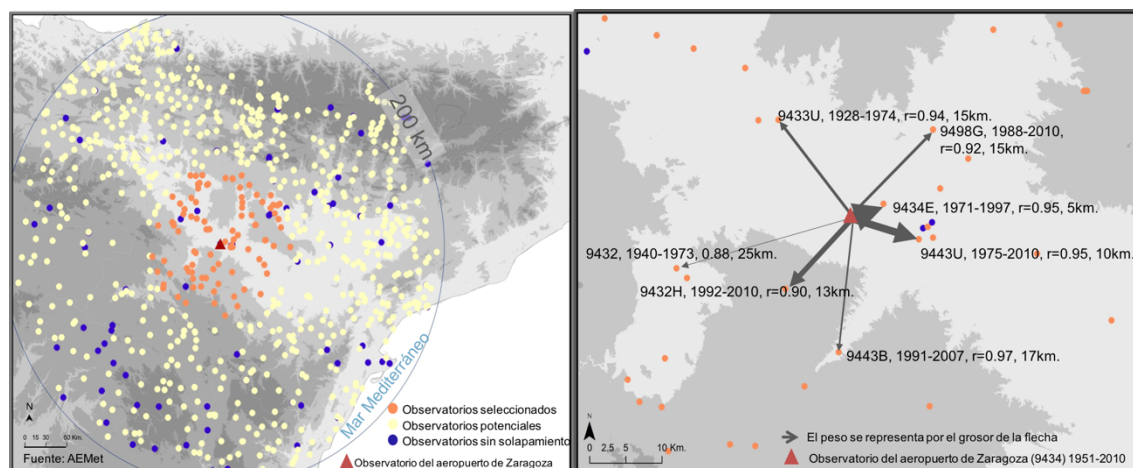


Figura 7. Ejemplo de creación de la serie de referencia.

Además, el coeficiente de correlación de Pearson para seleccionar vecinos se calcula sobre la serie de diferencia para evitar el efecto de la tendencia anual. El número de vecinos que forman parte de la serie de referencia varía según autores, por ejemplo Peterson y Easterling (1994) sugirieron un número en torno a cinco y nunca inferior a dos, mientras que Keiser y Griffiths (1977) sugieren uno siempre y cuando sea de calidad. En este proyecto de investigación se utiliza todos los observatorios que sean óptimos para la construcción de series de referencia con los criterios descritos.

La detección de datos anómalos y series inhomogéneas se realizó con un proceso iterativo eliminando de los datos originales la información errónea, y volviendo a generar una serie de referencia con los datos depurados, hasta tres veces. De esta manera, mediante el proceso iterativo de detección de datos se creó la serie de referencia más óptima posible con la que se realizó la detección definitiva de datos anómalos sobre los datos originales que fueron eliminados. Como criterio general se consideró que un dato era anómalo cuando superaba tres veces la distancia intercuartílica en la serie de diferencias (candidata-referencia) (Figura 8).

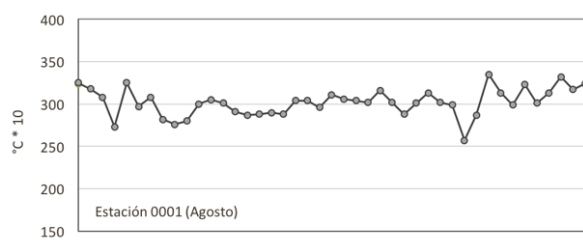


Figura 8. Ejemplo de dato anómalo en el 2001.

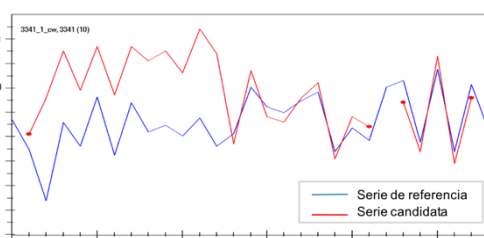


Figura 9. Ejemplo de serie inhomogénea de 1973 a 1985.

Los resultados de este control de calidad indicaron que el porcentaje de datos anómalos (sospechosos) de Tmax fue de 0,80% y de Tmin 0,77% lo que supone en torno al 1% del conjunto de los datos (Tabla 2).

		Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
Tmax	Sosp	578	637	725	763	776	716	660	646	718	674	650	520
	Total	83670	84431	84219	84230	84378	84170	83335	82649	83411	83982	84169	83173
	%	0.69	0.75	0.86	0.91	0.92	0.85	0.79	0.78	0.86	0.80	0.77	0.63
Tmin	Sosp	520	480	593	609	745	798	786	726	814	664	596	506
	Total	83684	84431	84220	84218	84364	84153	83320	82632	83400	83984	84189	83199
	%	0.62	0.57	0.70	0.72	0.88	0.95	0.94	0.88	0.98	0.79	0.71	0.61

Tabla 2. Número total de datos (Total), datos sospechosos (Sosp) y porcentaje de datos sospechosos (%) de Tmax y Tmin mensual.

En el siguiente paso, la detección de inhomogeneidades se realizó partiendo de las series de Tmax y Tmin libres de datos anómalos, con las que se calcularon de nuevo series de referencia para identificar posibles series erróneas (Figura 9). Este paso también se realizó mediante un proceso iterativo de dos repeticiones, como se ha explicado previamente. Para la detección de series inhomogéneas se aplicó la combinación de test de homogenización como en los trabajos de Wijngaard et al. (2003), Klok y Klein-Tank (2009).

Los test de homogenización utilizados fueron el denominado SNHT (Alexandersson 1986; Alexandersson y Moberg, 1997), el test bivariado (Buishand, 1982), el test de Pettit (Pettit, 1979), y el test t de Student. Una vez detectadas las series inhomogéneas se optó por establecer una serie de criterios para decidir la corrección del observatorio, siempre realizada del año de la detección hacia atrás. En cada año y cada prueba se puede llegar a tener 17 detecciones (12 mensuales, 4 estaciones y 1 anual) y el total de posibles detecciones es de 68. Por último, para aceptar una serie como inhomogénea, los criterios aplicados fueron los siguientes: si en el mismo año se hallaron más de 3 detecciones en la prueba de SNHT y Bivariado, y si tiene lugar un 5% de las posibles detecciones de un año en el total de las 4 pruebas de homogeneidad.

La corrección final se realizó tras examinar gráficamente el comportamiento de la serie candidata y de referencia, y fue este el criterio que finalmente determinó si la serie se debía corregir o no. Las series inhomogéneas no muestran patrón espacial ni temporal y suponen un 1/3 del total de los datos (1931). Este análisis identificó un factor de corrección que difería entre Tmax y Tmin a lo largo de los meses (Tabla 3).

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Agu	Sep	Oct	Nov	Dic
Tmax	-0.100	-0.139	-0.208	-0.235	-0.303	-0.332	-0.294	-0.263	-0.285	-0.212	-0.117	-0.100
Tmin	0.045	0.051	0.054	0.086	0.086	0.119	0.115	0.147	0.142	0.109	0.060	0.046

Tabla 3. Promedios mensuales del factor de ajuste de inhomogeneidades de Tmax y Tmin.

## 5.1.2 Reconstrucción de las series incompletas

Los registros de temperatura libres de datos anómalos e inhomogeneidades presentan problema de segmentación (series no continuas en el tiempo), lo que no permite realizar estudios de tendencias. Para solucionar dicho problema se realizó la reconstrucción de las series candidatas a partir de la serie de referencia, método aplicado en el trabajo de González-Hidalgo et al. (2011) con las precipitaciones mensuales de la España peninsular. Las series no solo presentan el problema de estar segmentada sino que vecinos muy cercanos no se solapan en el tiempo. Para conseguir poder unir esta información, la reconstrucción se realizó a partir de la serie de referencia con vecinos solapados extrapolada al máximo (Figura 10), estimando sobre una reconstrucción provisional una nueva serie de referencia que incluyera ahora los vecinos cercanos no solapados. La principal diferencia entre estas dos series de referencias, es que la longitud de la serie de referencia extrapolada no se limita al periodo de la serie candidata y sus vecinos solapados (Figura 10, R1), sino que incluye a cualquier vecinos no solapado y cercanos (Figura 10, R2). En cada paso de la creación de la serie de referencia se utiliza la misma para rellenar los datos faltantes de la serie original (Figura 10, C+R1) y volver a calcular la nueva serie de referencia prolongada en el tiempo (Figura 10, R2). Finalmente, los datos finales contienen los datos originales y los datos rellenados a partir de la serie de referencia con la mayor longitud temporal posible (Figura 10, C\*).

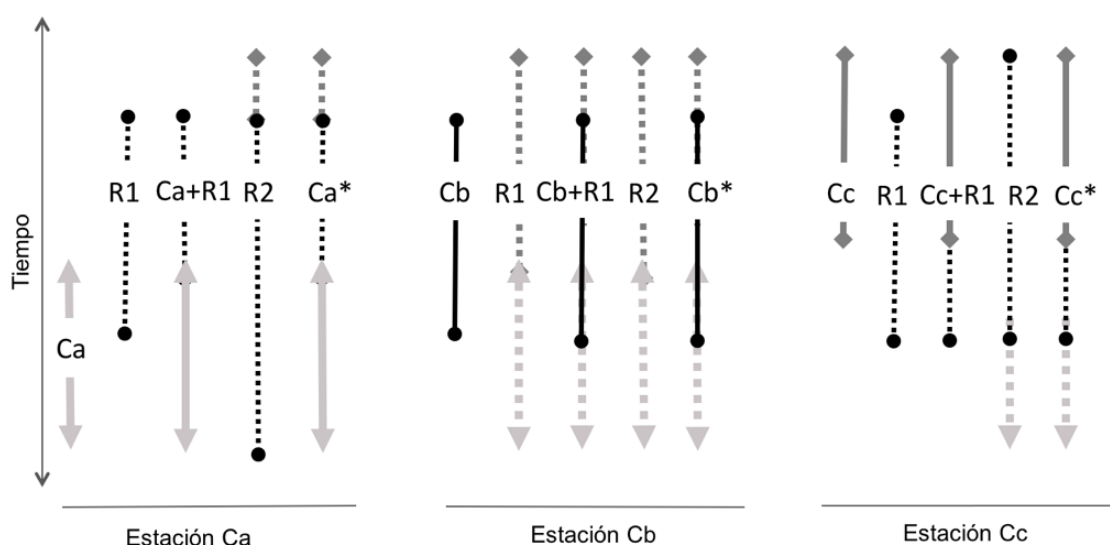


Figura 10. Ejemplo de creación de la serie de referencia extrapolada (C candidata, R1 serie de referencia con vecinos solapados, R2 serie de referencia con vecinos no solapados).

La serie de referencia extrapolada se realizó a diferentes distancias (10, 25 y 50 km) para rellenar los datos faltantes con las series de referencia a menor distancia. Finalmente, la base de datos de temperaturas mensuales de la España peninsular (MOTEDAS) en formato puntual (estaciones) cuenta con 3012 series para la Tmax y 3021 series para Tmin y abarcan, según la reconstrucción de cada serie, el periodo 1860 a 2010.

### 5.1.3 Interpolación y validación

La información local de la base de datos MOTEDAS fue convertida a malla (Figura 11) para poder disponer de información regular y continua en el territorio, pero antes de convertir la información local en una malla mediante un método de interpolación, se procedió a seleccionar las estaciones que presentaban un mayor porcentaje de datos originales y cubrían de manera homogénea el territorio para de esta manera evitar la redundancia.

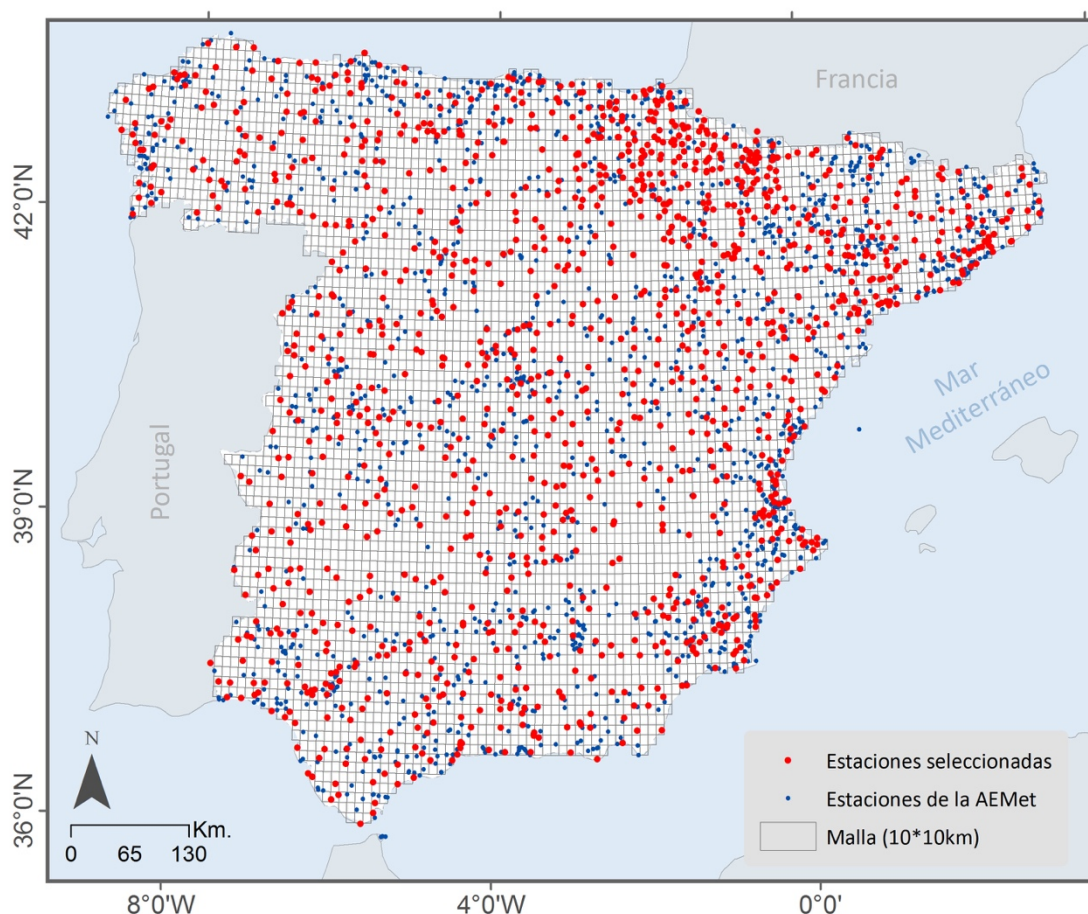


Figura 11. Estaciones de la AEMet, estaciones seleccionadas y malla 10x10km de temperatura. Elaboración propia.

El mayor porcentaje de datos originales se localiza en la época más reciente al igual que el periodo que abarca la mayor parte de los estudios de temperatura ya comentados, así que se decidió seleccionar como rango temporal 1951-2010. La distribución en el tiempo de la información (Tabla 4) sirvió de punto de partida para la selección final de observatorios con los que se elaboró la malla.

Datos	1951-1960	1961-1970	1971-1980	1981-1990	1991-2000	2000-2010	Total
originales	17,7	27,7	51,4	66,1	79,7	74,5	52,8
10 km.	63,6	56,0	37,3	25,0	15,5	19,9	36,2
25 km.	18,7	16,3	11,3	8,9	4,8	5,6	11,0

Tabla 4. Porcentaje de datos originales y reconstruidos a diferentes distancias (10 y 25 km) y periodos (1951-2010).



Finalmente, del total de estaciones reconstruidas se eligieron aquellas que presentan un alto porcentaje de dato original y reconstrucciones a menor distancia y en donde se observan vacíos espaciales como puede ser las zonas de montaña. El mayor número de observatorios se localizan en las zonas llanas en donde se ubican la mayor parte de la población (Tabla 5).

Altitud (m)	<250	250-500	500-750	750-1000	1000-1500	>1500	Total
Porcentaje de territorio	13,0	20,7	23,6	23,6	15,6	3,5	100
Total observatorios	785	780	685	490	287	39	3066
Estaciones seleccionadas	278	354	334	247	125	20	1358
Densidad (observatorio/km <sup>2</sup> )	229	287	346	468	612	858	361

Tabla 5. Número de estaciones, porcentaje de territorio y densidad (observatorio/km<sup>2</sup>) según intervalos de altitud.

En las áreas de mayor altitud el porcentaje de territorio es menor (Tabla 5), pero también el número de estaciones disponibles lo que supone un reto para la gestión de las estaciones meteorológicas en el futuro.

Finalmente, de un total de 3012 series de Tmax y 3021 de Tmin se seleccionaron 1358 estaciones para ser interpoladas con un método local (ADW) descrito en el apartado de técnicas estadísticas. La malla final de temperatura tiene una resolución espacial de 10\*10km, y a esta resolución el 25% de las celdas contienen al menos una estación. Tras la interpolación de los datos se realizó la validación de los mismos mediante el método de validación cruzada "LOOCV" explicado en el apartado técnicas estadísticas. La validación no fue incluida en el artículo publicado y se muestra por primera vez en este trabajo.

En general el coeficiente de determinación ( $R^2$ ) es elevado lo que indica que los valores predichos por la interpolación son muy semejantes a los datos observados, aun así la interpolación no es perfecta y una muestra del sesgo se observa con el error cuadrático medio (RMSE) que alcanza valores entorno a 1°C (Tabla 6).

	Promedio Tmin mensual			Promedio Tmax mensual		
	MBE	RMSE	$R^2$	MBE	RMSE	$R^2$
Enero	0.194	1.061	0.867	0.199	1.125	0.863
Febrero	0.196	1.082	0.865	0.205	1.279	0.817
Marzo	0.198	1.086	0.854	0.211	1.364	0.780
Abril	0.200	1.092	0.846	0.215	1.407	0.787
Mayo	0.202	1.092	0.838	0.220	1.410	0.793
Junio	0.202	1.152	0.840	0.224	1.450	0.822
Julio	0.203	1.233	0.847	0.225	1.464	0.857
Agosto	0.201	1.248	0.855	0.221	1.425	0.851
Septiembre	0.201	1.184	0.862	0.216	1.352	0.817
Octubre	0.198	1.104	0.868	0.209	1.275	0.811
Noviembre	0.195	1.079	0.872	0.201	1.185	0.849
Diciembre	0.193	1.059	0.871	0.197	1.099	0.869

Tabla 6. Estadísticos de error (MBE y RMSE) y coeficiente de determinación ( $R^2$ ) de la validación de la interpolación de Tmax y Tmin mensual.

## 5.2. Climatología de las temperaturas mensuales de la España peninsular

En este apartado se muestran los principales resultados del trabajo “A new climatology of maximum and minimum temperature (1951–2010) in the Spanish mainland: a comparison between three different interpolation methods” publicado en la revista “International Journal of Geographical Information Science”. En el artículo se presenta la climatología actualizada de las temperaturas mensuales de la España peninsular, obtenida a partir del método de regresión lineal con ponderación local (LWLR) explicado en el apartado de técnicas y métodos estadísticos.

Tmin	LWLR				RK				SRK			
	MBE	MAE	RMSE	R <sup>2</sup>	MBE	MAE	RMSE	R <sup>2</sup>	MBE	MAE	RMSE	R <sup>2</sup>
Ene	-0.007	0.796	1.020	0.882	0.000	0.936	1.193	0.841	-0.001	0.864	1.089	0.865
Feb	-0.009	0.801	1.020	0.883	-0.001	0.928	1.172	0.849	-0.001	0.864	1.085	0.868
Mar	-0.005	0.808	1.024	0.873	-0.001	0.915	1.148	0.842	-0.001	0.867	1.085	0.857
Abr	0.003	0.765	0.968	0.880	-0.002	0.831	1.048	0.861	-0.004	0.802	1.013	0.869
May	0.004	0.785	1.000	0.865	0.001	0.831	1.054	0.851	-0.002	0.819	1.040	0.854
Jun	0.005	0.856	1.104	0.852	0.003	0.887	1.137	0.845	0.000	0.892	1.141	0.843
Jul	0.005	0.959	1.248	0.844	0.003	0.998	1.291	0.834	0.001	1.004	1.296	0.832
Aug	0.001	0.966	1.256	0.854	0.001	1.025	1.320	0.840	0.000	1.018	1.311	0.841
Sep	-0.002	0.917	1.178	0.864	0.000	1.011	1.285	0.840	-0.001	0.984	1.249	0.848
Oct	-0.004	0.838	1.064	0.879	-0.001	0.966	1.216	0.845	-0.001	0.911	1.143	0.861
Nov	-0.009	0.808	1.031	0.887	0.000	0.956	1.215	0.846	0.001	0.881	1.109	0.869
Dic	-0.005	0.791	1.018	0.885	-0.001	0.937	1.199	0.844	0.000	0.859	1.089	0.869
Anual	-0.002	0.797	1.011	0.877	-0.001	0.899	1.130	0.849	-0.002	0.860	1.078	0.861

Tabla 7. Estadísticos de error (MBE, MAE y RMSE) y coeficiente de determinación (R<sup>2</sup>) de la validación de los tres métodos de interpolación (LWLR, RK, SRK) del promedio mensual de Tmin.

La climatología se ha realizado con la base de datos de temperatura promedio mensual (MOTEDAS) en versión estaciones, con 3012 de Tmax y 3021 de Tmin. En cada uno de los registros de ambas temperaturas mensuales se calculó su valor promedio y se realizó la interpolación con los métodos RK, SRK y LWLR. La comparación de los métodos de interpolación se hizo con los indicadores de error (MBE, MAE, RMSE) y el coeficiente de determinación (R<sup>2</sup>) explicado en el apartado técnicas y métodos. Como principales resultados señalamos que los valores más altos de error se localizan en los meses de verano en los tres métodos de interpolación, y los mayores sesgos tienen lugar en Tmin (Tabla 7) frente a Tmax (Tabla 8).

Debido a que una de las principales debilidades de la malla se origina en zonas de altitud elevada por la ausencia de datos originales, para evaluar cada método en altitud se agrupó el estadístico de error MBE por intervalos de elevación y se pudo comprobar que el método de interpolación LWLR es el que mejores resultados ofrece en las áreas más elevadas (Figura 12). Los resultados permitieron conocer que en general los valores de Tmax por encima de los 1000 metros son sobreestimadas, mientras que Tmin es subestimada, lo contrario a lo que sucede en las áreas próximas al nivel del mar. Estos errores en la interpolación son máximos en los meses de verano (julio).

Tmax	LWLR				RK				SRK			
	MBE	MAE	RMSE	R <sup>2</sup>	MBE	MAE	RMSE	R <sup>2</sup>	MBE	MAE	RMSE	R <sup>2</sup>
Ene	-0.006	0.608	0.823	0.927	0.001	0.605	0.823	0.926	0.002	0.612	0.832	0.924
Feb	-0.012	0.606	0.814	0.922	0.002	0.608	0.815	0.922	0.002	0.621	0.832	0.919
Mar	-0.020	0.644	0.860	0.907	0.001	0.667	0.890	0.900	0.002	0.668	0.890	0.900
Abr	-0.024	0.680	0.913	0.907	0.001	0.706	0.947	0.900	0.001	0.698	0.937	0.902
May	-0.031	0.736	0.978	0.898	0.002	0.775	1.036	0.886	0.000	0.752	1.002	0.893
Jun	-0.038	0.829	1.100	0.897	0.004	0.876	1.179	0.882	0.000	0.839	1.115	0.894
Jul	-0.037	0.880	1.163	0.911	0.002	0.946	1.272	0.892	-0.002	0.895	1.188	0.906
Aug	-0.040	0.856	1.133	0.906	0.002	0.912	1.223	0.890	-0.001	0.869	1.157	0.902
Sep	-0.033	0.747	0.993	0.899	0.000	0.782	1.047	0.887	-0.001	0.763	1.014	0.894
Oct	-0.020	0.642	0.863	0.910	0.001	0.657	0.884	0.905	0.003	0.659	0.888	0.904
Nov	-0.009	0.608	0.823	0.925	0.001	0.604	0.820	0.925	0.000	0.615	0.832	0.923
Dic	-0.006	0.620	0.839	0.924	0.001	0.620	0.844	0.923	0.002	0.621	0.845	0.923
Anual	-0.023	0.612	0.813	0.919	0.001	0.633	0.848	0.912	0.001	0.633	0.844	0.913

Tabla 8. Estadísticos de error (MBE, MAE y RMSE) y coeficiente de determinación (R<sup>2</sup>) de la validación de los tres métodos de interpolación (LWLR, RK, SRK) del promedio mensual de Tmax.

Finalmente, el método óptimo para realizar la interpolación de la climatología de las temperaturas mensuales fue el que ofrecía valores de error más bajos, el denominado LWLR.

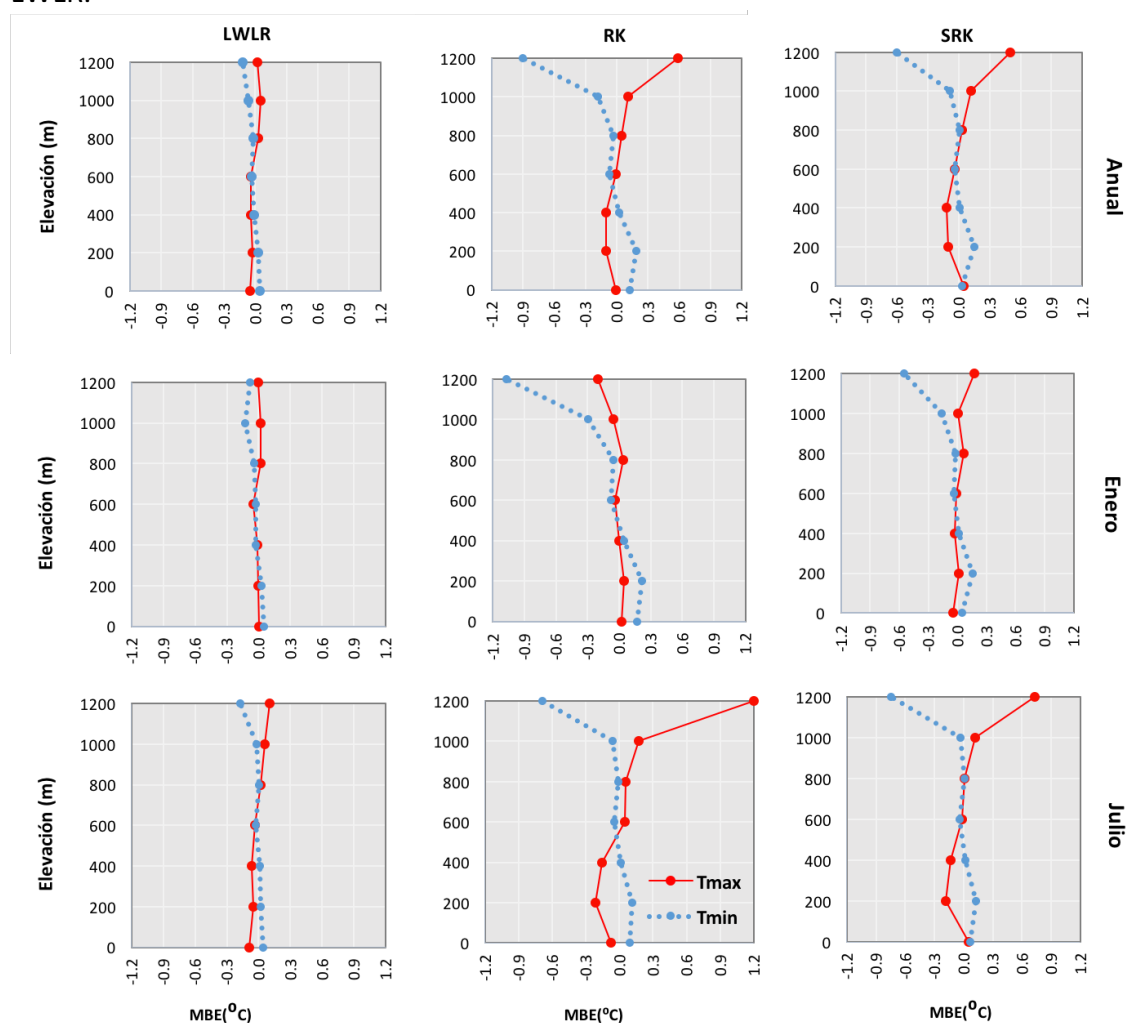


Figura 12. Estadístico de error (MBE) en intervalos de altitud de Tmax y Tmin en enero, julio y anual.



Los mapas climatológicos mensuales de Tmax, Tmin (Figura 13), Tmedia y DTR (Figura 14) se presentan con una leyenda en común para facilitar la comparación entre los diferentes registros termométricos. Estas cartografías permiten ver en detalle los contrastes térmicos que tienen lugar en la España peninsular debido a la latitud, orografía, entre otros factores.

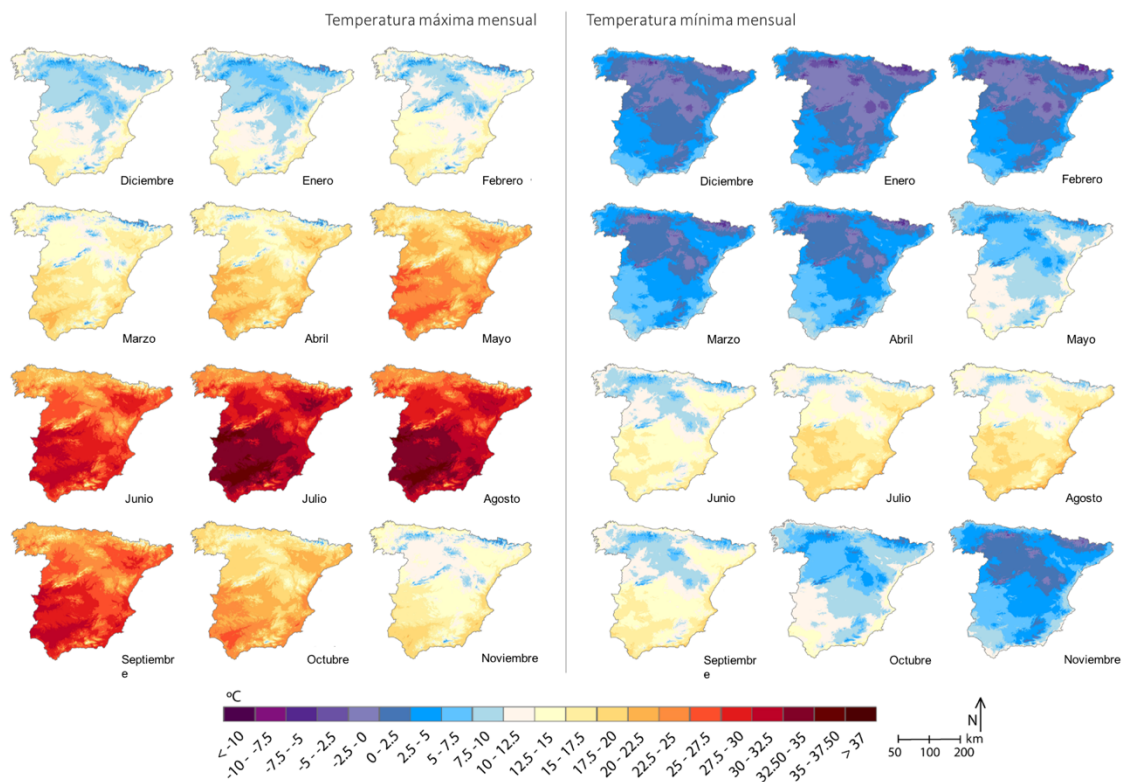


Figura 13. Climatología mensual de Tmax y Tmin de la España peninsular.

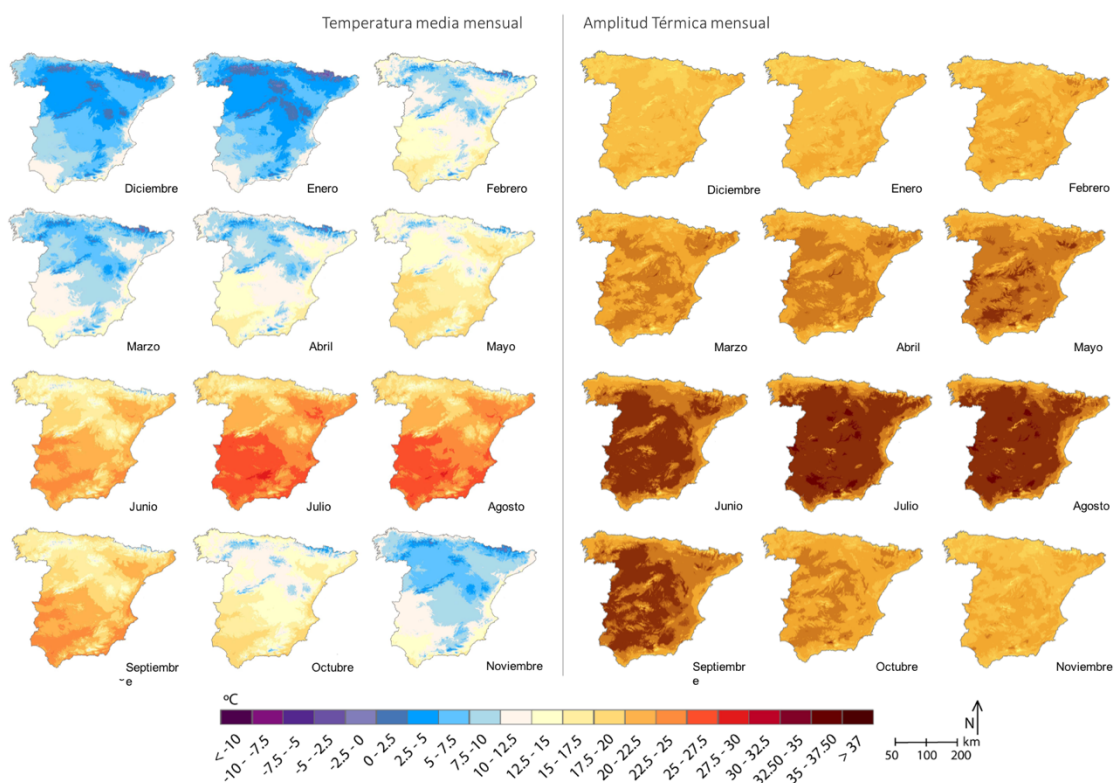


Figura 14. Climatología mensual de Tmedia y DTR de la España peninsular.

Los meses con temperatura más elevada se localizan en la estación de verano y en la región sur del territorio, fundamentalmente en el valle del Guadalquivir. Aunque también es posible encontrar valores elevados en la depresión del Ebro al norte. Por el contrario, los meses fríos tienen lugar en invierno y se localizan en el norte de la España peninsular y en las áreas de montaña, seguido de la meseta norte. Gradientes costa-interior, sus variaciones en el tiempo, etc., fueron discutidos con detalle en el texto original.

---

### 5.3. Variación temporal de las temperaturas en la España peninsular

---

Este apartado corresponde al artículo “Recent trend in temperature evolution in Spanish mainland (1951–2010): from warming to hiatus” publicado en la revista “International Journal of Climatology”, en el que se estudia la tendencia estacional de las temperaturas en diferente ventanas móviles (de 60 a 20 años). Pero también corresponde a la segunda parte del artículo “MOTEDAS: a new monthly temperature dataset for mainland Spain and the trend in temperature (1951-2010)” publicado en la revista “International Journal of Climatology”, en donde se estudia la tendencia mensual las temperaturas en 60 años y su distribución espacial. Se ha decidido unificar ambos artículos en este apartado ya que en ambos se estudia la variación temporal de las temperaturas de la España peninsular a partir del cálculo de la tendencia en diferentes periodos.

El estudio de la significación e intensidad de las tendencias se realizó con la prueba de Mann Kendall y su intensidad con el estadístico de Sen ( $^{\circ}$ /década). En primer lugar se presenta las principales características de la serie regional de la España peninsular y los resultados obtenidos de análisis de las tendencias de las temperaturas estacionales y anuales. En la segunda parte se muestra el estudio de las tendencias de las temperaturas mensuales.

---

#### 5.3.1. Tendencia de las temperaturas estacionales y anuales

---

La serie regional de la temperaturas promedio anuales y estacionales de Tmax y Tmin se obtiene en cada caso a partir del promedio de los valores de todas las celdas de la malla. Esta serie regional permite conocer la señal climática para el conjunto de España, cuyas variaciones espaciales se presentarán más adelante. En este estudio se analiza la serie regional anual y estacional. También se presentarán estas series como anomalías obtenidas a partir de la diferencia de cada valor respecto a la media de un periodo, en este caso 1951-2010. Trabajar con las anomalía facilita la comparación entre casos distintos.

Las series regionales anuales de Tmax (Figura 16) y Tmin (Figura 17) muestran una tendencia decreciente desde los años 50 hasta los años 70, y a partir de aquí un aumento hasta 2010. La época de mayor cambio en las temperaturas anuales corresponde con las décadas de los años 70 a 90.

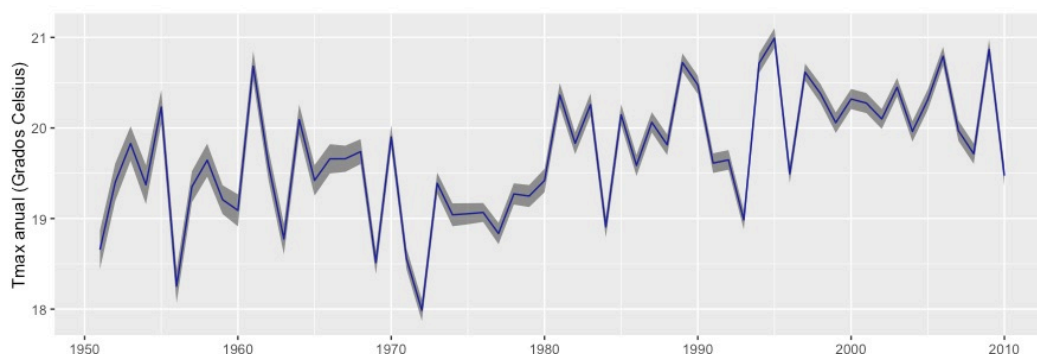


Figura 15. Serie regional del promedio anual de Tmax de la España peninsular y su intervalo de confianza ( $\mu \pm 1.96s/\sqrt{n}$ ) a partir del número de estaciones disponibles en cada año. Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia.

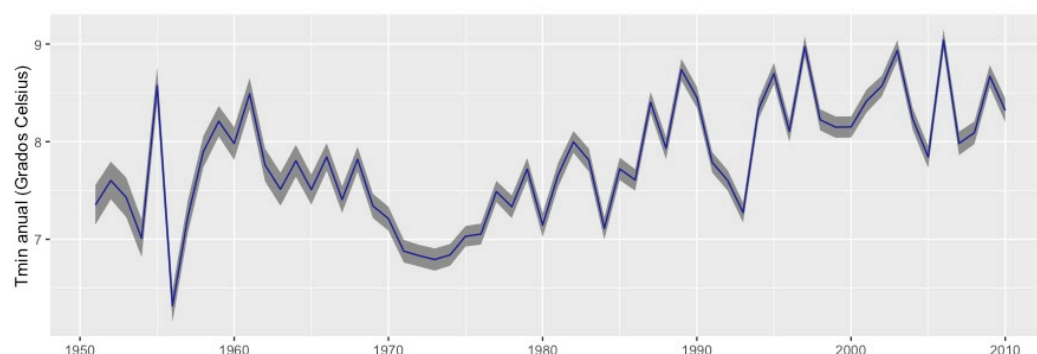


Figura 16. Serie regional del promedio anual de Tmin de la España peninsular y su intervalo de confianza ( $\mu \pm 1.96s/\sqrt{n}$ ) a partir del número de estaciones disponibles en cada año. Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia.

Para comparar los resultados obtenidos con otras bases de datos se ha utilizado la temperatura media de enero y agosto de la base de datos MOTEDAS con los valores de la serie regional de las bases de datos SPAIN02 (Herrera et al., 2012) y HadCRUTEM4 (Jones et al., 2012) (Figura 17). En general las series regionales de las dos base de datos comparadas muestran una evolución temporal similar a la serie regional de MOTEDAS, aunque se aprecian pequeñas diferencias. La HadCRUTEM a partir de los 80 presenta valores un poco más altos que las otras dos, y en agosto es SPAIN02 la que muestra valores más bajos de las tres.

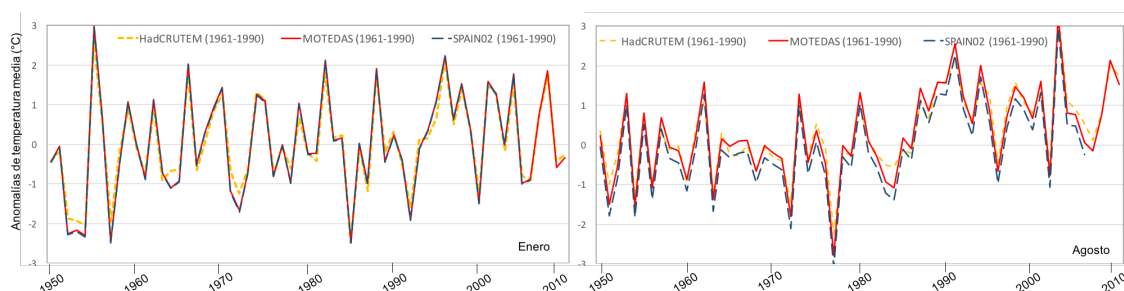


Figura 17. Serie regional de temperatura media de enero (izquierda) y agosto (derecha) de la España peninsular con las bases de datos: MOTEDAS, SPAIN02, CRU. Fuente: MOTEDAS, CRU y SPAIN02. Elaboración propia.

En el análisis estacional de la serie regional permite observar que el invierno es muy variable, especialmente en Tmin (Figura 18). Por otra parte, las estaciones de primavera y verano muestran una tendencia mucho más clara. En los primeros años en ambos casos se observa un descenso de las temperaturas, posteriormente un incremento de las mismas. Por último la estación de otoño es la más irregular, hay

momentos de aumento y descenso de temperatura pero sin una tendencia visualmente clara.

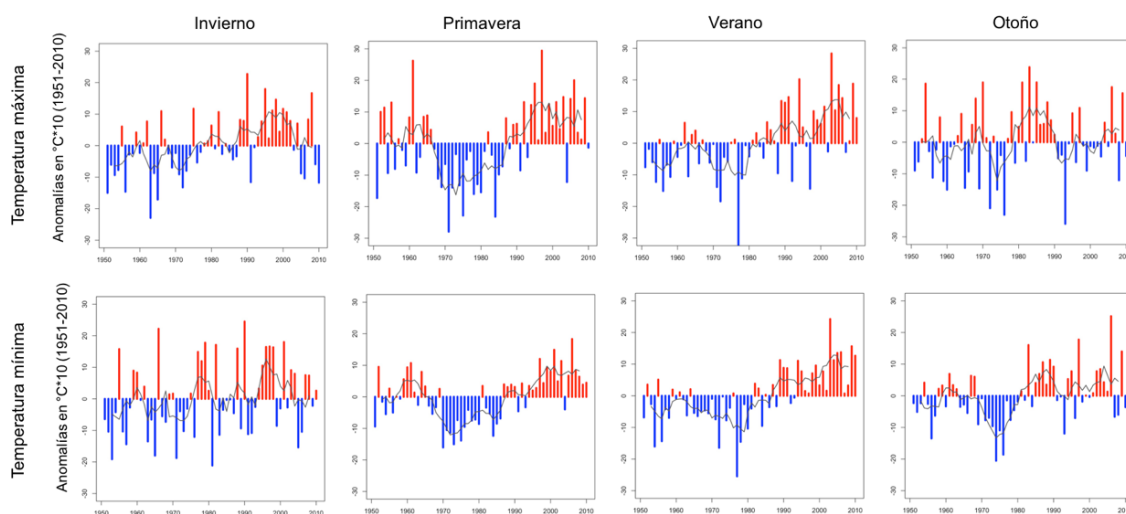


Figura 18. Serie regional de invierno, primavera, verano y otoño de Tmax y Tmin. Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia.

Desde el punto de vista espacial (Figura 19) las tendencias estacionales en un periodo de 60 años (1951-2010) permiten apreciar que hay un aumento térmico en la mayor parte del territorio y en especial en la estación de verano. En el invierno la tendencia de Tmax es significativa en gran parte del área de estudio. Mientras que en primavera hay aumento de Tmax y Tmin en un elevado porcentaje del espacio. Por último, en otoño se aprecia una tendencia significativa positiva de Tmin en algunas áreas, pero no en Tmax. Estos resultados fueron objeto de una presentación al congreso celebrado en Almería por la Asociación Española de Climatología, AEC (Gonzalez-Hidalgo et al., 2014).

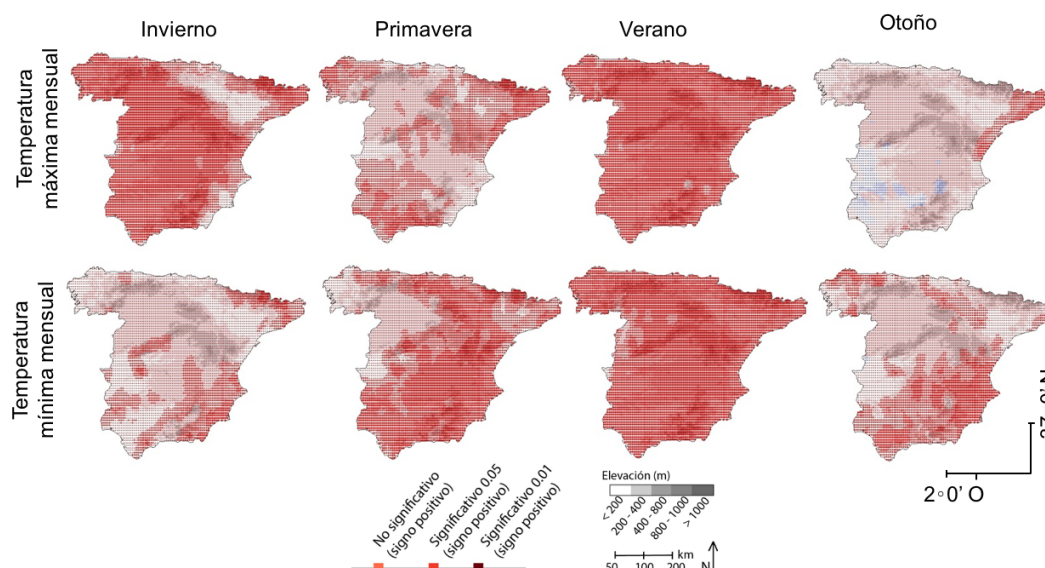


Figura 19. Distribución espacial de la significación de tendencias (test de Mann Kendall) de invierno, primavera, verano y otoño de Tmax y Tmin. Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia.

Un segundo enfoque es el estudio de la tendencia estacional en ventanas móviles ya que permite observar la evolución de la tendencia en el tiempo (Figura 20). En este caso se ha analizado las tendencias de las series promedio anuales y estacionales de

Tmax y Tmin en ventanas móviles de 60 a 20 años, desde 1951 al 2010. El análisis de ventanas móviles indicó que el máximo calentamiento se produjo durante las décadas de 1971-1980 y 1981-1990, no siendo significativas las tendencias en los últimos 20 años según la estación y medida termométrica

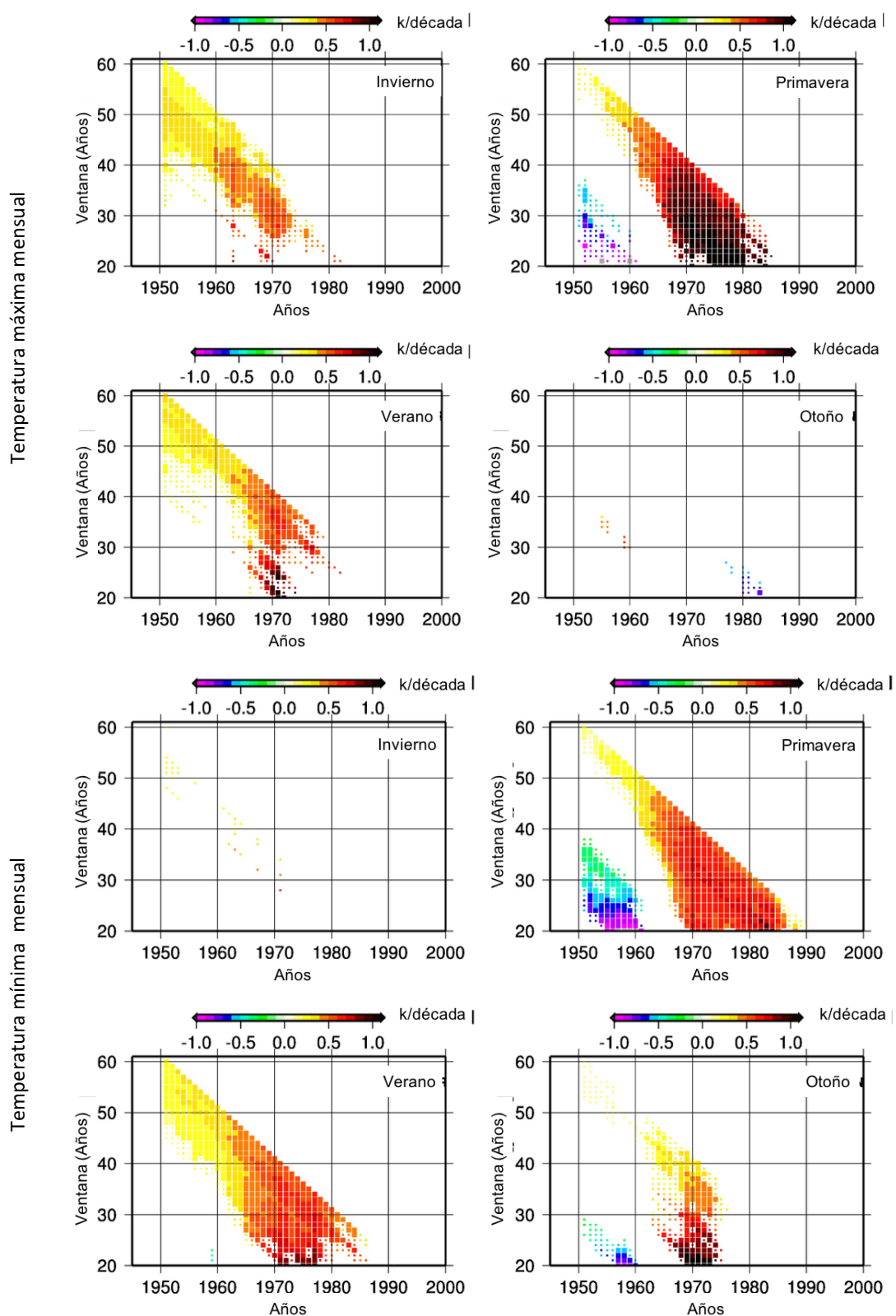


Figura 20. Ventana móvil de 60 a 20 años de la tendencia estacional de Tmax (arriba) y Tmin (abajo) a partir de la serie regional. Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia.



### 5.3.2. Tendencia de las temperaturas mensuales

En este apartado se presenta los principales resultados del análisis espacial de las tendencias de Tmax y Tmin mensuales, así como de sus promedios mensuales y su DTR. Como el análisis se realiza sobre las series de la malla de MOTEDAS en formato malla, los resultados además pueden incluir el cálculo del porcentaje de territorio afectado. En la mayor parte del territorio (Tabla 9) hay una tendencia positiva, sin embargo esta tendencia no es significativa en la totalidad del área, sino que se observan diferencias espaciales. Los meses que presentan un mayor porcentaje de territorio con tendencia positiva significativa son los de verano tanto en Tmax como Tmin, que se refleja en Tmedia. El resto de los meses muestran mayores diferencias tanto en la intensidad del cambio como la significación del mismo (Tabla 10).

		p-valor	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
Tmax	+	<0,01	0.9	24.3	28.6	3.6	0.8	87.1	29.4	34.5	0.0	0.8	0.0	0.0
		<0.05	16.3	60.8	81.4	11.5	0.8	99.5	59.3	70.3	1.5	6.1	0.3	1.1
		n.s	100	100	100	100	91,4	100	100	100	45.8	85.5	99.5	90.2
	-	n.s	-	-	-	-	8.6	-	-	-	54.2	14.5	0.5	9.8
		<0,05	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
		<0,01	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Tmin	+	<0,01	0.2	0.6	7.8	10.9	4.9	91.9	49.1	83.3	3.3	23.6	-	-
		<0.05	6.4	5.1	27.9	35.2	24.3	99.5	74.5	93.1	16.5	60.8	0.8	0.0
		n.s	99.9	100.0	95.5	100	100	100	100	100	72.9	100	99.7	95.6
	-	n.s	0.1	-	5.0	-	-	-	-	-	27.1	-	0.3	4.4
		<0,05	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
		<0,01	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
DTR	+	<0,01	-	0.2	2.9	-	-	14.9	2.0	4.0	-	-	-	-
		<0.05	-	9.1	25.6	0.3	-	35.7	6.2	6.9	3.1	-	-	-
		n.s	74.8	90.9	93.9	78.8	15.6	84.0	50.7	39.3	39.0	14.3	23.0	52.7
	-	n.s	25.2	9.1	6.1	21.2	84.4	16.0	49.3	60.7	61.0	85.7	77.0	47.3
		<0,05	-	0.8	0.8	0.2	7.5	3.0	13.6	30.1	29.9	1.6	-	-
		<0,01	-	0.2	-	-	3.3	2.3	8.1	22.8	18.6	0.1	-	-
Tmedia	+	<0,01	2.8	1.9	43.6	9.4	0.0	99.6	52.7	78.4	0.0	3.6	0.0	0.0
		<0.05	7.8	42.1	87.4	27.8	1.8	100	75.1	94.0	0.0	20.6	0.0	0.2
		n.s	100	100	100	100	100	100	100	100	79.0	100	99.8	91.3
	-	n.s	-	-	-	-	-	-	-	-	21.0		0.2	8.7
		<0,05	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
		<0,01	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Tabla 9. Porcentaje de territorio según el nivel de la significación de la tendencia (test de Mann Kendall) de Tmax, Tmin, DTR y Tmedia mensual.

Desde el punto de vista de la representación espacial (Figura 21). Algunos aspectos mensuales destacables son que en diciembre ambas variables muestra una tendencia positiva, pero no significativa, y llama la atención en áreas de la cuenca del Ebro una tendencia negativa no significativa. De igual forma, enero presenta tendencia positiva no significativa en la mayor parte del territorio. Por el contrario, febrero muestra una

tendencia positiva significativa en Tmax en la franja oeste del territorio, mientras que en Tmin no muestra tendencia significativa. Lo mismo ocurre con marzo, en donde Tmax tiene tendencia positiva significativa, pero en este caso Tmin muestra tendencia positiva significativa al sur del territorio.

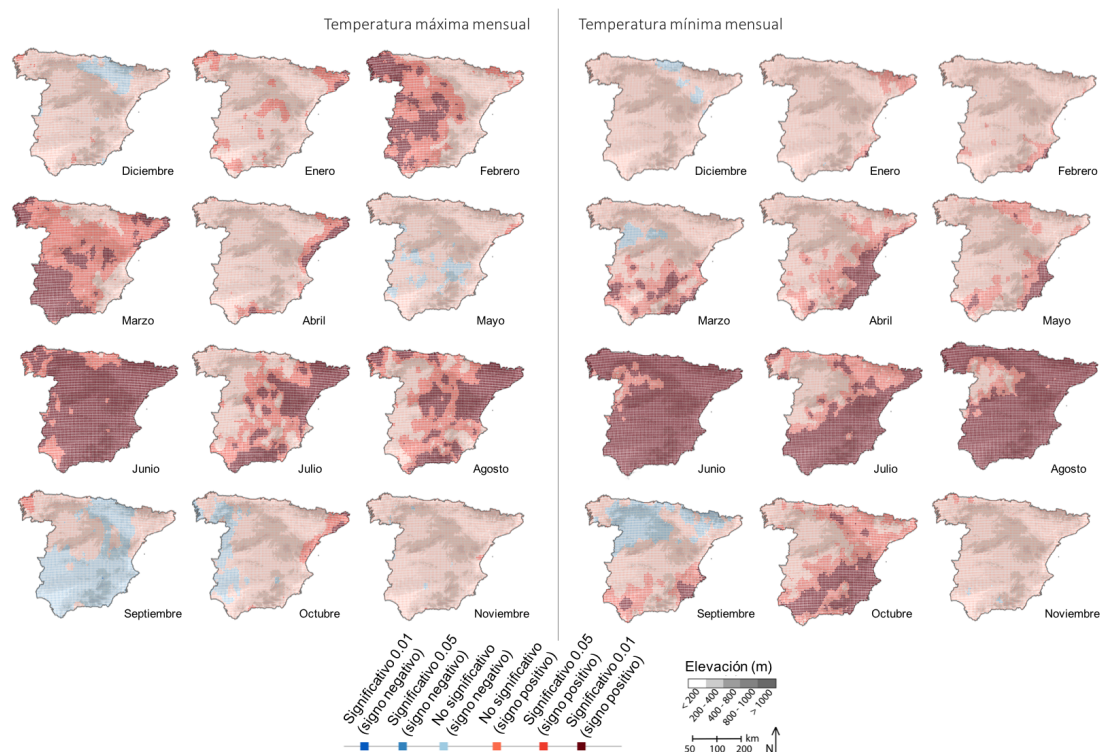


Figura 21. Significación de la tendencia mensual (Mann Kendall) de Tmax (izquierda) y Tmin (derecha). Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia.

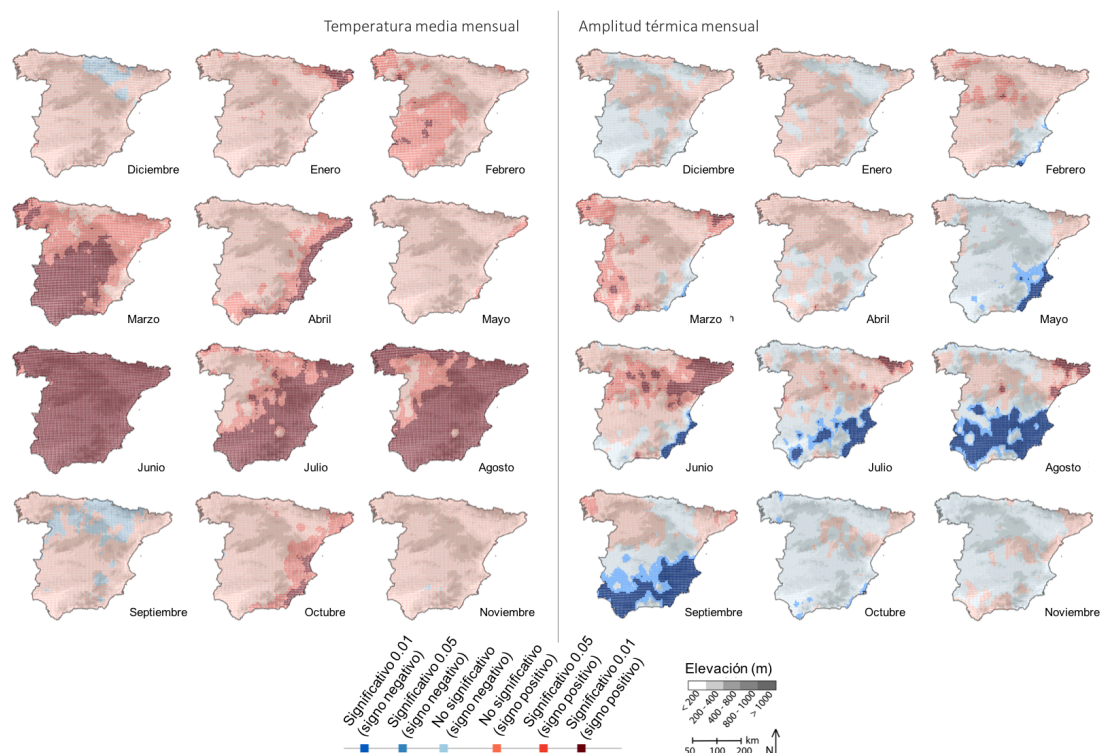


Figura 22. Significación de la tendencia (Mann Kendall) de Tmedia (izquierda) y DTR mensual (derecha). Fuente: MOTEDAS. Elaboración propia.

En abril y mayo solo hay tendencia positiva significativa en la franja sureste de la España peninsular. En los meses de verano la tendencia es positiva significativa en la mayor parte del territorio, especialmente en junio. En septiembre es donde se observan las mayores diferencias, y solo se aprecia tendencia positiva significativa al sur del territorio en Tmin. En octubre solo Tmin muestra tendencia positiva significativa en un porcentaje elevado del territorio. Por ultimo, noviembre se comporta de manera semejante para ambas variables sin tendencia significativa positiva.

Debido a los comportamientos de Tmax y Tmin la tendencia de Tmedia presenta tendencia positiva significativa en gran parte del territorio en verano, febrero y marzo, y en menor medida en la costa mediterránea en abril y octubre (Figura 22). Por su parte, la amplitud térmica mensual muestra tendencia significativa de mayo a septiembre. En estos meses pasan dos cosas curiosas, por una parte el norte muestra tendencia positiva significativa, mientras que el sur muestra tendencia significativa negativa; y por otra parte las tendencias significativa se agrupan en la franja este próxima al mar Mediterráneo. Esto viene a indicar que durante estos meses de mayo a septiembre la tendencia de la Tmin es superior a Tmax.

		p-valor	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
Tmax	+	<0,05	0.236	0.364	0.406	0.27	0.29	0.46	0.27	0.31	0.26	0.27	0.20	0.21
		n.s	0.183	0.311	0.374	0.20	0.10	0.46	0.23	0.28	0.09	0.14	0.10	0.10
		Global	0.183	0.311	0.374	0.20	0.08	0.46	0.23	0.28	-0.01	0.12	0.10	0.09
	-	n.s	-	-	-	-	-0.03	-	-	-	-0.08	-0.02	-0.01	-0.03
		<0,05	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Tmin	+	<0,05	0.269	0.256	0.222	0.21	0.23	0.34	0.26	0.33	0.25	0.26	0.23	-
		n.s	0.16	0.173	0.15	0.15	0.17	0.34	0.23	0.32	0.14	0.22	0.13	0.12
		Global	0.16	0.173	0.142	0.15	0.17	0.34	0.23	0.32	0.09	0.22	0.13	0.11
	-	n.s	0.00	-	-0.027	-	-	-	-	-	-0.04	-	-0.01	-0.02
		<0,05	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Tmedia	+	<0,05	-	0.318	0.311	0.17	-	0.24	0.16	0.16	0.19	-	0.15	-
		n.s	0.067	0.164	0.229	0.07	0.04	0.16	0.07	0.08	0.10	0.04	0.03	0.04
		Global	0.042	0.141	0.209	0.05	-0.09	0.12	-0.01	-0.05	-0.08	-0.11	-0.05	-0.01
	-	n.s	-0.033	-0.093	-0.087	-0.04	-0.11	-0.08	-0.10	-0.14	-0.20	-0.13	-0.07	-0.06
		<0,05	-0.138	-0.188	-0.157	-0.15	-0.24	-0.18	-0.19	-0.21	-0.30	-0.22	-	-0.16
DTR	+	<0,05	0.261	0.274	0.289	0.23	0.23	0.40	0.26	0.31	-	0.24	0.22	0.20
		n.s	0.17	0.244	0.276	0.17	0.13	0.40	0.23	0.30	0.06	0.16	0.09	0.11
		Global	0.17	0.244	0.276	0.17	0.13	0.40	0.23	0.30	0.04	0.16	0.09	0.10
	-	n.s	-	-	-	-	-0.02	-	-	-	-0.02	-0.01	-0.01	-0.02
		<0,05	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Tabla 10. Tasa de Sen ( $^{\circ}\text{C} \cdot 10$ ) de acuerdo con el nivel de significación (p-valor 0.05, no significativo y global) de MOTEDAS: Tmax, Tmin, Tmedia y DTR mensual.

El análisis de la intensidad mensual de las tendencias muestra que en los meses de verano tanto Tmax como Tmin se produjeron las tasas más elevadas (Tabla 10). Por el contrario, septiembre muestra los valores de la tasa de Sen más bajos tanto en Tmax como Tmin. Semejante comportamiento se observa en la Tmedia, los valores más altos de la tasa de Sen se localizan en verano y los más bajos en septiembre.



La amplitud muestra una tasa negativa y significativa en todos los meses, menos en noviembre, y los valores más altos se localizan en mayo, septiembre y octubre. La tasa de Sen es significativa positiva solo en los meses de febrero, marzo, abril, septiembre, noviembre y el verano, y los valores más elevados se observan en febrero y marzo. Finalmente, se destaca que la tasa de Sen positiva es superior en Tmax frente a Tmin de febrero a junio, y esta situación se estabiliza de julio a enero, en donde la tasa de Sen en algunos meses es superior en Tmin frente a Tmax.

En resumen, se ha detectado un aumento de las temperaturas muy localizado entre los años 1970-1990, y el estudio de la distribución espacial del mismo señala variaciones entre meses muy importantes con diferencias notables entre Tmax y Tmin.

---

## 5.4. Variabilidad espacial de las temperaturas anuales y mensuales en la España peninsular

---

El siguiente texto corresponde al artículo “Spatial variability of maximum and minimum monthly temperature in Spain during 1981-2010 evaluated by correlation decay distance (CDD)” publicado en la revista “Theoretical and Applied Climatology”. En el artículo se estudia la variabilidad espacial de las temperaturas a través del índice CDD. En el presente apartado se estudia a escala anual y mensual, y en diferentes niveles de altitud la variabilidad espacial de las temperaturas en el territorio peninsular español.

Los datos especializados como es el caso de las temperaturas se caracteriza por tener dependencia o autocorrelación espacial. Como indica Tobler (1970): “Todas las cosas están relacionadas entre sí, pero las cosas más próximas en el espacio tienen una relación mayor que las distantes”. Este es uno de los principios fundamentales de la geoestadística o estadística espacial, la cual se encarga de analizar distribuciones, patrones, procesos y relaciones espaciales. Desde este punto de vista, en este apartado se estudia la variabilidad espacial de las temperaturas, es decir, nos interesa conocer la distancia a la cual las estaciones de temperatura se comportan de manera similar y a su vez delimitar áreas heterogéneas entre sí.

El estudio del comportamiento espacial de cualquier variable es posible gracias a técnicas de la geoestadística, y a los principios espaciales que en ella se define. En este proyecto de investigación se utilizó el índice de Caída de la Correlación (CDD) para estudiar la variabilidad espacial, pero es posible conocer la dependencia espacial mediante otras técnicas como son los correlogramas, semivariogramas, covariogramas, entre otros. Todo dato espacial, a diferencia de otro tipo de registro, llevan implícitos los efectos de otros factores superpuestos y la distancia a la que se encuentra del resto de elementos del espacio. Este añadido de la información espacial permite establecer relaciones entre los diferentes elementos, detectar patrones espaciales, delimitar áreas homogéneas, etc. Además en un espacio, las unidades del relieve condicionan y delimitan el comportamiento de las variables analizadas.

El análisis de la variabilidad espacial de las temperaturas se realizó mediante el denominado CDD, calculando la distancia a la cual los observatorios presentan un 50% de variabilidad en común, es decir una estimación de que se comportan de manera semejante. Los valores bajos de CDD suponen menor distancia y por tanto mayor variabilidad espacial, y viceversa. El índice CDD se aplicó a las series de MOTEDAS sin

rellenar con más del 90% de datos originales, por lo que se eligió el periodo 1981-2010, para evitar el efecto del “suavizado” que produce el relleno. Las series finalmente analizadas fueron 459 y 454 en Tmax y Tmin, respectivamente. En cada observatorio se le calculó el valor de CDD a sus valores de Tmax y Tmin mensual, estacional y promedio anual, aplicando a los resultados del modelo una interpolación geoestadística por medio de un Kriging Ordinario.

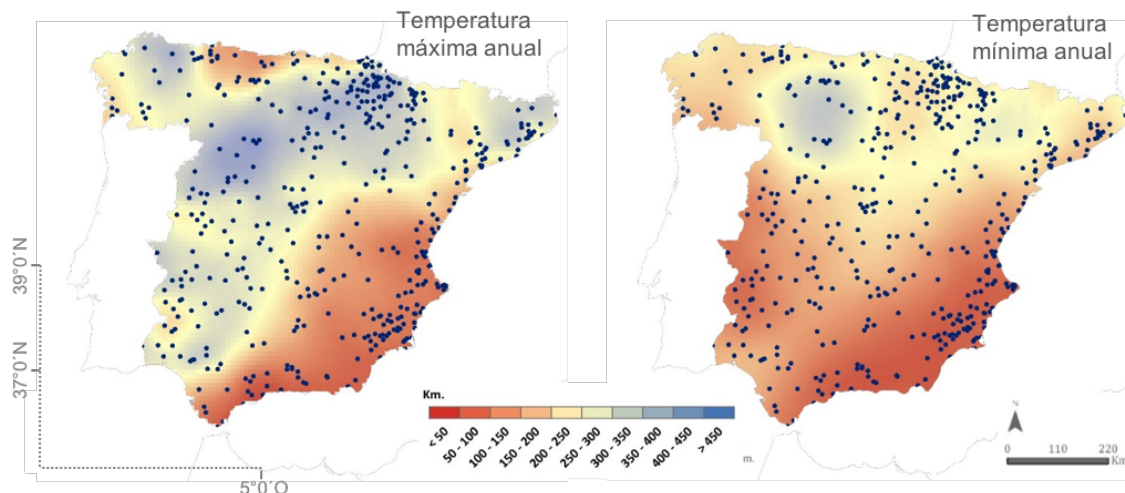


Figura 23. Valores de CDD (km) de los promedios anuales de Tmax (izquierda) y Tmin (derecha).

Los valores de CDD de los promedios anuales (Figura 23) son más bajos en Tmin que en Tmax, es decir el promedio anual de la temperatura nocturna es más variable en el espacio que el de la diurna. Los valores de CDD anual de Tmax presentan una orientación noroeste-sureste, donde los valores más altos se localizan al noroeste y van disminuyendo en dirección sureste, hasta alcanza su mínimo valor en el sur de España con CDD inferiores a 100 km. En el caso de la Tmin, se observa una distribución en bandas norte-sur, con los valores altos de CDD al norte de la península, y los más bajos al sur y sureste.

Los valores absolutos más bajos de CDD se localizan en ambos casos en la franja costera mediterránea y en el sureste español, donde se disponen de manera paralela a las cadenas montañosas, mientras que los valores más altos de CDD se localizan en áreas del interior y en Tmax en la costa suroeste de España, a donde pueden acceder fácilmente las masas de aire oceánicas (valle del Guadalquivir).

El análisis mensual (Figura 24) indica que los valores de CDD de Tmax, excepto en diciembre, enero, julio y agosto, repiten el patrón anual con un gradiente noroeste-sureste, de máximos a mínimos valores, respectivamente. En los meses de diciembre, enero, julio y agosto los valores de CDD de las máximas son muy bajos y se distribuyen de manera homogénea, a excepción del valle del Ebro donde los valores son ligeramente más altos.

En el caso de Tmin, los valores de CDD de los meses de noviembre a febrero presentan el mismo gradiente que la temperatura máxima, los valores absolutos más bajos se encuentran al sureste (menos de 100 km) y van aumentando hacia el noroeste (más que 400 km). De marzo a octubre la temperatura mínima presenta los valores más bajos de CDD, repartidos de una forma más o menos homogénea a lo largo del territorio. Uno de los más importantes resultados encontrados en este trabajo es la clara diferencia entre la variabilidad espacial de la temperatura en la costa y en el interior de la península ibérica.

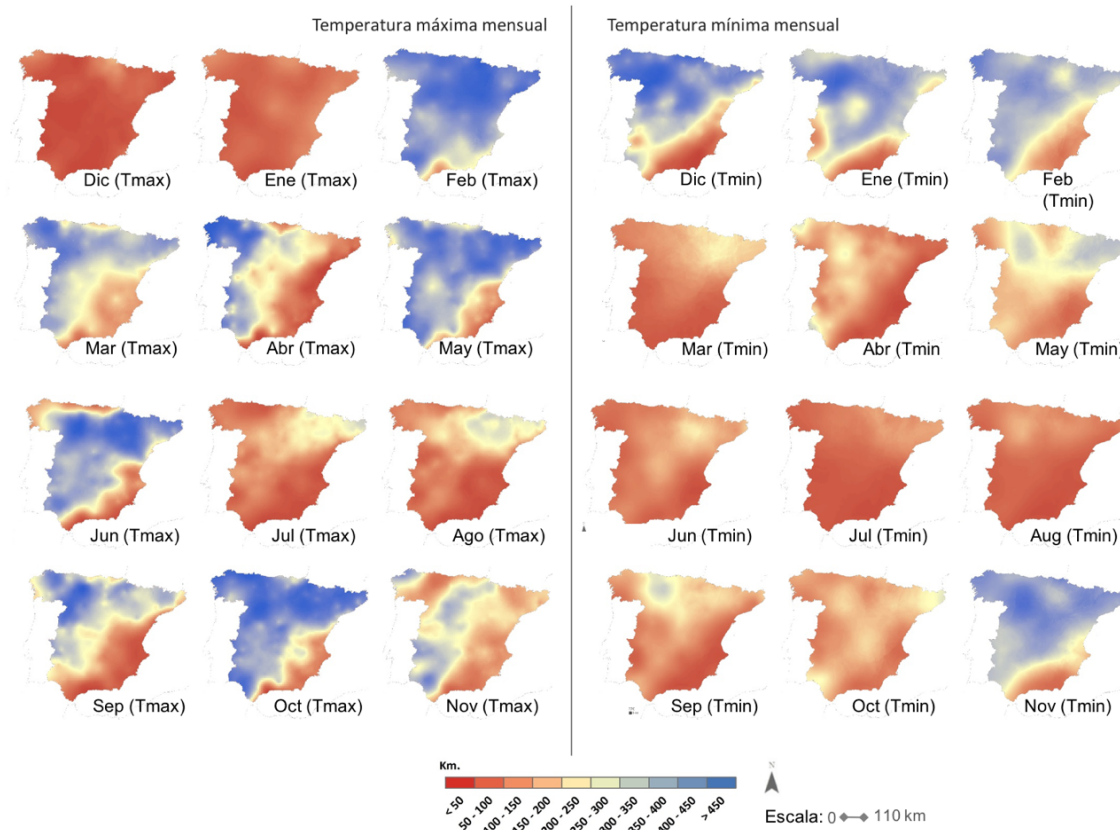


Figura 24. Valores de CDD (km) de los promedios mensuales de Tmax (izquierda) y Tmin (derecha).

Para analizar estas diferencias se debe tener en cuenta que el área de estudio es un terreno especialmente montañoso con una elevada meseta en el interior (> 500 m) rodeada de cadenas montañosas (1000-2000 m), mientras que las zonas bajas (< 500 m) se localizan en la costa en el norte, sur y este, y en el valle del Ebro (noreste español) y del Guadalquivir (suroeste español). En la figura 25 se muestra la elevación de las estaciones utilizadas para el cálculo del CDD. Estas estaciones fueron agrupadas en intervalos de altitud para estudiar las diferencias del índice de CDD en los niveles de elevación y comprobar la variabilidad espacial en los diferentes rangos.

Si analizamos la variabilidad en diferentes niveles de altitud (Figura 26) se puede observar que el promedio de Tmin es más variable que el de Tmax a excepción de los meses de noviembre, diciembre y enero, cuando la radiación es menor. La Tmin presenta un comportamiento muy homogéneo en toda el perfil altitudinal a excepción de los meses de noviembre, diciembre, enero y febrero, donde a partir de los 800 m hay una disminución de la variabilidad que caracteriza a Tmin.

La variabilidad en altura de Tmax, aunque en general es inferior a Tmin, presenta mayores diferencias en altura a excepción de los meses de noviembre, diciembre y enero, donde tiene un comportamiento muy similar en las diferentes altitudes. A partir de febrero hasta octubre, a medida que ascendemos en altura aumentan los valores de CDD y por tanto disminuye la variabilidad espacial de Tmax.

En general, se observa que Tmin en todos los intervalos de elevación es más variable que Tmax en todos los meses excepto en la época fría que corresponde a noviembre, enero y febrero.

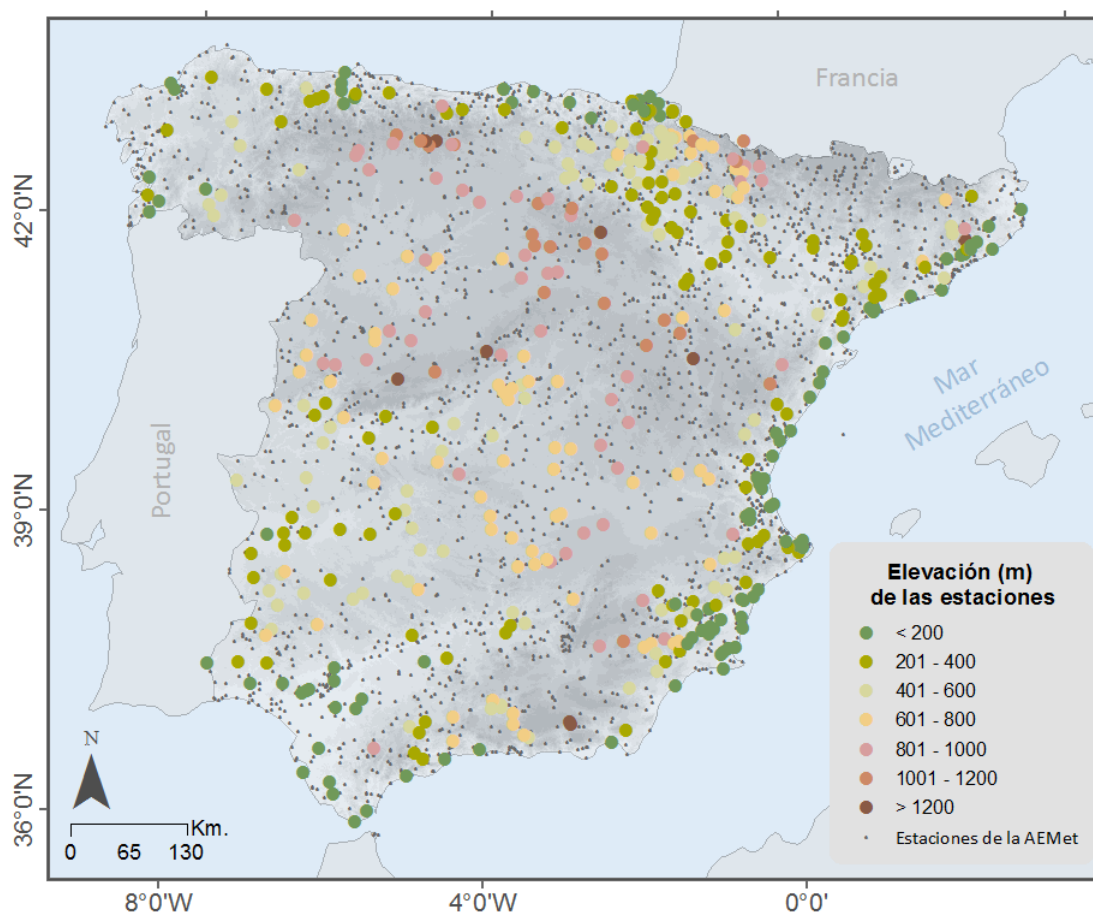


Figura 25. Distribución espacial de las estaciones de temperatura clasificadas por intervalos de altitud.

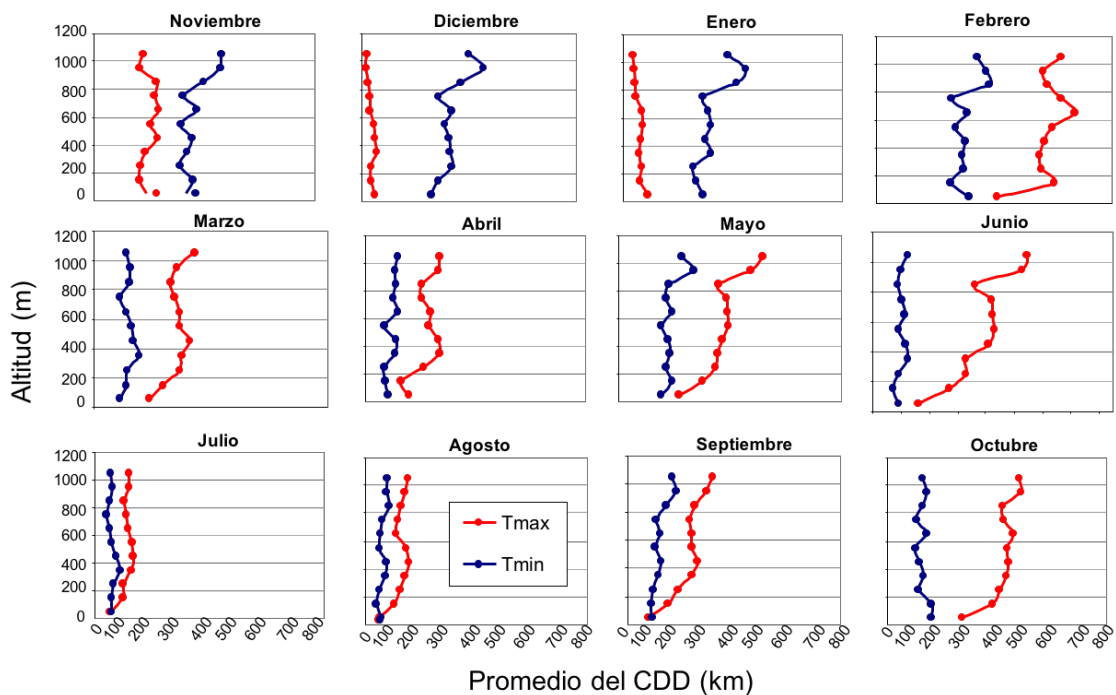


Figura 26. Valores mensuales de CDD en diferentes intervalos de altitud de Tmax y Tmin.

## 5.5. Las relaciones entre las temperaturas y los tipos de tiempo en la Península Ibérica

---

El apartado final de este capítulo corresponde con el texto del artículo “The influence of weather types on the monthly average maximum and minimum temperatures in the Iberian Peninsular” publicado en la revista “Atmospheric Research”. En el artículo se estudia la variabilidad espacial de las temperaturas mensuales de la Península Ibérica a través de los tipos de tiempo comenzando una línea de investigación que trate de dar explicaciones a la variabilidad mostrada en los trabajos anteriores. En este estudio a diferencia de los anteriores se incluyen las temperaturas de Portugal debido a la colaboración conjunta con el Departamento de Física de la Universidad de Lisboa. Los datos de temperatura de Portugal permiten contrastar nuestra base de datos, además de aportar continuidad a los análisis que se realizan en el espacio. Estos registros de las temperaturas portuguesas provienen del Instituto Portugués del Mar y de la Atmosfera (IPMA).

A continuación se resumen las aportaciones principales del trabajo publicado, las cuales se dividen en tres apartados: el modelo utilizado, las diferencias espaciales de las temperaturas mensuales frente a cada tipo de tiempo, y el efecto Foehn a gran escala que se observa fundamentalmente con los tipos de tiempo Oeste y Este.

### 5.5.1. Modelización de las temperaturas mensuales a partir de los tipos de tiempo

---

En la Península Ibérica, por la compleja dinámica atmosférica, no existe una clasificación de las situaciones sinópticas comúnmente aceptada (Martín-Vide 2002), si bien los trabajos más recientes (Spellman 2000; Trigo y DaCamara 2000; Martín-Vide 2002; Cortesi et al. 2013b; Santurtún et al. 2015) han aplicado la modificación de Trigo y DaCamara (2000) de la clasificación de Jenkinson y Collison (1977). Los tipos de tiempo se analizaron utilizando la base de datos de presiones en superficie procedente de NCAR/NCEP cuya resolución espacial es 2° (Kistler et al., 2001), que tiene la ventaja de empezar en 1948 respecto a las más recientes Era-Interim, Era-40, y MERRA.

El modelo se aplicó a las series mensuales de Tmax y Tmin como variables dependientes, tomando la frecuencia mensual de los 26 tipos de tiempo como variables independientes siguiendo la propuesta de Cortesi et al. (2013a) que supone una adaptación del modelo original de Trigo y DaCamara (2000). Básicamente el modelo es una regresión múltiple por pasos, para evitar que el sobreajuste por el elevado número de posibles predictores origine pérdida de su capacidad predictiva (Storch y Zwiers 2000), y asegurarnos de este modo que solo incluye los predictores relevantes (Wilks 2006). La selección de variables en el modelo comienza identificando el tipo de tiempo que presenta un menor RMSE de los 26 potenciales y, en pasos sucesivos, se van incorporando aquellos tipos de tiempo que reducen el RMSE. Con cada nuevo predictor el valor de  $R^2$  aumenta sistemáticamente, mientras que el RMSE llega un momento en que en lugar de descender aumenta, lo que indica que el modelo empeora por efecto del sobreajuste. En consecuencia el desarrollo del modelo y la

selección de variables en cada pixel se ha realizado con dicha medida de error (RMSE) y no por la variancia explicada ( $R^2$ ) (Figura 27).

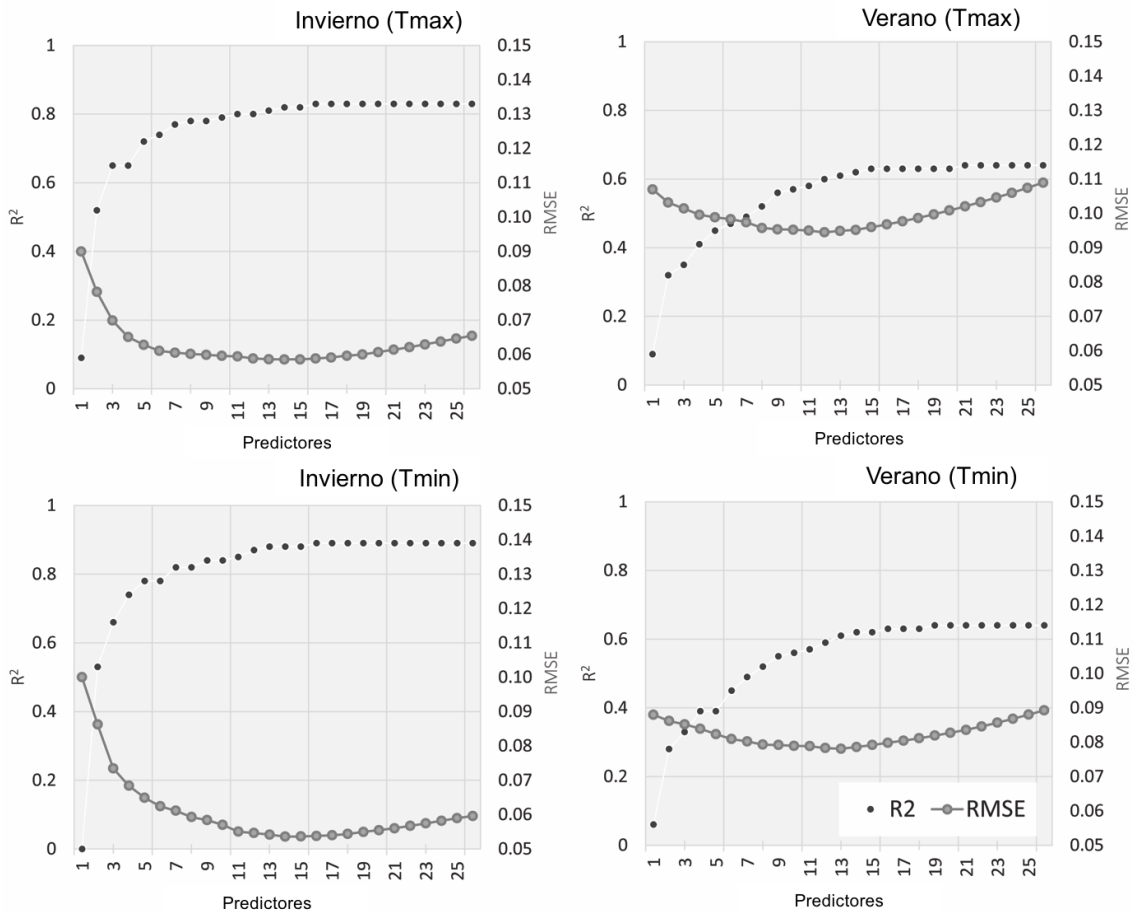


Figura 27. Evolución del RMSE y el coeficiente de determinación ( $R^2$ ) con cada predictor seleccionado por el modelo de regresión paso a paso (hacia adelante) para verano e invierno de Tmax y Tmin.

El umbral para incluir nuevas variables fue  $0.03^{\circ}\text{C}$  tras comprobar que valores inferiores seleccionaba muchos predictores, generando problemas de sobreajuste, y que valores superiores el modelo apenas seleccionaba predictores produciendo mayores sesgos. El cálculo se aplicó mes a mes en cada pixel del territorio español, y en los observatorios del territorio portugués, según:

$$\text{RMSE}(p, m, k) = \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N (P_{(p,m,k)} - O_{(p,m,k)})^2 \right]^{0.5} \quad (9)$$

siendo (p) cada pixel, (m) el mes, (k) el paso del modelo, (P) los valores predichos y (O) los valores originales. En el proceso de cálculo sobre las series mensuales se detectaron algunos casos de autocorrelación superior a 0,5, que afectaban a los meses de julio (N y W), noviembre (N y NE), y diciembre (N y NW), aspecto a considerar pues la incertidumbre de los coeficientes de la regresión asociados a estos tipos de tiempos (N, NE, NW, W) es la más alta del conjunto de WT.

La validación cruzada se realizó como se explica en el apartado técnicas estadísticas. En la distribución espacial del estadístico de error MAE se observa que el mayor sesgo se localiza en verano, en el interior del territorio y en Tmax frente a Tmin (Figura 28). En Tmax el número de predictores (tipos de tiempo) seleccionados por el modelo es mayor que en Tmin lo que indica una mayor relación (Figura 29) entre Tmax y los tipos de tiempo.



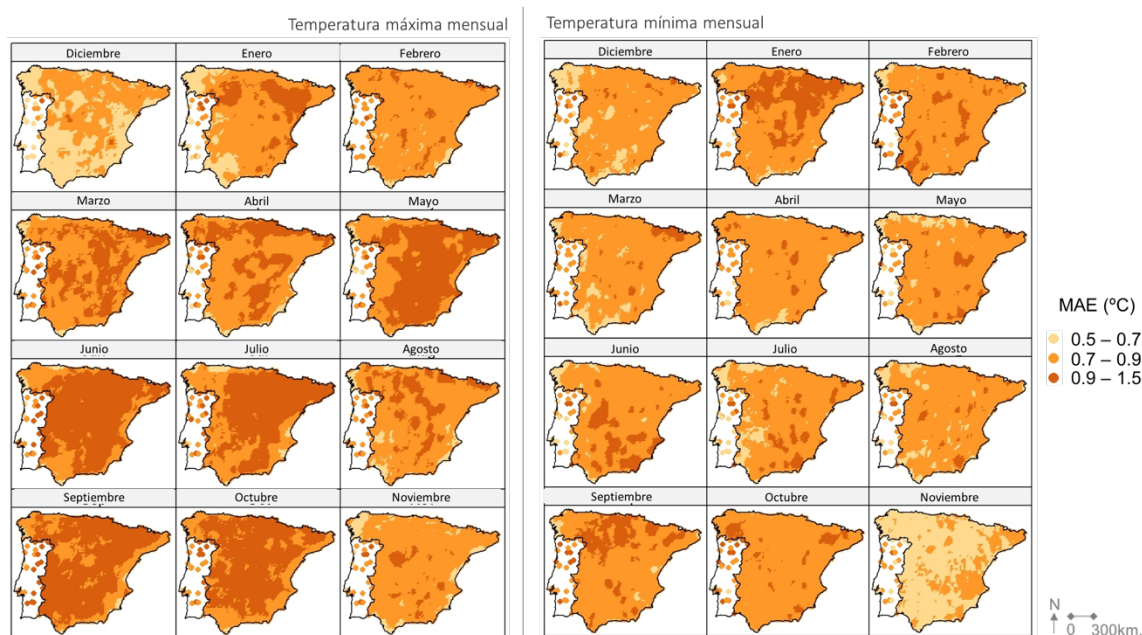


Figura 28. Estadístico de error (MAE) de Tmax (izquierda) y Tmin (derecha) mensual.

El modelo empleado selecciona en cada mes y celda los tipos de tiempo que mejor explican el comportamiento de la temperatura, y se convierte en un indicador de la relación que existe entre las temperaturas y las condiciones generales de la atmosfera explicada por los tipos de tiempo.

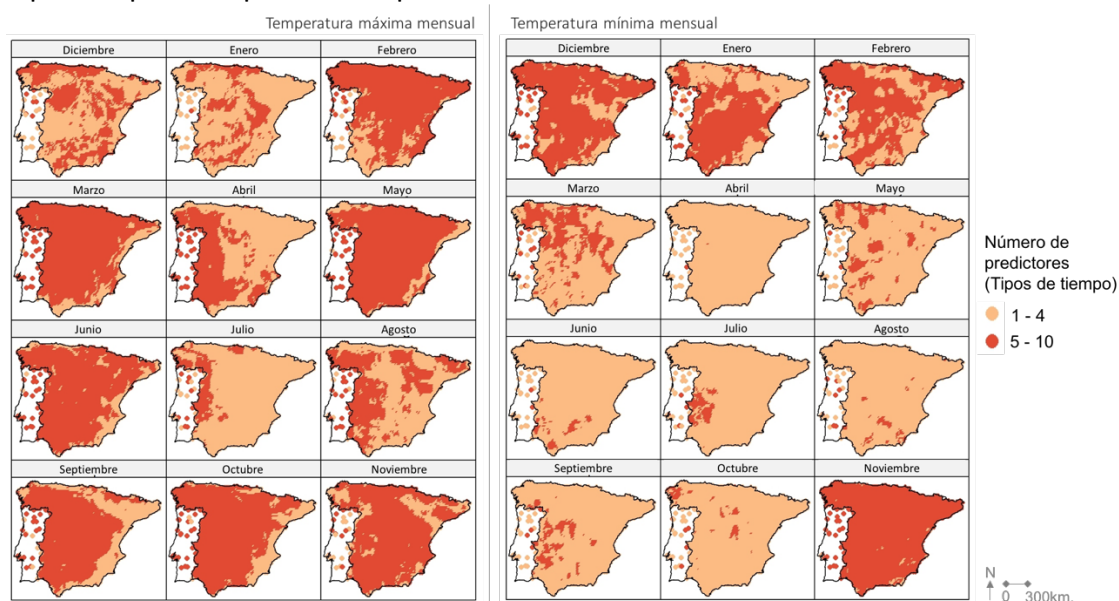


Figura 29. Número de predictores seleccionados por el modelo en Tmax (izquierda) y Tmin (derecha) mensual.

El apartado previo, el estudio de la variabilidad espacial a partir del índice CDD, permitió observar que los meses con mayor variabilidad espacial eran diciembre, enero, julio y agosto en las máximas, mientras que en Tmin lo eran todos los meses menos el periodo de noviembre a febrero y mayo. Estas características también se observan en la selección de predictores del modelo empleado. En general los meses con mayor variabilidad espacial (es decir bajo CDD) son los que selecciona menos predictores (Figura 30) y viceversa.

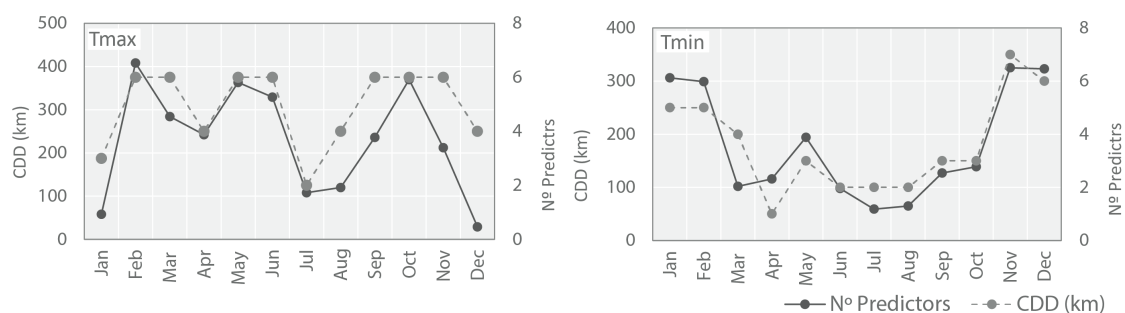


Figura 30. Número de predictores y CDD en Tmax (izquierda) y Tmin (derecha) mensual.

## 5.5.2. La influencia de los tipos de tiempo en las temperaturas mensuales

El análisis espacial de la variabilidad de la relación entre temperaturas y tipos de tiempo se realizó por medio de la distribución de los valores de  $r$  de Pearson, que indica el signo e intensidad de la relación entre los principales tipos de tiempo (8 direccionales y 2 puros) en los 12 meses y los valores de Tmax y Tmin (Tabla 11).

		Correlación positiva										Correlación negativa									
		NE	N	NW	C	A	SW	S	SE	W	E	NE	N	NW	C	A	SW	S	SE	W	E
Tmax	Ene					67	2	1		8		33	36	58	38			5	12		46
	Feb					100	6		7	2		71	99	57	100				4	9	49
	Mar			2		99		28	36		7	4	91	5	100		2		3	70	5
	Abr					92	1	1	75	2	17	6	2	80	47					53	6
	May					95			90		74			17	100	65		37		20	
	Jun					59		16	59		44				96	55				25	
	Jul			2	9	1	17	9	7		17			28	1	6	9			16	10
	Ago				5	6		14	79	1	41	39	54	35		3	2			8	3
	Sep					92		97	65		23	9	99	45	62					50	
	Oct					99	11	3	30		6	76	81	76	96					75	
	Nov					85	38	84	11	23		64	99	32	52						10
	Dic					18	97	36		76		30	67	63	45				6		54
		NE	N	NW	C	A	SW	S	SE	W	E	NE	N	NW	C	A	SW	S	SE	W	E
Tmin	Ene				77		100			100		100				77		1	3		97
	Feb					93	100			100		100	100	2	37				15		100
	Mar					95	86	90		70		72	83		25				37		96
	Abr					23	25	7	60	4		31	6	6							15
	May					88			57		3			70	95	4		4			
	Jun					33			2		17				100	19				1	
	Jul	5			36		7	11	1		17			25	9		50			15	6
	Ago				29			19	74		30	1	25	5		12	1				
	Sep					17		62	34		8	41	91	38						36	
	Oct					11	81	25	30			100	89	22						2	
	Nov						100	100	5	100		100	100	1							79
	Dic				17		100	87		100		57	10	1		79			7		100

Tabla 11. Porcentaje de territorio con correlación positiva o negativa entre cada tipo de tiempo y Tmax y Tmin mensual.



En general se puede observar que los tipos de tiempo con un alto porcentaje de territorio con correlación positiva son Anticiclónico, Sur, Sureste y Suroeste. Por otra parte, los tipos de tiempo que muestran un alto porcentaje de territorio con correlación negativa corresponden al Ciclónico, Norte, Noroeste y Noreste. Llama la atención los tipos de tiempo Este y Oeste los cuales muestran una correlación tanto significativa como positiva.

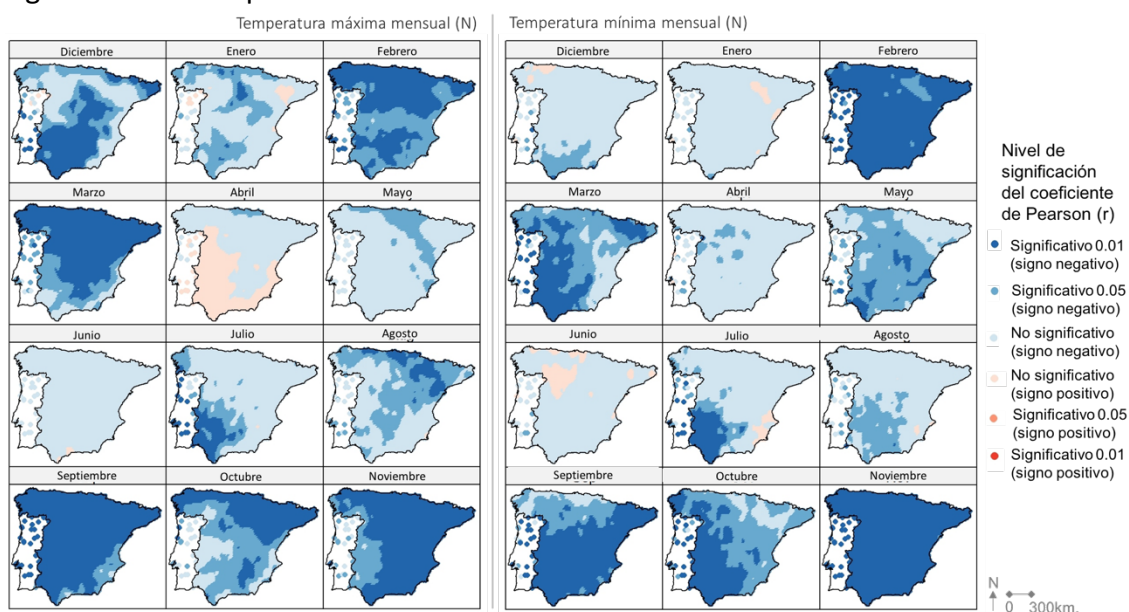


Figura 31. Nivel de significación del coeficiente de Pearson ( $r$ ) entre el tipo de tiempo del Norte y  $T_{max}$  y  $T_{min}$ .

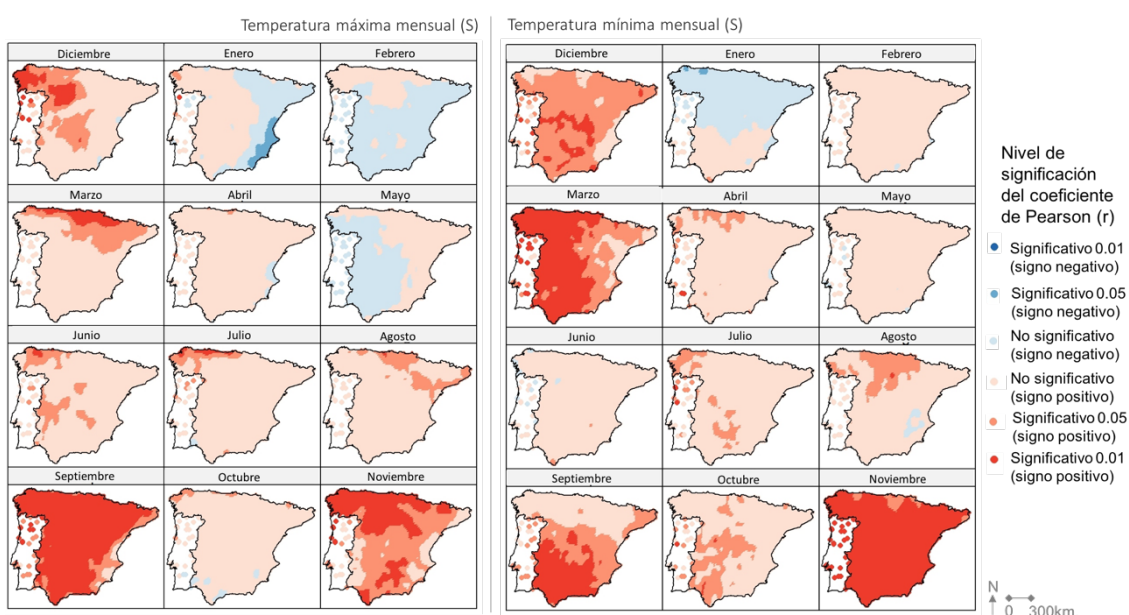


Figura 32. Nivel de significación del coeficiente de Pearson ( $r$ ) entre el tipo de tiempo del Sur y  $T_{max}$  y  $T_{min}$ .

Los mapas realizados muestran la delimitación espacial de las áreas previamente identificadas con correlación positiva y negativa, según la significación (no significativo, significativo al 0.01 y significativo al 0.05). En el análisis general se puede apreciar una alta heterogeneidad entre meses, tipos de tiempo y variables. El tipo tiempo del norte (Figura 31) a grandes rasgos produce un enfriamiento en todo el territorio; mientras que el tipo de tiempo del sur (Figura 32) con una menor frecuencia mensual un aumento de las temperaturas.

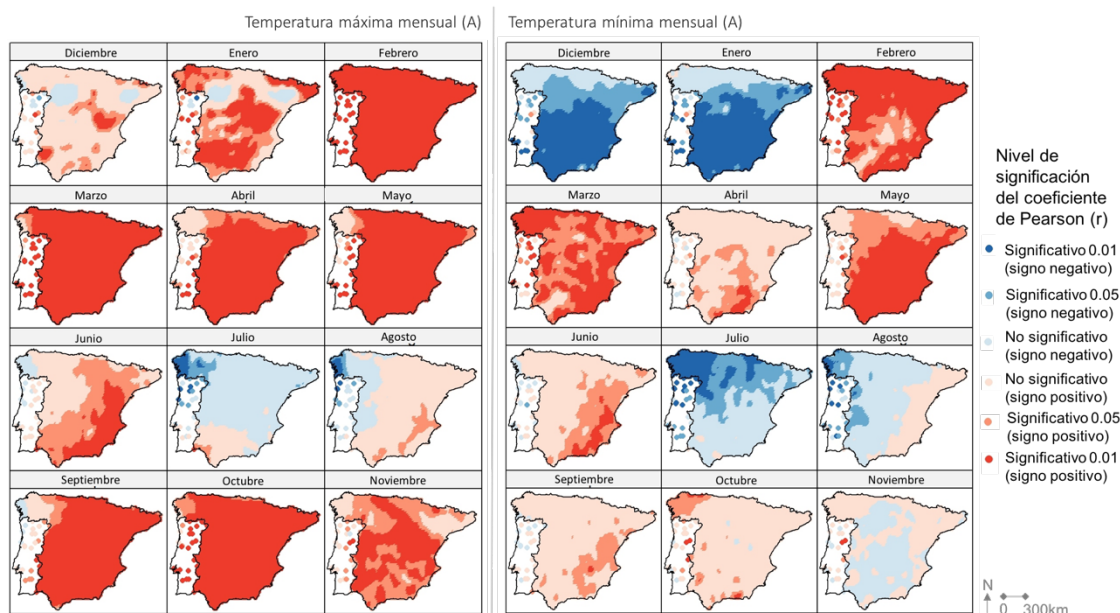


Figura 33. Nivel de significación del coeficiente de Pearson ( $r$ ) entre el tipo de tiempo Anticiclón y  $T_{max}$  y  $T_{min}$ .

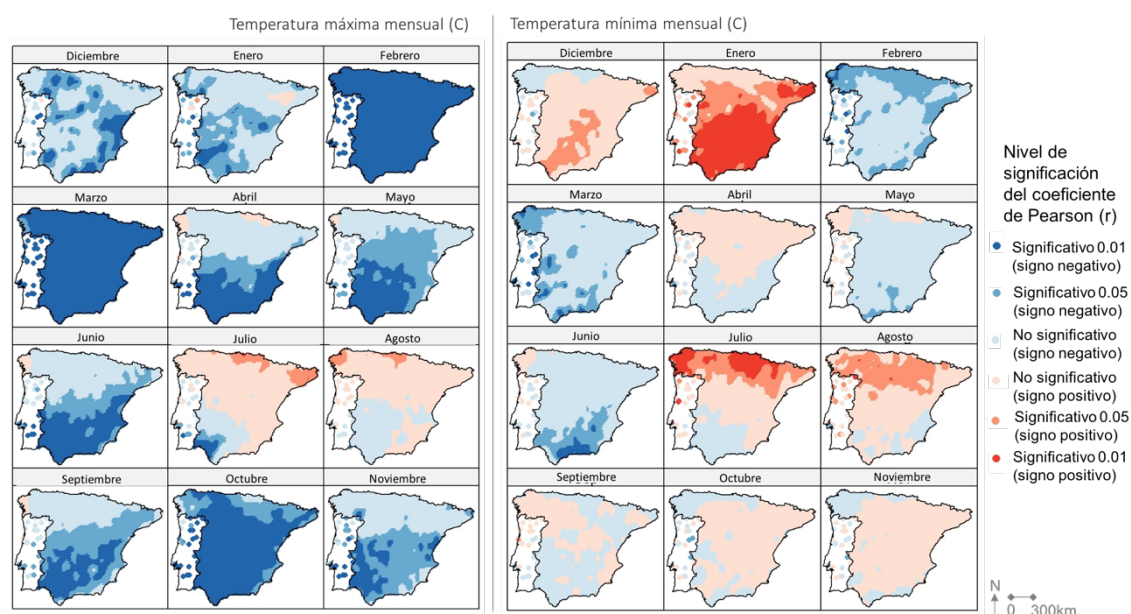


Figura 34. Nivel de significación del coeficiente de Pearson ( $r$ ) entre el tipo de tiempo Ciclónico y  $T_{max}$  y  $T_{min}$ .

El anticiclónico en la mayoría de los meses supone un aumento de las temperaturas a excepción de julio y agosto cuando la señal no es tan clara (Figura 33). También es significativo la diferencia entre la influencia del Anticiclón en  $T_{max}$  y  $T_{min}$  en diciembre y enero ya que durante el día aumenta las temperaturas y durante la noche disminuye debido a la presencia de cielos despejado y una pérdida rápida del calor por irradiación nocturna. Sin embargo, no hay un aumento de la temperatura diurna en presencia del anticiclón en enero y diciembre en las cuencas del Duero y el Ebro debido quizás a la presencia de nieblas.

El tipo de tiempo ciclónico hace disminuir las temperaturas (Figura 34), en especial durante el día, y en menor medida en verano. Es interesante el comportamiento de las temperaturas durante la noche en los meses de diciembre, enero, julio y agosto cuando las temperaturas son más extremas; así como en el Anticiclón se aprecia un

aumento de estas temperaturas nocturnas, en el caso del Ciclónico hay un aumento de las mismas.

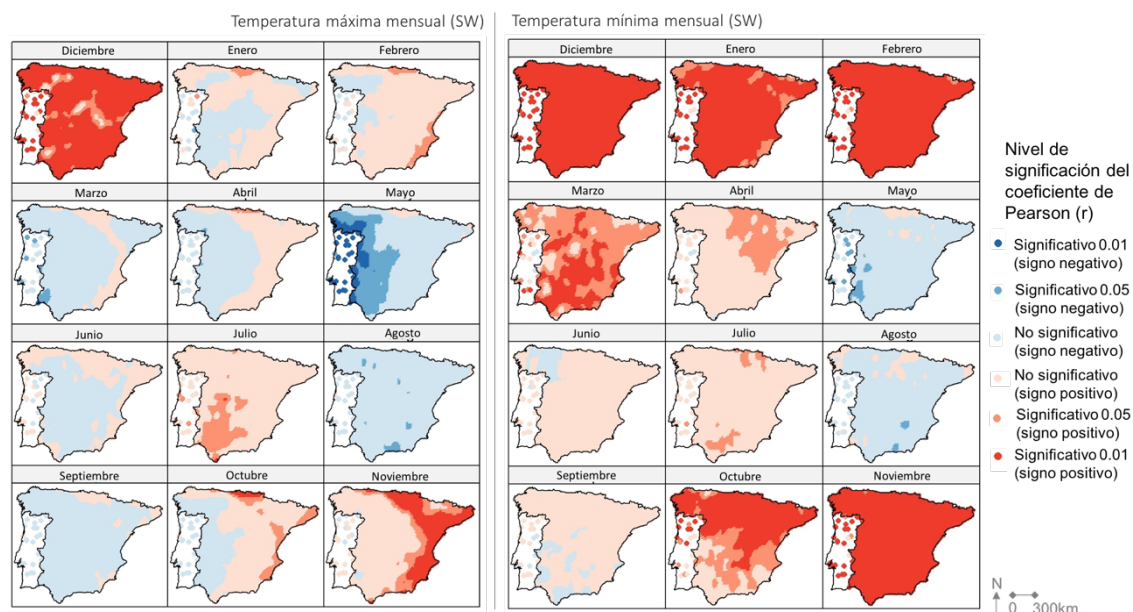


Figura 35. Nivel de significación del coeficiente de Pearson ( $r$ ) entre el tipo de tiempo del Suroeste y  $T_{max}$  y  $T_{min}$ .

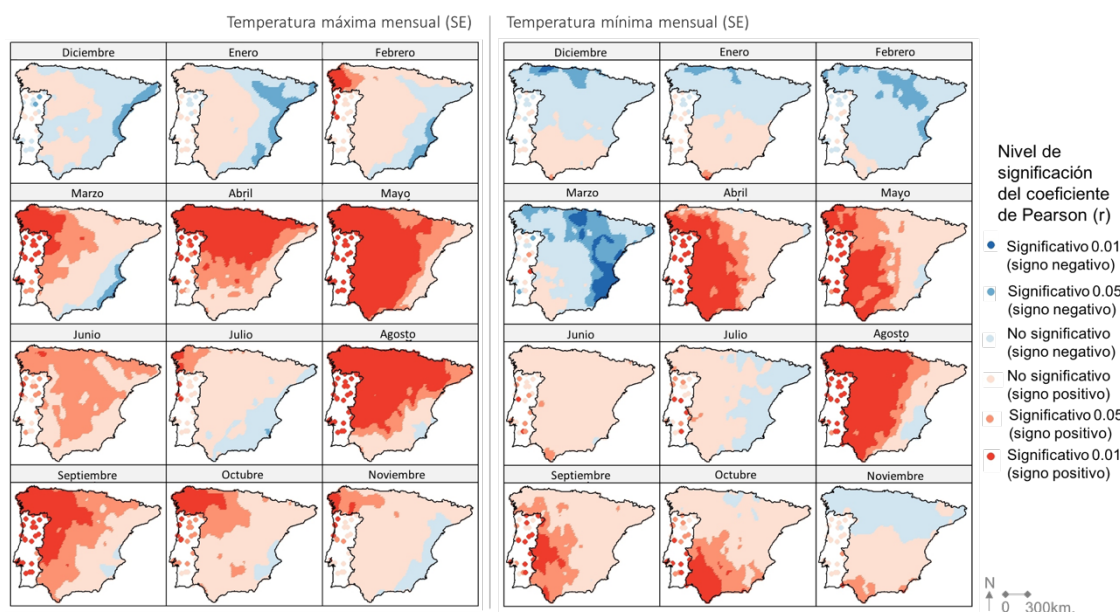


Figura 36. Nivel de significación del coeficiente de Pearson ( $r$ ) entre el tipo de tiempo del Sureste y  $T_{max}$  y  $T_{min}$ .

El Suroeste (Figura 35) y Sureste (Figura 36) tienen en común que suponen un aumento de las temperaturas, al contrario de lo que ocurre con el Noroeste (Figura 37) y Noreste (Figura 38) en donde tiene lugar una disminución de las mismas. Con estos tipos de tiempo se puede observar que tienen lugar una disimetría de las temperaturas en ambas fachadas del territorio. En las áreas a barlovento de un flujo las temperaturas se correlacionan negativamente en la zona costera y viceversa. Este último punto se observa con mayor claridad en el Este y Oeste que se aborda en el siguiente apartado.



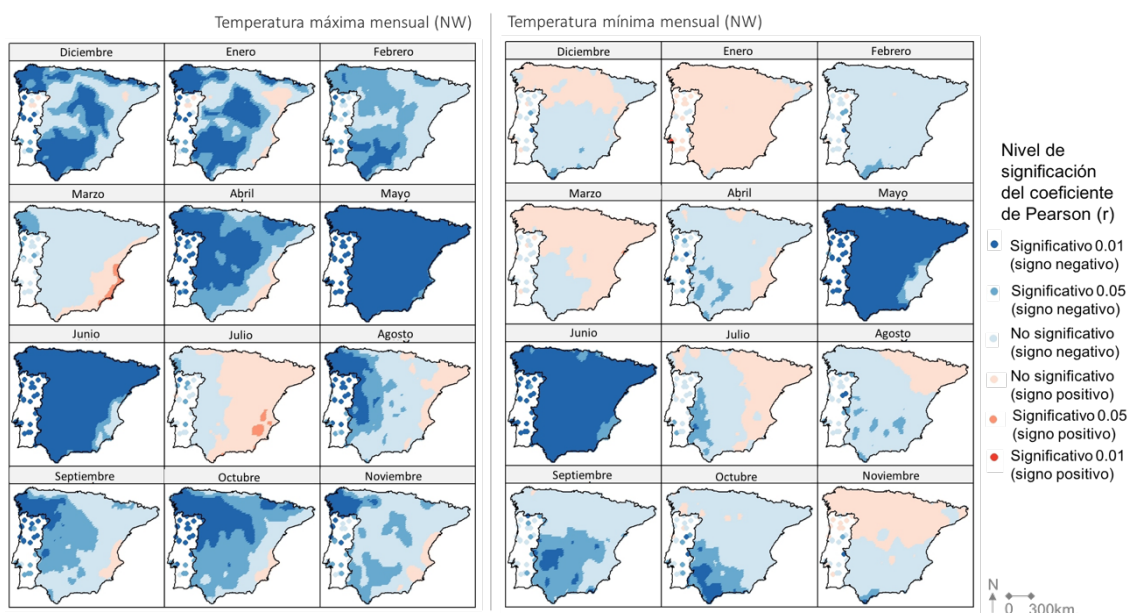


Figura 37. Nivel de significación del coeficiente de Pearson ( $r$ ) entre el tipo de tiempo del Noroeste y la  $T_{max}$  y  $T_{min}$ .

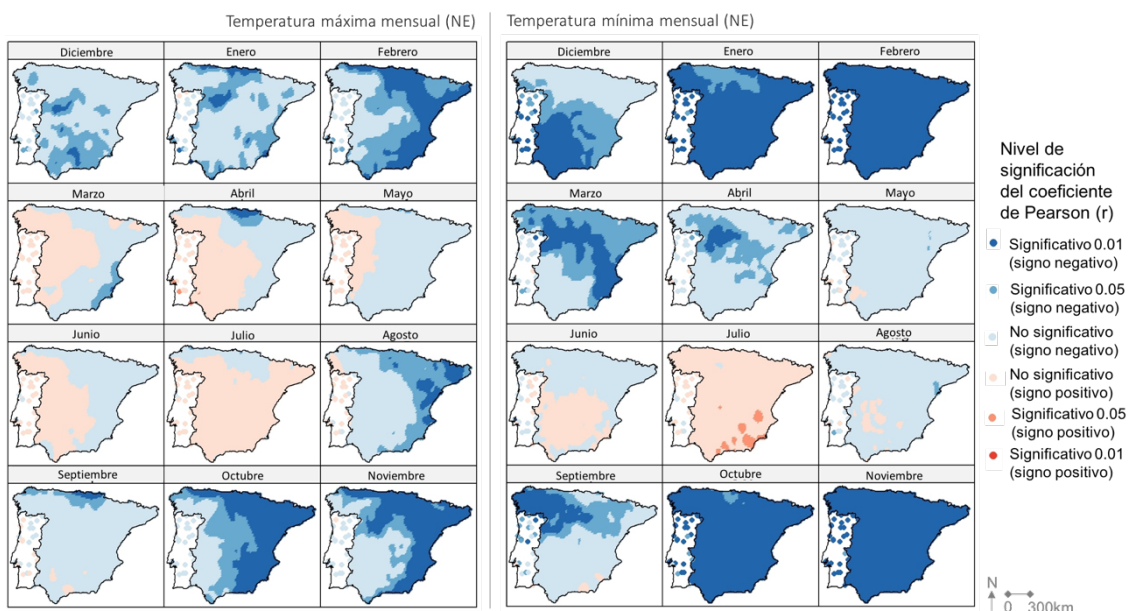


Figura 38. Nivel de significación del coeficiente de Pearson ( $r$ ) entre el tipo de tiempo del Noreste y la  $T_{max}$  y  $T_{min}$ .

### 5.5.3. El “Efecto Foehn” a gran escala a partir de la influencia de los tipos de tiempo Este y Oeste en las temperaturas mensuales de la Península Ibérica

El estudio de la relación entre los tipos de tiempo y las temperaturas durante la segunda mitad del siglo XX en la Península Ibérica ha permitido catalogar las direcciones dominantes desde 1950 hasta el presente y analizar su relación con las temperaturas en una escala mensual.

Los resultados generales muestran la existencia de una asimetría en el comportamiento de las temperaturas máximas entre las fachadas mediterráneas y atlánticas, es decir una relación negativa/positiva en las fachadas oeste/este en

condiciones de flujo del atlántico (Oeste) (Figura 39), y viceversa en condiciones de flujo del Este (Figura 40). Este hecho sugiere que las temperaturas de las dos fachadas marítimas de la Península Ibérica, expuestas a flujos zonales procedentes del Atlántico o del Mediterráneo, pudieran reflejar en una escala regional el proceso adiabático, cuyo origen estaría en la disposición transversal del Sistema Ibérico casi paralelo a la fachada mediterránea.

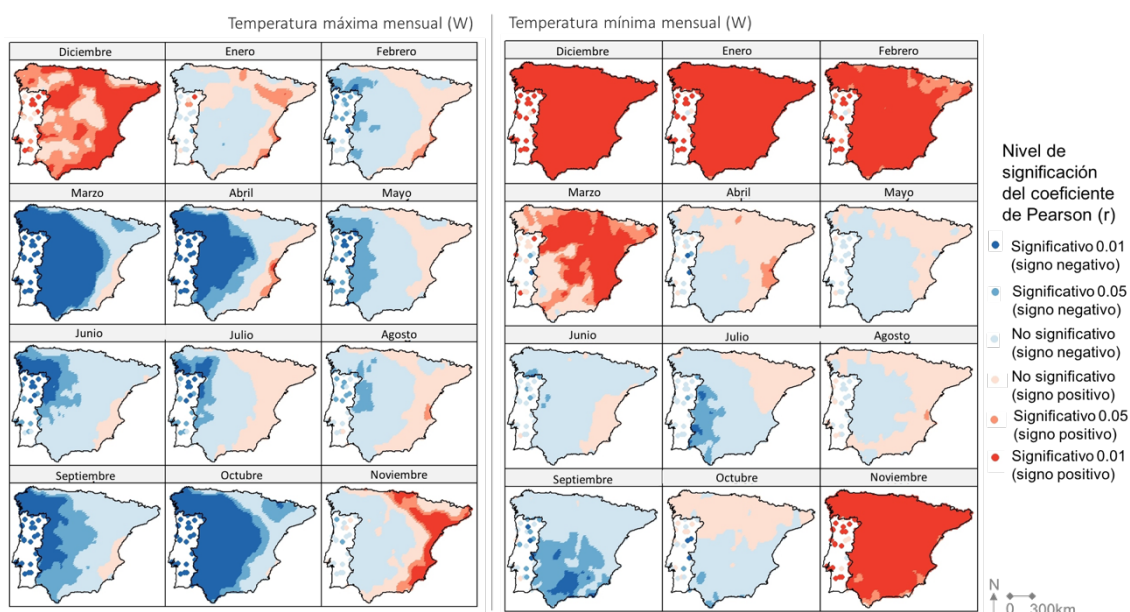


Figura 39. Nivel de significación del coeficiente de Pearson ( $r$ ) entre el tipo de tiempo Oeste y  $T_{max}$  y  $T_{min}$ .

Por otra parte, esta hipótesis sugeriría además que en las zonas interiores hasta las vertientes occidentales del Sistema Ibérico el efecto de los flujos zonales seguiría el patrón de la costa atlántica con las variaciones impuestas por la altitud preferentemente.

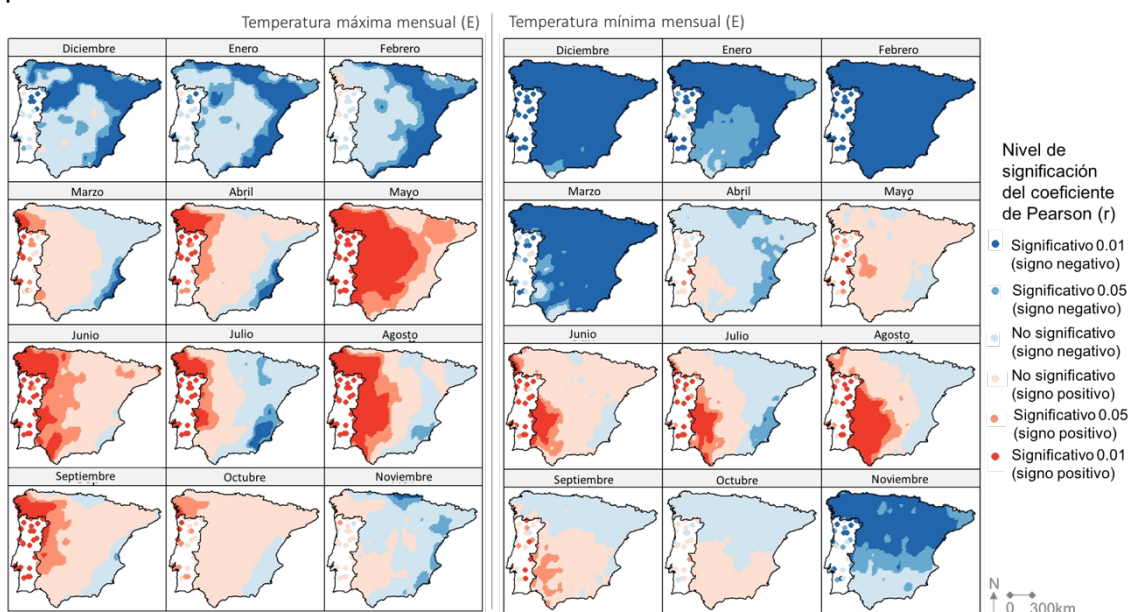


Figura 40. Nivel de significación del coeficiente de Pearson ( $r$ ) entre el tipo de tiempo Este y la  $T_{max}$  y  $T_{min}$ .

El definitiva, el análisis de la relación entre los tipos de tiempo Este y Oeste muestran una respuesta asimétrica entre las costas este y oeste peninsular en presencia de advecciones atlánticas o mediterráneas. Así, los flujos del Oeste

favorecen el descenso de temperaturas en la fachada atlántica del territorio, mientras que en la costa mediterránea se observa un aumento de las mismas. Sin embargo, cuando tiene lugar los flujos del Este ocurre lo contrario, descenso de temperatura en la costa mediterránea y aumento térmico en la fachada atlántica.

La variabilidad espacial de las temperaturas frente a los tipos de tiempo Este y Oeste y la distribución de las principales cadenas montañosas sugiere un efecto “Foehn” a escala peninsular. En el ascenso de una masa de aire esta reduce su temperatura adiabáticamente por efecto de la disminución de presión. Este fenómeno físico tiene amplio reconocimiento en climatología e identifica vientos característicos generadores de sombras pluviométricas a sotavento de cadenas montañosas transversales a las direcciones dominantes de los flujos, que reciben diferentes nombres, como Fohen, Chinook, Santa Ana, Zona, Der-velt, o Zagüño en Aragón. El calentamiento adiabático por descenso de la masa de aire describe en términos físicos el fenómeno, pero su distribución espacial, intensidad y frecuencia dependen de las características topográficas y de las condiciones de circulación atmosférica (Seluchi et al., 2003), lo que concuerda con los resultados indicados.

Parte II.

Contribuciones de los estudios  
realizados

*Los artículos publicados en revistas de investigación que se incluyen en esta tesis forman una unidad y en su conjunto aportan nuevos conocimientos del comportamiento espacio-temporal de las temperaturas en la España peninsular. La información original de las distintas cartografías realizadas esta disponible para la comunidad científica previa petición a la autora.*





## 6. MOTEDAS: a new monthly temperature database for mainland Spain and the trend in temperature (1951-2010)

---

**Revista:** International Journal of Climatology

**Título:** "MOTEDAS: a new monthly temperature database for mainland Spain and the trend in temperature (1951-2010)"

**Autores:** José Carlos Gonzalez-Hidalgo, Dhais Peña-Angulo, Michele Brunetti, Nicola Cortesi

**Volumen:** 35

**Páginas:** 4444-4463

**Año:** 2015

**DOI:** 10.1002/joc.4298

**Estado:** Publicado

**Índice de calidad:**

<b>Impact Factor</b> <b>3.157</b> <b>3.659</b> 2014   5 años		
Categoría de JCR ®	Clasificación en la categoría	Cuartil en la categoría
METEOROLOGY & ATMOSPHERIC SCIENCES	<b>18 de 77</b>	<b>Q1</b>
Datos de la edición 2014 de Journal Citation Reports®		

### Editorial

WILEY-BLACKWELL, 111 RIVER ST, HOBOKEN 07030-5774, NJ USA

**ISSN:** 0899-8418

**eISSN:** 1097-0088

### Dominio de investigación

Meteorology & Atmospheric Sciences



## MOTEDAS: a new monthly temperature database for mainland Spain and the trend in temperature (1951–2010)

José Carlos Gonzalez-Hidalgo,<sup>a,\*</sup> Dhais Peña-Angulo,<sup>a,b</sup> Michele Brunetti<sup>c</sup> and Nicola Cortesi<sup>a,b</sup>

<sup>a</sup> Department of Geography, Zaragoza University, Spain

<sup>b</sup> IUCA, Zaragoza University, Spain

<sup>c</sup> Institute of Atmospheric Sciences and Climate (ISAC)-CNR, Bologna, Italy

**ABSTRACT:** We have developed a new monthly temperature database for mainland Spain by using the complete holding of maximum and minimum monthly mean values stored at the Spanish National Meteorological Agency (AEMet). After an exhaustive quality control exercise, the data set includes 1358 complete series, and a high-resolution grid ( $0.1^\circ \times 0.1^\circ$ ) was calculated to analyse monthly trends. There has been an uneven increase in the mean values of maximum and minimum temperatures in the Spanish mainland from 1951 to 2010. The maximum monthly mean temperature values have risen mostly in late winter/early spring and the summer, while the minimum monthly mean temperature values have increased in summer, spring and autumn in southern areas. The spatial pattern of the diurnal temperature range shows a clear north–south gradient in summer, with positive trends in the north and negative trends in the south; furthermore, a negative pattern has been detected in the south in spring and autumn. These areas, particularly the Mediterranean coastland, have been subject to dramatic urbanization and land use changes during the past 30 years that may have affected nocturnal temperatures, in particular. Thus, warming processes in the Iberian Peninsula appear to be influenced both by global factors and more local ones, and their effects should be differentiated spatially.

**KEY WORDS** temperature; maximum; minimum; database; monthly trend; Spain; gridded

Received 6 August 2014; Revised 26 January 2015; Accepted 27 January 2015

### 1. Introduction

Over the past few decades, considerable attention has been paid to analysing long-term trends in air temperature and a great deal of work has been directed towards developing high-quality data sets with the aim of obtaining information at the highest spatial resolution and for the longest possible periods. At present, three main data sets are available on a global scale (Jones and Wigley, 2010): the Global Historical Climatology Network (GHCN, updated by Lawrimore *et al.*, 2011), the Goddard Institute of Space Studies (GISS; updated by Hansen *et al.*, 2010) and the UK Meteorological Office Hadley Center/Climate Research Unit (HadCRUTEM4, updated by Jones *et al.*, 2012). These data sets mostly share the same raw data (Pielke *et al.*, 2007), and differ in the way in which quality control is applied and stations are combined (see Jones and Wigley, 2010; Strangeways, 2010). Also a great deal of effort has been spent on setting up high-resolution climate data sets on a continental scale (Klein-Tank *et al.*, 2002; Wijngaard *et al.*, 2003; Klok and Klein-Tank, 2009), and regional, subregional and national scales in Europe (Auer *et al.*, 2005, 2007; Begert *et al.*, 2005; Brunet *et al.*, 2006; Brunetti *et al.*, 2006; Tietavainen *et al.*,

2010; van der Schrier *et al.*, 2011), China (Feng *et al.*, 2004; Li *et al.*, 2009; Zhen and Zhong-Wei, 2009), North America (Turner and Gyakum, 2010; Fall *et al.*, 2011; Vincent *et al.*, 2012; Williams *et al.*, 2012), and so on.

The recently published IPCC-2013 fifth assessment report summarizes the warming processes observed on a global scale from 1880 to 2011 using the updated global data sets mentioned above, and which confirms the results of previous research done over the past 20 years (Hansen and Lebedeff, 1987; Jones and Moberg, 2003; Dery and Wood, 2005; Broham *et al.*, 2006). It concludes that uncertainties from the choice of data set do not have an impact on the general conclusion that land surface temperature has increased, and suggests that the varying reference periods of each research group and their different approaches are indications of the robustness of the results.

However, there is much evidence that there is significant spatial variability in temperature trends. Among the areas affected by a higher temperature increase than the global mean is the Mediterranean region (Brunetti *et al.*, 2006; Brunet *et al.*, 2007; del Río *et al.*, 2011, 2012). Finally, there is an interesting debate about the behaviour of the maximum temperature ( $T_{\max}$ ) and minimum temperature ( $T_{\min}$ ) trends, and the subsequent diurnal temperature range (DTR) trends, in which geographical and local factors may be involved (Dai *et al.*, 1999; de Laat and

\* Correspondence to: J. C. González-Hidalgo, Department of Geography, Zaragoza University, 50009 Zaragoza, Spain. E-mail: jcgh@unizar.es

J. C. GONZÁLEZ-HIDALGO *et al.*

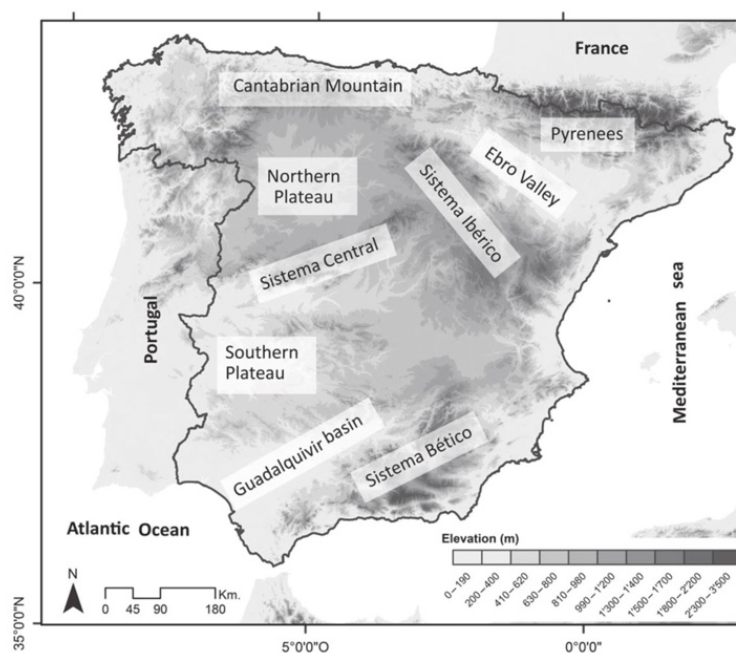


Figure 1. The Iberian Peninsula and the main features of relief.

Maurellis, 2006; Christy *et al.*, 2009; Zveryaev and Gulev, 2009; McNider *et al.*, 2010).

In this paper, we present a new monthly temperature data base for mainland Spain (1951–2010). The data set was set up after exhaustive quality control of the total amount of data digitalized and stored at the Spanish National Meteorological Agency (AEMet), with the aim of analysing (1) the warming processes in the Spanish mainland in the highest possible spatial detail, (2) to determine its spatial homogeneity/heterogeneity and (3) to identify whether warming is a generalized process or confined to specific periods during the year.

## 2. Area of study

Spain is located in the Iberian Peninsula (IP) in the west of the Mediterranean basin and spreads over about 500 000 km<sup>2</sup> (36° and 44° latitude north; 10°W and 3°E). Its position makes it particularly interesting from a climatic point of view, because (1) it is located in the climate transition from subtropical to mid latitude areas, (2) it is surrounded by two completely different water masses and last but not least (3) because its mountain ranges are distributed from west to east, joined in the east by the Sistema Ibérico running roughly from north to south (Figure 1). The inland IP has a mountainous landscape with a high inland plateau (>500 m above sea level, asl) surrounded by the aforementioned mountain chain at about 1000–3000 m asl. Meanwhile, lowland areas <500 m are located on the coastland to the north, east and south, and also in the Ebro basin (north–east inland) and the Guadalquivir basin

(south–west, see Figure 1). As a result, previous temperature climatologies have shown large gradients from north to south and from coastal to inland areas.

## 3. Previous research on temperature in mainland Spain

The recent MedCLIVAR report from Spain (Bladé and Castro-Díez, 2010) has surprisingly pointed out that research on temperature evolution in Spain is much lower than for other climate variables such as precipitation and ‘there are few papers in which global warming has been tested on a regional scale [in Spain], trying to detect whether warming has affected the various thermometric measurements and seasons in the same way’. The report also highlights the extreme difficulties in comparing the different studies because of the spatial heterogeneity of station density and differences in length and period selected.

To our knowledge, the first analyses of long-temperature series can be found in Oñate and Pou (1996), who described three spatial patterns (1901–1989), similar to those found by Brunet *et al.* (2007, see below) and different from those described by Esteban-Parra *et al.* (2003) during 1900–1997. A high-quality long database was developed by Brunet *et al.* (2006), named the Spanish Daily Adjusted Temperature Series (SDATS, 22 stations, 1901–2005), in which significant positive trends higher for  $T_{\max}$  than  $T_{\min}$  were detected (0.12 and 0.10 °C decade<sup>-1</sup>, respectively). In a previous paper, Brunet *et al.* (2005) described three spatial patterns of



temperature variations (1894–2003) characterized by different seasonal warming, but they found a strong, highly significant increase in temperature from 1973 in all of them. Also Brunet *et al.* (2007) observed an increase in  $T_{\text{mean}}$  of  $0.10^{\circ}\text{C decade}^{-1}$  (1905–2005), mostly relating to the effect of winter  $T_{\text{max}}$  ( $0.17^{\circ}\text{C decade}^{-1}$ ). However, from the 1970s they found that the annual mean depends more on summer and spring  $T_{\text{max}}$ , suggesting that DTR has increased in Spain over the past few decades. Similar results were found by Sigró *et al.* (2008) in the summer temperature series. Another exhaustive quality control of long series was presented by Staudt *et al.* (2007), including an urban effect correction applied to  $T_{\text{min}}$  in 48 station series. In previous research, Staudt *et al.* (2005) presented a trend analysis highlighting a higher rate of change for  $T_{\text{min}}$  than for  $T_{\text{max}}$ . Finally, Luna *et al.* (2008) produced a daily high-resolution grid ( $25\text{ km}^2$ ) for the 1931–2006 period, which detected a spatial pattern of inhomogeneities.

These analyses generally used low-spatial station density, although they were spread over a long time; another set of papers used denser data sets but for a shorter period. Bermejo and Ancell (2009) analysed 888 homogeneous stations (1957–2002) and found a general but not homogeneous rise in  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  from 1980 ( $0.27$  and  $0.17^{\circ}\text{C decade}^{-1}$ , respectively), with high rates observed in the north-eastern area. Del Río *et al.* (2011) studied monthly, seasonal and annual mean temperatures for 473 stations (1961–2006 period), and observed the strongest trends during spring and summer. In a second paper, del Río *et al.* (2012) found that  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  significantly increased in over 60% of the country in spring and summer, with  $T_{\text{max}}$  stronger than  $T_{\text{min}}$ . Similar seasonal behaviour was found by Ríos *et al.* (2012) in annual and seasonal  $T_{\text{mean}}$  (period 1961–2010), highlighting that the rise in temperature in Spain halted from 1994 to 2010. The past 30 years (1981–2010) have recently been studied by Llorente (2012) at 52 stations, finding that the strongest rises in  $T_{\text{mean}}$ ,  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  ( $>0.4^{\circ}\text{C decade}^{-1}$ ) were located in south-western, eastern and central areas and the Mediterranean coastland during winter, spring and summer, while negative trends in autumn ( $<-0.4^{\circ}\text{C decade}^{-1}$ ) were found in south-eastern areas. Guijarro (2013) carried out quality control on 2856 original series (1951–2012) and produced a regional series for annual  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  for Hydrological Divisions. He found that high rates of change were located in the eastern areas, with the  $T_{\text{max}}$  trend generally higher than  $T_{\text{min}}$ . The strongest trends for  $T_{\text{max}}$  were found in spring and summer, while the highest rates of change for  $T_{\text{min}}$  occurred in summer. Finally, Herrera *et al.* (2012) developed a high daily temperature resolution grid (237 stations, period 1951–2003, resolution  $0.2^{\circ}$ ) but no trend have been published up to the present time.

In addition to these country-wide analyses, numerous studies have focused on limited sub-regions. In north-eastern Spain, Brunet *et al.* (1999a, 2001a) identified a strong rise in temperature in winter and spring at the end of the 20th century, and seasonal analyses highlighted a higher  $T_{\text{max}}$  than  $T_{\text{min}}$  trend during the past 30 years of

the 20th century (Brunet *et al.*, 1999b, 2001b). Slightly different results for the same area were found by Martínez *et al.* (2010; 37 stations, 1975–2004) and Ramos *et al.* (2012; 5 observatories, 1950–2010) in comparison with  $T_{\text{min}}$ , which only increased significantly in the coastal observatories. Several conclusions were presented by Sigró *et al.* (2006; 22 stations from SDATS) for summer (1950–1998), suggesting that sea surface temperature (SST) effects on  $T_{\text{max}}$  were restricted to coastlands, whereas SST effects on  $T_{\text{min}}$  were more generalized.

Further to the south in the Valencia Region, Quereda *et al.* (2000, 2008) found that urbanization affected temperature increases (1950–1996), but these were not seen in rural stations. Miro *et al.* (2006) detected a rising trend in  $T_{\text{min}}$  in coastland areas, caused by urbanization, but not in  $T_{\text{max}}$ , while both  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  increased further inland during 1948–2010. Horcas *et al.* (2001) found a high-spatial diversity in the Murcia Region, while  $T_{\text{min}}$  increased in coastal areas at higher rates than  $T_{\text{max}}$ .

In the Pyrenees, Peña *et al.* (2006) suggested that temperature rises halted from the mid 1990s, and Espejo *et al.* (2008) found that between 920 and 2215 m asl (period 1982–2007) temperature trends were highly variable because of inversion.

In the north-east inland area (Ebro catchment), Abaurrea *et al.* (2001) found higher rates of change in  $T_{\text{max}}$  than in  $T_{\text{min}}$  (15 stations, 1971–1997). El Kenawy *et al.* (2011, 2012, 2013) developed a daily data set for the entire region (128 stations, 1960–2006) finding that from the 1960s  $T_{\text{mean}}$ ,  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  increased significantly, the strongest trends being found in summer and spring, and the highest warming rates in coastland areas. In the northern areas, Sáenz *et al.* (2001) found varying trends in winter temperatures between coastal and inland areas (1951–1996). In the north-west, Cruz and Lage (2006) found the strongest signal of warming in spring and summer (6 stations, 1973–2004), with  $T_{\text{max}}$  being higher than  $T_{\text{min}}$  in winter and spring, but not in summer and autumn; in general, large temperature increases were found in coastal areas. In Portugal, Ramos *et al.* (2011), found a temperature rise from 1976 in spring and summer (23 stations, 1941–2006), with the annual  $T_{\text{min}}$  trend stronger than  $T_{\text{max}}$ .

On the northern inland plateau, Esteban-Parra *et al.* (1995) only found changes in  $T_{\text{mean}}$  and  $T_{\text{min}}$  (five series, 1880–1991). Labajo and Piorno (1999) analysed annual  $T_{\text{min}}$  (nine observatories, 1945–1994) finding significant positive trends from 1972; del Río *et al.* (2005) calculated the regional series from 171 stations (1961–1997) and did not find any significant trends in annual or seasonal  $T_{\text{mean}}$ , except in winter. After further seasonal analyses, (del Río *et al.*, 2007), discovered a significant positive trend in  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  during winter and on the annual scale. Ceballos *et al.* (2007) found a positive signal in  $T_{\text{mean}}$ , mostly due to  $T_{\text{max}}$ ; the strongest signal occurred in March and June (ten first order stations, 1961–2006). Similar results were found by Morales *et al.* (2005) in a regional series averaging 38 stations (1972–1995).

On the southern plateau, Galán *et al.* (2001) analysed the annual mean evolution of  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  from the

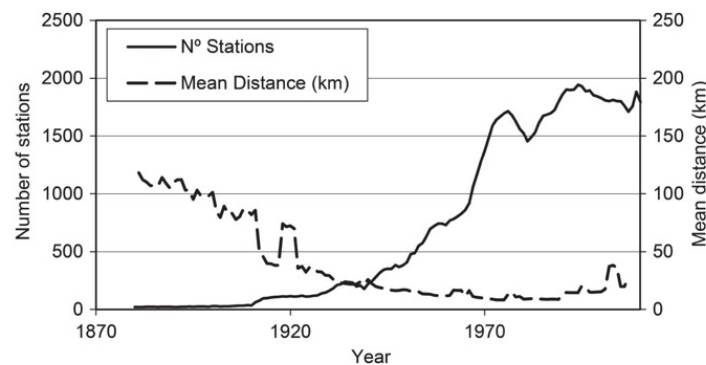
J. C. GONZÁLEZ-HIDALGO *et al.*


Figure 2. Number of stations and minimum distance average between stations in km.

regional series (24 stations, 1972–1996) and found a significant positive trend only in  $T_{\max}$ . A similar conclusion was reached by Cañada *et al.* (2001) with seven first order stations. In Andalusia in the south, Castro-Díez *et al.* (2007) studied ten long stations and identified urban effects on  $T_{\min}$  that they corrected using the population density criteria suggested by Karl *et al.* (1988). The strongest positive trends were observed in spring and summer, particularly from 1970 onward. García-Barrón and Pita (2004) detected stronger trends in  $T_{\min}$  than in  $T_{\max}$  (1897–1997) in three first order stations; and in the south–west, García-Barrón *et al.* (2006) found strong warming during spring and summer with  $T_{\min}$  increasing much more than  $T_{\max}$  (1951–2001).

Several overall conclusions and questions emerge from these findings:

- Temperature has increased in mainland Spain during the 20th century. The trend is not constant and presents three periods (warming until 1940, cooling until 1970 and final warming from the 1970s onward).
- From the 1970s, the temperature increase is more evident during spring and summer.
- The areas affected by the strongest warming are located in the east, particularly the Mediterranean coastland.
- Trends are very variable, a comparison among regional series and stations suggests that there is high spatial variability.
- There are discrepancies in the behaviour of DTR and the relative behaviour of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  after 1970.

Within this framework, we present the new Monthly Temperature Dataset of Spain (MOTEDAS), developed from the total amount of data digitalized by the Spanish Meteorological Agency (*Agencia Estatal de Meteorología, AEMet*).

#### 4. Development of MOTEDAS

From the beginning of meteorological services in about 1850, temperature has been recorded in Spain from at least 4710 stations. The number of stations was really low until the beginning of the 20th century (see Brunet *et al.*

2006), and then slowly rose until the beginning of the Civil War (1936–1939). After that, the number of stations increased again reaching the maximum at the beginning of the 1990s. During the past few decades, the total number of stations recording temperature in mainland Spain remains at approximately 1700.

From the middle of the 20th century, the spatial density has been high, and variability in the number of stations does not change the mean distance to the nearest neighbouring stations (Figure 2). However, many stations operated only for a short period and careful analyses must be carried out to combine data from different observatories before analysing any trend.

Original data series differ in length and quality. From these we have discarded those less than 7 years old (84 months, 1644 series), so the final database consists of 3066 original series. These series differ in length, amount of data, gaps and overall quality. In general, no metadata information exists. Figure 3 shows the frequency distribution of stations as a function of total available months for the 3066 stations analysed. The spatial distribution of these series is shown in Figure 4. Information included in Figures 2–4 suggests that that neighbouring series could be combined to maximize the available information and increase the spatial density of series with the appropriate length.

This idea lay behind the creation of MOTEDAS, which includes quality control of data and the reconstruction of series from neighbouring stations. The reference series are a key component in all the processes, thus a brief description is provided.

In MOTEDAS processes, the reference series have been calculated using a combination of criteria following the general approach applied in the development of the monthly precipitation data set of Spain (González-Hidalgo *et al.*, 2011). For each candidate series, up to a maximum of 100 neighbouring stations, less than 200 km apart, were selected, as suggested by Peña-Angulo *et al.* (2014). The stations were chosen from the best-correlated series with a minimum of 7 years' overlap; correlations were calculated over first difference series for both candidate and neighbouring stations. Only series with monthly



MOTEDAS: A NEW MONTHLY TEMPERATURE DATABASE FOR SPAIN

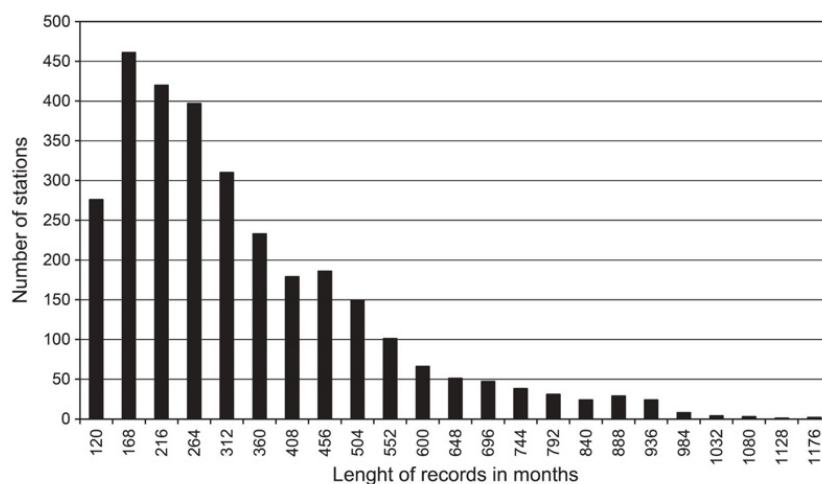


Figure 3. Frequency distribution of original stations by number of monthly original values.

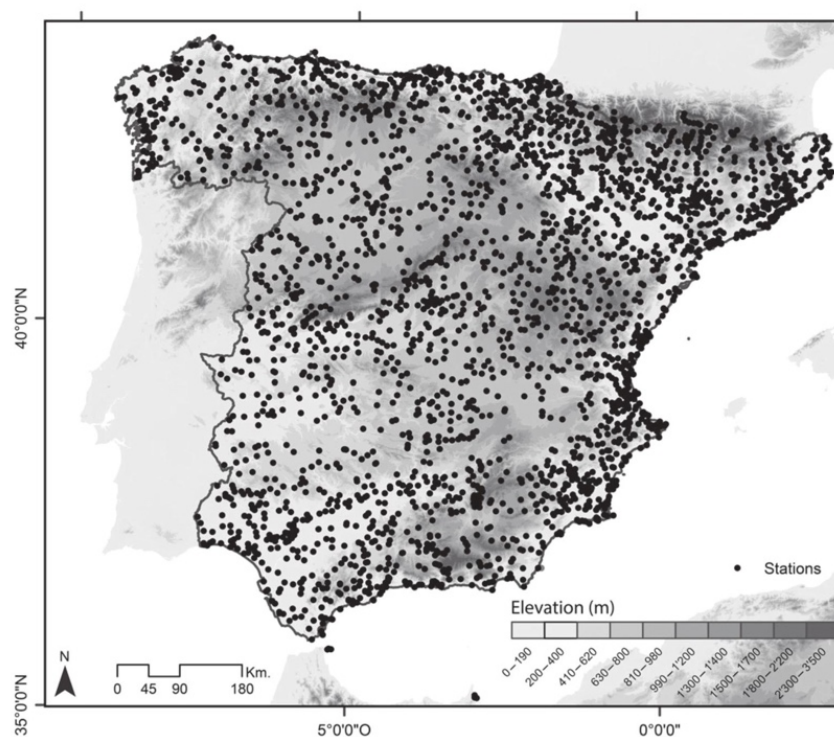


Figure 4. Spatial distribution of termometric stations with more than 120 months of data.

positive correlations and monthly mean correlations greater than 0.60, were selected. The algorithm applied to combine neighbouring stations was based on an inverse distance approach (with weights  $1/d^2$ ), after having normalized the mean and variability of each neighbouring station with the candidate series over the common period to prevent the effects of different altitudes. Proclim (Stepanek, 2008b) software was used.

#### 4.1. Quality control

Temporal series of meteorological observations are affected by non-climatic signals that can produce systematic error and false trends, leading to erroneous conclusions (see Williams *et al.*, 2012); thus, a great deal of effort has been put into testing the quality of climate data and to ensure the highest possible confidence in the database and post-analyses (see Aguilar *et al.*, 2003;

J. C. GONZÁLEZ-HIDALGO *et al.*

Table 1. MOTEDAS monthly total amount of suspicious data for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ .

	January	February	March	April	May	June	July	August	September	October	November	December	Total
$T_{\max}$	578	637	725	763	776	716	660	646	718	674	650	520	8063
$T_{\min}$	520	480	593	609	745	798	786	726	814	664	596	506	7837

Mahmood *et al.*, 2010). The quality control in MOTEDAS has been developed in different steps.

#### 4.1.1. Suspicious data

An initial check was done on the original monthly series looking for suspicious and inconsistent data by applying the following criteria:

- $T_{\max} < T_{\min}$
- Absolute values above 50 °C and below -50 °C
- Monthly maximum range of variability >50 °C

A second set of suspicious data was detected by using iterative comparisons with reference series. Given that no information exists *a priori* about the quality of data, the starting point is the equal and unknown quality of the series, so we applied the same approach as in the precipitation monthly data set of Spain (González-Hidalgo *et al.*, 2011), which consists of two steps:

- Once we had calculated the reference series for each station series, the data that exceeded three times the threshold of the interquartile-distance from the series relating to the differences between the original and reference series were discarded from each original series.
- With the new set of original series, we recalculated a second set of reference series, and proceed as in the first step.
- We subsequently repeated the identification scheme until no new suspicious data were detected. After three iterations, we found that no more suspicious data were included in the monthly series.

In the second step, we produced the final identification of suspicious data as follows:

- We calculated the highest quality reference series using the final data produced in the previous steps (data free of suspicious values).
- These reference series were compared with the original data series (with suspicious data not yet eliminated).
- Finally, the data that exceeded three times the threshold of the interquartile-distance from the series relating to the differences between the original and reference series were discarded from each original series.

Table 1 shows the overall results of suspicious data detection for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ . The percentage of suspicious data discarded is 0.80 and 0.77%, respectively, for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ .

The suspicious data are uniformly distributed over the domain, so there are no biased areas. In general, higher

numbers of suspicious data were detected in summer both in  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ ; the number is higher for  $T_{\min}$  than for  $T_{\max}$  in summer, while in winter the opposite is true (Table 1).

Generally,  $T_{\max}$  suspicious data usually relate to original data lower than the corresponding data in the reference series, while in  $T_{\min}$ , the opposite is true between May and October (except July). Finally, the percentage of suspicious data has fallen over the past 30 years.

#### 4.1.2. Homogeneity analyses

Homogeneity analyses were the second step in the quality control of MOTEDAS. A large number of statistical tests to detect inhomogeneity in climate series have been developed recently (see Peterson *et al.*, 1998; Aguilar *et al.*, 2003), but there is no consensus among researchers on which is the best method and continuous work is in progress (Ducré-Robitaille *et al.*, 2003; Domonkos *et al.*, 2012; Venema *et al.*, 2012). In the present case, following recent researchers (Wijngaard *et al.*, 2003; Klok and Klein-Tank, 2009), we decided to use a combination of four different tests. Those selected were Single Normal Homogeneity Test (SNHT; Alexandersson, 1986; Alexandersson and Moberg, 1997), Bivariate and *t*-Student (Buishand, 1982) and Pettit test (Pettit, 1979). The tests were applied on a monthly, seasonal and annual scale, with the maximum number of detections per year being 17 (12 months + 4 seasons + 1 annual detection). All the tests were applied using a new set of reference series calculated with data free of suspicious data. Anclim (Stepanek, 2008a) software was used. The final detection was carried out following the criteria below:

- Three or more total detections in the SNHT and Bivariate tests in the same year.
- Series for which the total amount of inhomogeneities in the four tests was between 3 and 4 detections (5% of total possible detections per year) were deemed inhomogeneous.
- Detected inhomogeneities were checked by visual inspection before being accepted.

The analyses show that no spatial bias exists either for  $T_{\max}$  or  $T_{\min}$ , and from 1931 the annual number of inhomogeneous stations presents a similar behaviour both for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  (Figure 5). Each year, between 0.5 and 2% of the stations have been found to be inhomogeneous, and the final number of series deemed inhomogeneous was one third of the total.

In order to facilitate future updating of the data set, the correction of series was done leaving the most recent period unchanged. A statistic of monthly correction factors



MOTEDAS: A NEW MONTHLY TEMPERATURE DATABASE FOR SPAIN

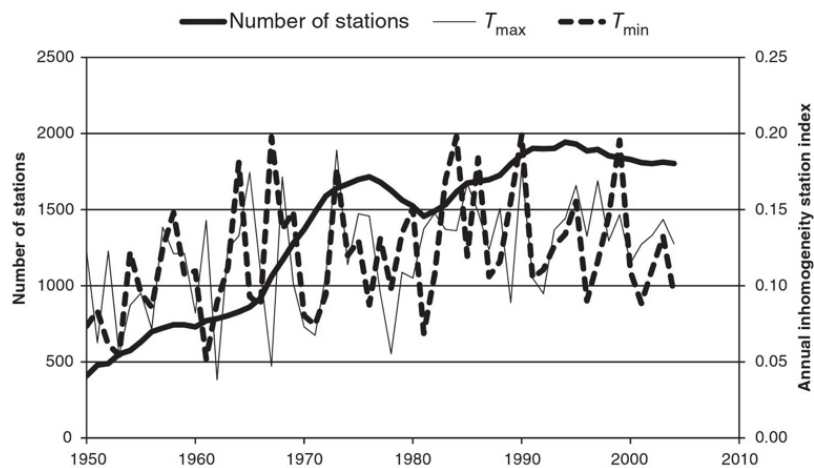


Figure 5. Annual inhomogeneity station index 1931–2010.

Table 2. MOTEDAS monthly mean and Standard Error (SE) of inhomogeneities adjusting factor.

	January	February	March	April	May	June	July	August	September	October	November	December
$T_{\max}$ Mean	−0.10	−0.14	−0.21	−0.23	−0.30	−0.33	−0.29	−0.26	−0.29	−0.21	−0.12	−0.10
$T_{\max}$ SE	0.07	0.08	0.08	0.08	0.08	0.09	0.09	0.09	0.09	0.08	0.08	0.07
$T_{\min}$ Mean	0.05	0.05	0.05	0.09	0.09	0.12	0.11	0.15	0.14	0.11	0.06	0.05
$T_{\min}$ SE	0.08	0.08	0.07	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08

(Table 2) indicates a negative value for  $T_{\max}$ , while for  $T_{\min}$  the correction factors were positive; this means that there was an apparent under-estimation in  $T_{\min}$  original records and *vice versa* for  $T_{\max}$ . For all months, higher absolute correction factors were obtained for  $T_{\max}$  than for  $T_{\min}$ . Moreover, summer presents the highest corrections for both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ . There is a similar annual cycle in the corrections for both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ , even though  $T_{\max}$  has the opposite sign and higher amplitude (Figure 6).

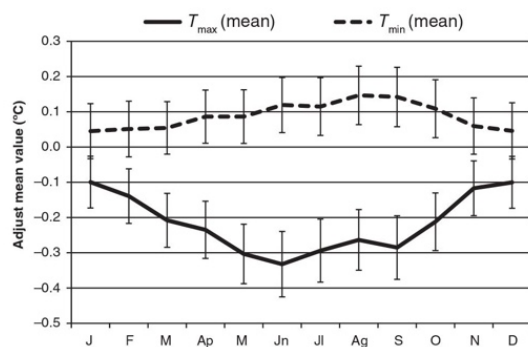
#### 4.2. Gap filling

Finally, to produce a data set with the highest possible spatial density, we replicated the procedure used in creating

the recently developed monthly precipitation data set of Spain (MOPREDAS; González-Hidalgo *et al.*, 2011). It consisted in maximizing the information from data series and producing a combination of neighbouring series with no overlapping periods. The approach consists of the following steps:

- From the quality-checked and homogenized data set, a new set of reference series was calculated exploiting overlapping neighbouring stations as far as possible.
- This set of reference series was used to produce a first-guess gap-filling of each candidate series in order to have overlapping between neighbouring series with no common period.
- Next, a new set of reference series was calculated using the previous first-guess stations with the aim of including the neighbouring stations that originally had no overlapping periods with the candidate series.
- Finally this new set of reference series was used to produce more reliable gap-filling of each original candidate series.

An example of this procedure is given in Figure 7 in which three neighbouring stations are close together, but two of them (the oldest and the most recent) do not overlap. First, the three reference series were calculated only from the overlapping neighbouring series available in each case, and were used for a first-guess reconstruction of the candidate series over the longest period possible. Second, the new reference series was calculated based on the first-guess reconstruction, also adding neighbouring


 Figure 6. Monthly mean correction factor of inhomogeneities and confidence interval (95%) for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ .

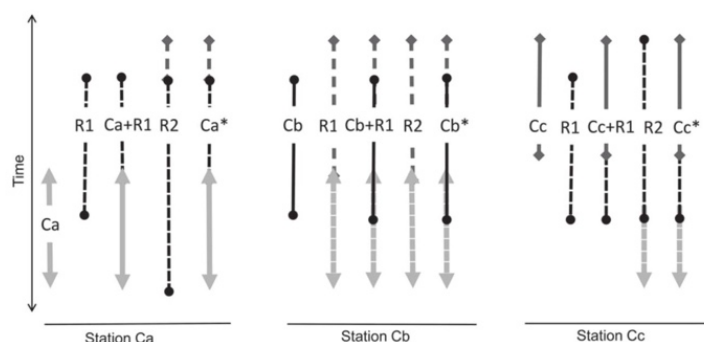
J. C. GONZÁLEZ-HIDALGO *et al.*


Figure 7. Schematic reconstruction processes of three original series. Ca, Cb, Cc, original series; R1, reference extended series for each C; C + R1, pseudo reconstruction; R2, reference series of pseudo reconstruction using C + R1, in this R2 reference series all the available neighbours stations are included. C\*, the final reconstruction of C series using R2. Observe that the three series only overlap with the middle one. Grey intensity indicates the origin of data in the final series. Original data indicated by continuous line; reconstructed data indicated by dotted line.

stations that originally had no overlap with the candidate series (and were not used in the previous step). Finally reconstruction was performed blending these reference series with candidates.

In this paper, we analysed the 1951–2010 periods using a selection of stations according to the percentage of original data and with gaps filled only from reference series that have been reconstructed with information coming from neighbouring stations that are no more than 25 km apart (remember that to avoid differences in altitude neighbour series were prior standardized). The number of series finally selected was 1358. Table 3 shows the percentage of original data for each decade, and the percentage of gaps filled with reference series reconstructed with information coming from neighbouring stations. It can be seen that the highest amount of selected series are currently operative and started around 1980s, while the largest amount of reconstructed data comes from stations very close to each other (<10 km).

Between one third and one quarter of original stations reconstructed in various altitude intervals were accepted for analysis. The altitude distribution for the set of stations finally selected had a spatial density of approximately

1 observation station per 200–300 km<sup>2</sup> between 0 and 750 m asl, and lower values at higher altitudes until 1500 m (approximately 1 observation station per 500 km<sup>2</sup>, Table 4). Series at elevations higher than 2000 m asl are not available because there is no original data. The overall mean density value is 1 observation station per 361 km<sup>2</sup>, which is one of the highest achieved so far in Spain, as far as we know.

#### 4.3. Interpolation on a regular grid

To facilitate the spatial analysis of temperature and to make our data set more suitable for comparing model output, we interpolated the station data set onto a regular grid (0.1 × 0.1 degree), the same as used in the MOPREDAS data set (see González-Hidalgo *et al.*, 2011). Prior to interpolating the station data onto the grid cells, each of the station series were converted into difference anomalies, by subtracting from each monthly value its average value (1951–2010).

The grid was developed following an improved version of the interpolation technique described by Brunetti *et al.* (2006). This improvement combines a radial weight with a Gaussian shape with an angular weight. The radial weight

Table 3. MOTEDAS 1951–2010, percentages of original data and reconstructed by distances (km) in the selected 1358 series (see Table 4).

	1951–1960	1961–1970	1971–1980	1981–1990	1991–2000	2000–2010	Total
Original data	17.7	27.7	51.4	66.1	79.7	74.5	52.8
10 km	63.6	56.0	37.3	25.0	15.5	19.9	36.2
25 km	18.7	16.3	11.3	8.9	4.8	5.6	11.0
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Table 4. Altitude distribution of MOTEDAS database and selected stations (1951–2010).

Altitude (m)	<250	250–500	500–750	750–1000	1000–1500	>1500	Total
Percentage of land (%)	13.0	20.7	23.6	23.6	15.6	3.5	100
MOTEDAS	785	780	685	490	287	39	3066
Selected stations	278	354	334	247	125	20	1358
Density (station km <sup>-2</sup> )	229	287	346	468	612	858	361



of the '*i*th' station for the evaluation of the '*(x, y)*' grid cell is as follows:

$$w_i^r(x, y) = e^{-\frac{d_i^2(x, y)}{c}} \quad (1)$$

with

$$c = -\frac{\bar{d}^2}{\ln(0.5)} \quad (2)$$

where '*i*' runs along the stations and '*d<sub>i</sub>*' (*x, y*) is the distance between station '*i*' and point '*(x, y)*' for which the local record is being estimated. From this choice of parameter '*c*', we obtained weights of 0.5 for station distances equal to '*d*' from the point (*x, y*), where '*d*' is defined as the mean distance of one grid point from the next, obtained by increasing both longitude and latitude by one grid step. '*d*' depends on the grid resolution, so weights decrease more rapidly with distance to provide a higher resolution. The calculation was performed by taking all stations within a distance of '*2d*'. This choice, together with the high resolution of the grid, prevents undesired exchange of information between different climatic regions and, in particular, between either sides of the largest mountain chains that may modify temperature trends.

In addition to the radial weight, an angular weight that accounts for the geographical separation among sites with available station data, was also included as follows:

$$w_i^{\text{ang}}(x, y) = 1 + \frac{\sum_{l=1}^n w_l^{\text{rad}} [1 - \cos \theta_{(x, y)}(i, l)]}{\sum_{l=1}^n w_l^{\text{rad}}(x, y)} \quad (3)$$

where '*θ<sub>(x, y)</sub>*(*i, l*)' is the angular separation of stations '*i*' and '*l*' with the vertex of the angle defined at grid point (*x, y*), and '*w<sub>i</sub><sup>rad</sup>*' (*x, y*) is the radial weight as defined in Equation (1). The introduction of this angular weight prevents undesired overweighting of the areas with the highest station density in the evaluation of the grid cell. The final weight is the product of the radial weight and the angular term. The mean number of stations involved in the estimation of each grid point is approximately 4, while there is always at least one series available within a distance of *2d*. The final gridded data set consists of 5236 cells covering the whole territory of Spain; prior to making any analyses, we proved its correct internal coherence (i.e. *T<sub>max</sub>* > *T<sub>min</sub>*).

#### 4.4. Trend analyses

To detect trends, the Mann–Kendall test (Mann, 1945) was applied to check significance, and the magnitudes of trends were calculated by the Sen method (Sen, 1968). The debate about the effect of autocorrelation on Mann–Kendall test is well known, and different approaches have been suggested to avoid it (see Bayazit and Önöz, 2007). In our case, to prevent generalized and undesired autocorrelation effects, we ensure previously the independence of each monthly series following the approach suggested by Yue *et al.* (2002) called trend-free pre-whitening (TFPW). Briefly the method consist on de-trend the series before calculating and eliminating the autocorrelation. Then the Mann–Kendall test is applied to

blended series of residual and the original trend to assess the final significance of the trend. In the aforementioned paper, a complete explanation and examples are presented under the basic assumption that the residual series after pre-whitening blended with the identified trend preserve the true trend. In this paper, linear and polynomial fitting (third order) were analysed achieving better results for polynomial fitting in the detrending step.

The spatial distribution of trends is shown on maps; a set of tables shows the percentage of land affected by trend signals and levels of probability (calculated by pixels). Thus, magnitudes of trends were calculated for the whole country for areas with positive/negative signals and, when available, for positive/negative areas under significant trends (*p* < 0.05).

## 5. Results

The analyses of independence of monthly series of data indicated that autocorrelation affected particularly summer months but not the overall monthly grid series. Furthermore, spatial distribution of significant autocorrelated series overall does not coincide with the areas of significant trend and then the pre-whitening approach finally was applied to only those series of *T<sub>max</sub>* and *T<sub>min</sub>* affected by significant trend (*p* < 0.05).

### 5.1. *T<sub>max</sub>* monthly trends

General results of monthly trends are shown in Table 5. Spatial distribution is shown in Figure 8. The overall signal in *T<sub>max</sub>* veers towards a positive trend (>75% of land), except in September. Significant trends (*p* < 0.05) affect more than 50% of total land in February to March and June to August, also at *p* level < 0.01 there is a greater portion of the area affected by a significant positive signal (more than 20% of territory). The strong signal detected in June (87% of land *p* < 0.01) is particularly noticeable. Except in small areas, no significant trends in *T<sub>max</sub>* (*p* < 0.05) have been detected between the months of September to January and April to May.

The areas affected by significant trends differ from month to month. In February and March, they are mostly located in central and western areas of the IP, the Atlantic sector and the Pyrenean mountains (see Figure 8). In July and August, they are located in the central and eastern areas of the IP (mostly the Mediterranean area). The month of June is a special case because the significant signal affects the whole of Spain. In the other months, significant trends are observed in areas mostly located on the Mediterranean coast (January, April and October).

The monthly trend average for the whole of Spain varies between the highest value in June (0.46 °C decade<sup>-1</sup>) and lowest in September (−0.005 °C decade<sup>-1</sup>, see Table 6). If we consider only the areas with significant trends (*p* < 0.05), the rates vary substantially (Table 6), with February and March trends rising to 0.36 °C and 0.40 °C decade<sup>-1</sup>, respectively, and becoming higher than those of July and August (0.22 °C and 0.27 °C decade<sup>-1</sup>, respectively).

Table 5. MOTEDAS monthly trend analyses (Mann–Kendall test) for  $T_{\max}$ ,  $T_{\min}$ , DTR and  $T_{\text{mean}}$ . Percentage of Spanish mainland (grid points) as different  $p$  levels; positive and negative percentages accumulated by trend signal.

	$p$	January	February	March	April	May	June	July	August	September	October	November	December
$T_{\max}$	+ <0.01	0.9	24.3	28.6	3.6	0.8	87.1	29.4	34.5	0.0	0.8	0.0	0.0
	+ <0.05	16.3	60.8	81.4	11.5	0.8	99.5	59.3	70.3	1.5	6.1	0.3	1.1
	+ n.s.	100.0	100.0	100.0	100.0	91.4	100.0	100.0	100.0	45.8	85.5	99.5	90.2
	– n.s.	–	–	–	–	8.6	–	–	–	54.2	14.5	0.5	9.8
	– <0.05	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	– <0.01	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
$T_{\min}$	+ <0.01	0.2	0.6	7.8	10.9	4.9	91.9	49.1	83.3	3.3	23.6	–	–
	+ <0.05	6.4	5.1	27.9	35.2	24.3	99.5	74.5	93.1	16.5	60.8	0.8	0.0
	+ n.s.	99.9	100.0	95.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	72.9	100.0	99.7	95.6
	– n.s.	0.1	–	5.0	–	–	–	–	–	27.1	–	0.3	4.4
	– <0.05	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	– <0.01	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
DTR	+ <0.01	–	0.2	2.9	–	–	14.9	2.0	4.0	–	–	–	–
	+ <0.05	–	9.1	25.6	0.3	–	35.7	6.2	6.9	3.1	–	–	–
	+ n.s.	74.8	90.9	93.9	78.8	15.6	84.0	50.7	39.3	39.0	14.3	23.0	52.7
	– n.s.	25.2	9.1	6.1	21.2	84.4	16.0	49.3	60.7	61.0	85.7	77.0	47.3
	– <0.05	–	0.8	0.8	0.2	7.5	3.0	13.6	30.1	29.9	1.6	–	–
	– <0.01	–	0.2	–	–	3.3	2.3	8.1	22.8	18.6	0.1	–	–
$T_{\text{mean}}$	+ <0.01	2.8	1.9	43.6	9.4	0.0	99.6	52.7	78.4	0.0	3.6	0.0	0.0
	+ <0.05	7.8	42.1	87.4	27.8	1.8	100.0	75.1	94.0	0.0	20.6	0.0	0.2
	+ n.s.	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	79.0	100.0	99.8	91.3
	– n.s.	–	–	–	–	–	–	–	–	21.0	–	0.2	8.7
	– <0.05	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	– <0.01	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–

### 5.2. $T_{\min}$ monthly trends

An overall positive signal has been detected in all months (<75% of total land; Table 5) with the exception of September. Significant trends ( $p < 0.05$ ) affecting more than 25% of the land have been detected during March to October, except September; the signal is strong during June, July and August, when the area affected by positive significant trends ( $p < 0.05$ ) extends to more than 75% of the land; and particularly during June and August (80% of land  $p < 0.01$ ). During November to February, the areas affected by significant positive trends are very small.

The spatial distribution of significant trends ( $p < 0.05$ ) in  $T_{\min}$  differs from  $T_{\max}$ , and they are located in the Mediterranean area (central-southern areas and eastern coastland) in March, April, May, September and October; while in June, July and August significant positive trends extend over the whole IP, except in the north–west north-eastern plateau (Figure 9).

The monthly trend average for the whole of Spain varies between the highest value in June ( $0.33^\circ\text{C decade}^{-1}$ ) and lowest in September ( $0.08^\circ\text{C decade}^{-1}$ ). If only the areas with significant trends ( $p < 0.05$ ) are taken into account, the highest values are found in June ( $0.34^\circ\text{C decade}^{-1}$ ), July ( $0.26^\circ\text{C decade}^{-1}$ ) and August ( $0.33^\circ\text{C decade}^{-1}$ ), while in November to February trends are lower (Table 6).

### 5.3. Monthly DTR

Table 5 shows the percentage of total land affected by positive and negative trends in DTR. Positive DTR trends over more than 50% of the land were found in December to April, and June to July, while a negative signal (>50%

of land) was detected in May and August to November. Positive trends ( $p < 0.05$ ) across more than 25% of the land were detected only in March and June, while significant negative trends were observed in August and September (Table 5); in July, a significant negative signal was detected across 13.6% of the land.

Taking only the months in which significant trends ( $p < 0.05$ ) affected more than 5% of the total into account (Table 6) and averaging all areas with significant trends ( $p < 0.05$ ), February and March returned high positive rates ( $0.31^\circ\text{C decade}^{-1}$ , respectively); in June, the mean rate of positive DTR trend ( $p < 0.05$ ) was  $0.23^\circ\text{C decade}^{-1}$ ; in July and August, the mean trend in the areas with significant negative trends ( $-0.18$  and  $-0.21^\circ\text{C decade}^{-1}$ ) were higher than those with positive trends ( $0.16^\circ\text{C decade}^{-1}$  for both months); finally, the mean trend values of areas with significant negative rates in September and May were  $-0.29$  and  $-0.24^\circ\text{C decade}^{-1}$ , respectively.

Spatial distribution of the DTR signal exhibited strong gradients, and is shown in Figure 10. In March, the significant positive values occurred in western parts of the IP and extreme north-eastern areas, while in June the areas with significant trends were located in northern and north-eastern areas. The negative significant trends in August and September occurred mostly in southern areas; in August, positive signals (7% of the land) were found in the extreme north-eastern areas. A wide area with negative trends in DTR was also found in July in the south-eastern areas. Finally, continuous areas with significant DTR trends were found with positive values in



MOTEDAS: A NEW MONTHLY TEMPERATURE DATABASE FOR SPAIN

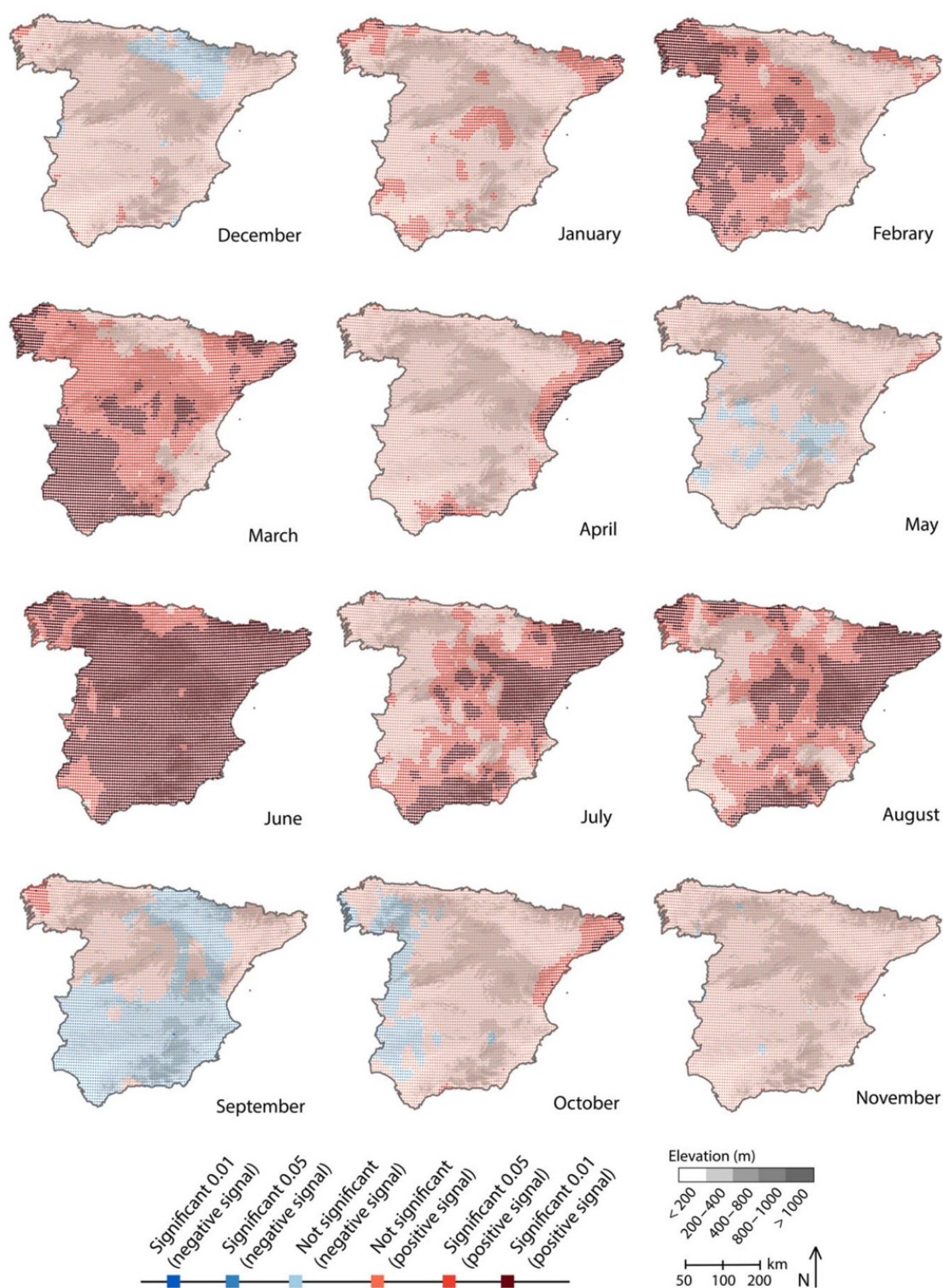


Figure 8. Spatial distribution of monthly  $T_{\max}$  trend. Positive/negative signal are expressed by colours (red/blue); significance of Mann–Kendall test is denoted by three colour variations, not significant, significant at  $p$  level  $<0.05$  and significant  $p$  level at  $<0.01$ .

J. C. GONZÁLEZ-HIDALGO *et al.*

Table 6. MOTEDAS monthly rates of trend (Sen slope) for  $T_{\max}$ ,  $T_{\min}$ , DTR and  $T_{\text{mean}}$  of Spanish mainland accordingly different  $p$  levels areas (see Table 5).

	$p$	January	February	March	April	May	June	July	August	September	October	November	December
$T_{\max}$	+ <0.05	0.236	0.364	0.406	0.266	0.290	0.462	0.273	0.306	0.263	0.269	0.195	0.205
	+ n.s.	0.183	0.311	0.374	0.202	0.095	0.461	0.227	0.278	0.085	0.139	0.099	0.103
	Global	0.183	0.311	0.374	0.202	0.084	0.461	0.227	0.278	-0.005	0.115	0.098	0.091
	- n.s.	-	-	-	-	-0.026	-	-	-	-0.081	-0.024	-0.011	-0.026
	- <0.05	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$T_{\min}$	+ <0.05	0.269	0.256	0.222	0.206	0.234	0.339	0.264	0.331	0.245	0.257	0.232	-
	+ n.s.	0.160	0.173	0.150	0.148	0.174	0.338	0.227	0.319	0.135	0.221	0.131	0.117
	Global	0.160	0.173	0.142	0.148	0.174	0.338	0.227	0.319	0.087	0.221	0.131	0.111
	- n.s.	-0.002	-	-0.027	-	-	-	-	-	-0.041	-	-0.006	-0.020
	- <0.05	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
DTR	+ <0.05	-	0.318	0.311	0.168	-	0.236	0.159	0.163	0.193	-	0.154	-
	+ n.s.	0.067	0.164	0.229	0.070	0.037	0.158	0.068	0.076	0.100	0.035	0.033	0.042
	Global	0.042	0.141	0.209	0.046	-0.089	0.120	-0.014	-0.052	-0.080	-0.105	-0.047	-0.005
	- n.s.	-0.033	-0.093	-0.087	-0.041	-0.112	-0.077	-0.098	-0.135	-0.195	-0.129	-0.071	-0.057
	- <0.05	-0.138	-0.188	-0.157	-0.151	-0.240	-0.178	-0.186	-0.210	-0.299	-0.223	-	-0.161
$T_{\text{mean}}$	+ <0.05	0.261	0.274	0.289	0.226	0.228	0.395	0.257	0.305	-	0.238	0.218	0.203
	+ n.s.	0.170	0.244	0.276	0.172	0.130	0.395	0.228	0.299	0.058	0.163	0.088	0.112
	Global	0.170	0.244	0.276	0.172	0.130	0.395	0.228	0.299	0.041	0.163	0.088	0.100
	- n.s.	-	-	-	-	-0.018	-	-	-	-0.022	-0.010	-0.012	-0.022
	- <0.05	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

February in the north, and negative in May and June in the south-east (Figure 10).

#### 5.4. Mean monthly temperatures

The overall mean monthly temperature signal was positive. Significant trends ( $p < 0.05$ ) affecting extensive areas (>75% of total land) were found in March, June to August; in February, April and October, more than 20% of land was affected by significant trends (Table 5). Taking the average over the whole of Spain, the highest monthly  $T_{\text{mean}}$  increases occurred in June ( $0.39^\circ\text{C decade}^{-1}$ ) and August ( $0.29^\circ\text{C decade}^{-1}$ ), while the lowest occurred in December (Table 6). The spatial distribution of trends is presented in Figure 11; during the late winter and early spring (February and March) the significant trends are located in the west, in summer (June to August) they are widespread and, particularly in July, a south-east/north-west gradient with no significant trends was evident in the north-west, and the only significant trends in April and October were located along the Mediterranean coast in the east. In conclusion, the areas in which maximum warming was observed were usually found inland and on the south-eastern coastland, with the exception of February and March, where the highest temperature increases were observed in the south-west.

## 6. Discussion

### 6.1. The new Spanish mainland monthly temperature data set MOTEDAS

National and regional climate studies have revealed spatial differences in warming trends, and considerable attention has been paid to the quality of data and its effects on temperature trends (see Misra and Michael, 2013; Rohde *et al.*,

2013). The problem appears to be a never-ending story because homogenization still cannot guarantee absolute quality of a database, even if it certainly improves data quality and trend estimation (Venema *et al.*, 2012).

In this research, we have tried to explore temperature trends in Spanish conterminous land by developing the new Monthly Temperature Dataset of Spain (MOTEDAS). The new database grid exhibits strong internal coherence ( $T_{\max} > T_{\min}$ ), a high degree of coherence in the spatial distribution of trends, and the high-spatial density of stations used for the grid ensures a close approximation to the spatial continuum of real temperature evolution. Therefore, we are reasonably confident about the reliability of the data and the absence of spurious non-climatic long-term signals. We are aware that this new data set is not free from errors, but we believe that it represents the most up-to-date, high quality and spatially detailed database for the temperature of mainland Spain on a monthly scale.

The monthly  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  in mainland Spain show different rates of increase, along with high spatial and temporal monthly variability. Positive and significant increases in  $T_{\max}$  were observed in February to March and June to August, while  $T_{\min}$  increased significantly from March to October (except September) with maximum rates in summer, both for  $T_{\max}$  and for  $T_{\min}$ . Thus, in agreement with Esteban-Parra *et al.* (2003) and Brunet *et al.* (2005), a westward increase in the significance of the  $T_{\max}$  warming is clear in February and March, while the signal intensified eastward in April, June to August and October, both for  $T_{\max}$  and for  $T_{\min}$ .

The highly significant trend in summer (June to August) observed both for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  was reflected in  $T_{\text{mean}}$ , which showed its highest significant increase at this time, together with March (mostly due to  $T_{\max}$ ). This dominant summer contribution to annual trends has been observed



MOTEDAS: A NEW MONTHLY TEMPERATURE DATABASE FOR SPAIN

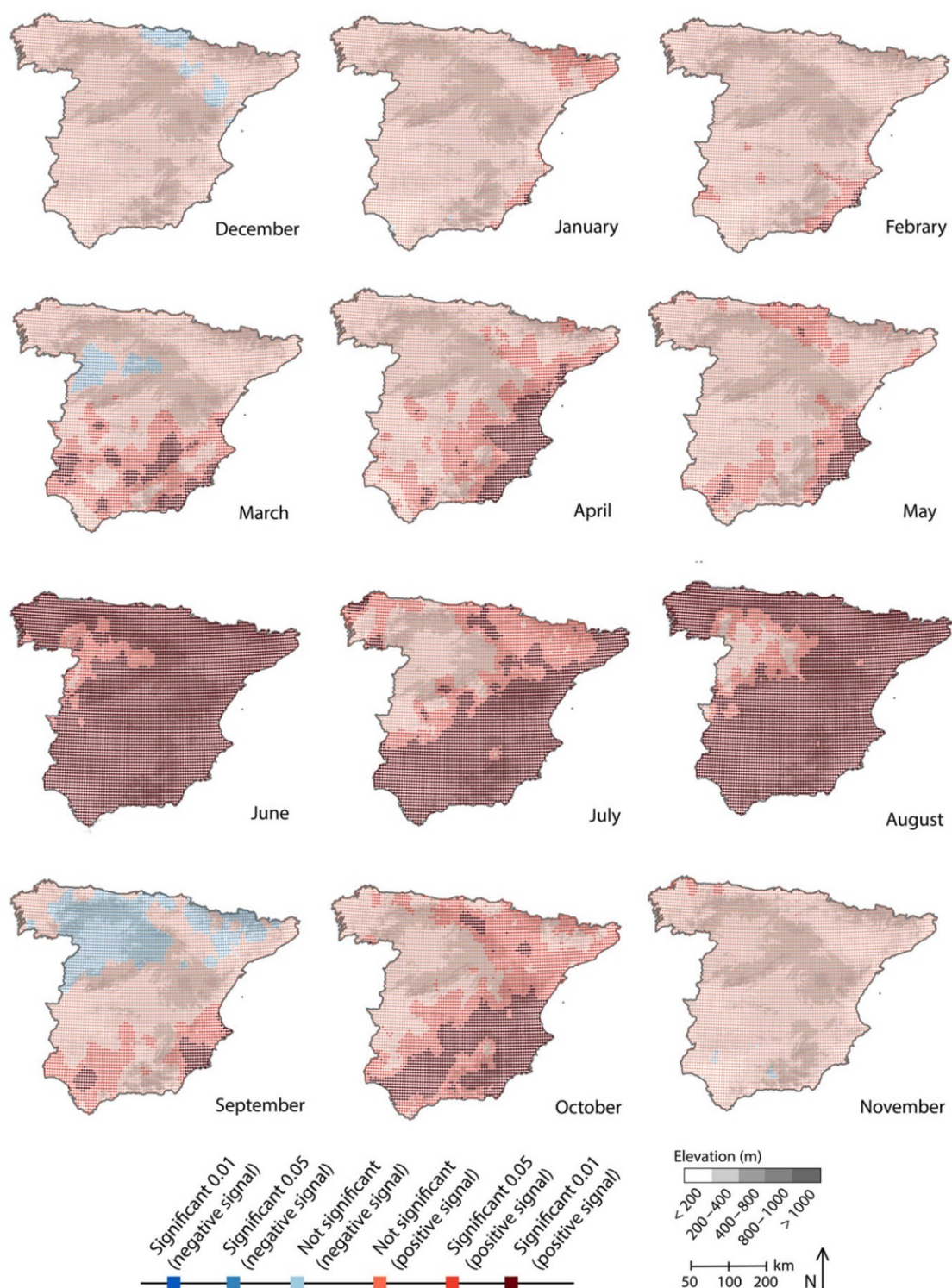


Figure 9. Spatial distribution of monthly  $T_{\min}$  trends. Positive/negative signal are expressed by colours (red/blue); significance of Mann–Kendall test is denoted by three colour variations, not significant, significant at  $p$  level  $< 0.05$  and significant  $p$  level at  $< 0.01$ .

J. C. GONZÁLEZ-HIDALGO *et al.*

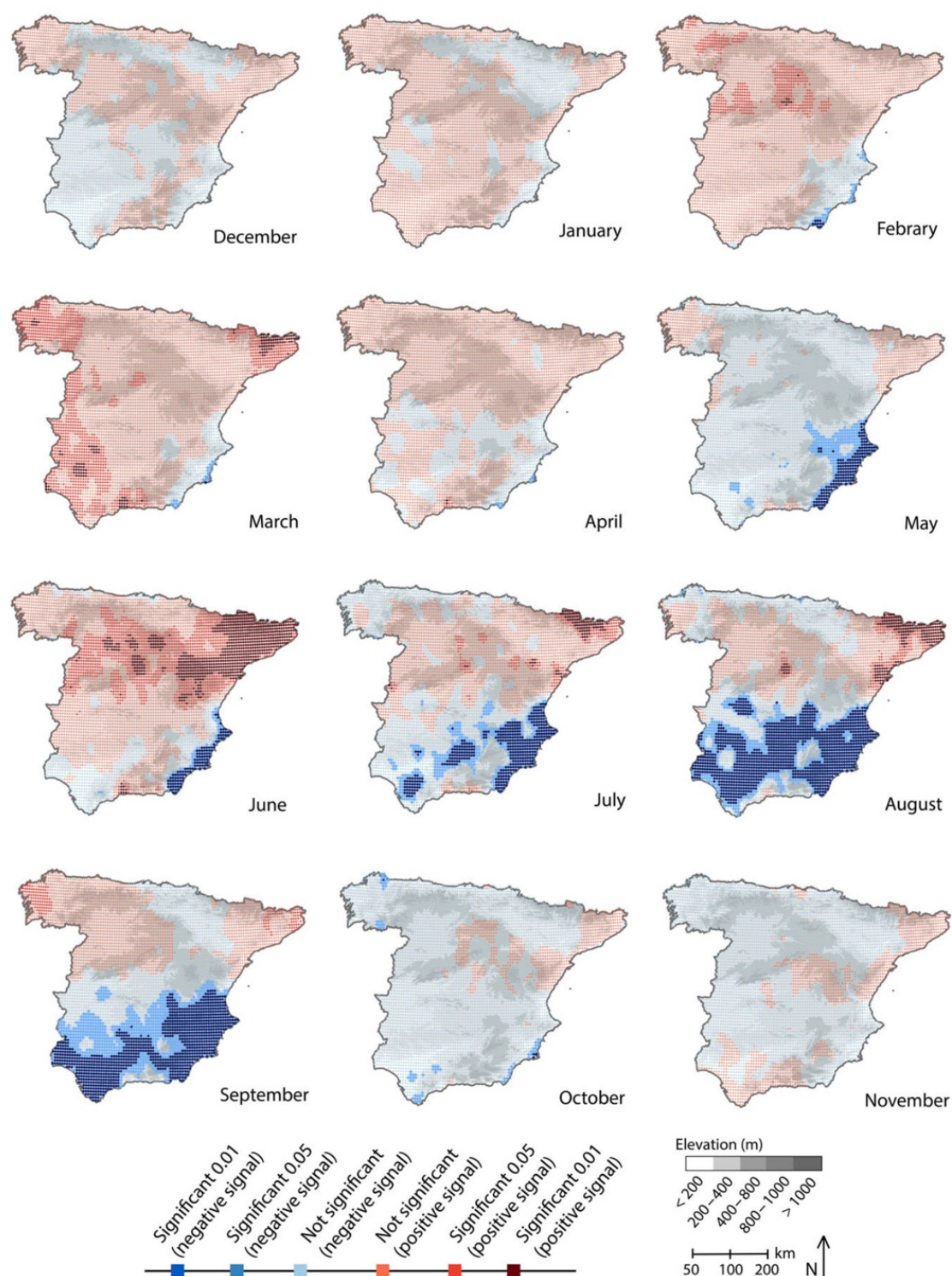


Figure 10. Spatial distribution of monthly DTR trends. Positive/negative signal are expressed by colours (red/blue); significance of Mann–Kendall test is denoted by three colour variations, not significant, significant at  $p$  level  $<0.05$  and significant  $p$  level at  $<0.01$ .



MOTEDAS: A NEW MONTHLY TEMPERATURE DATABASE FOR SPAIN

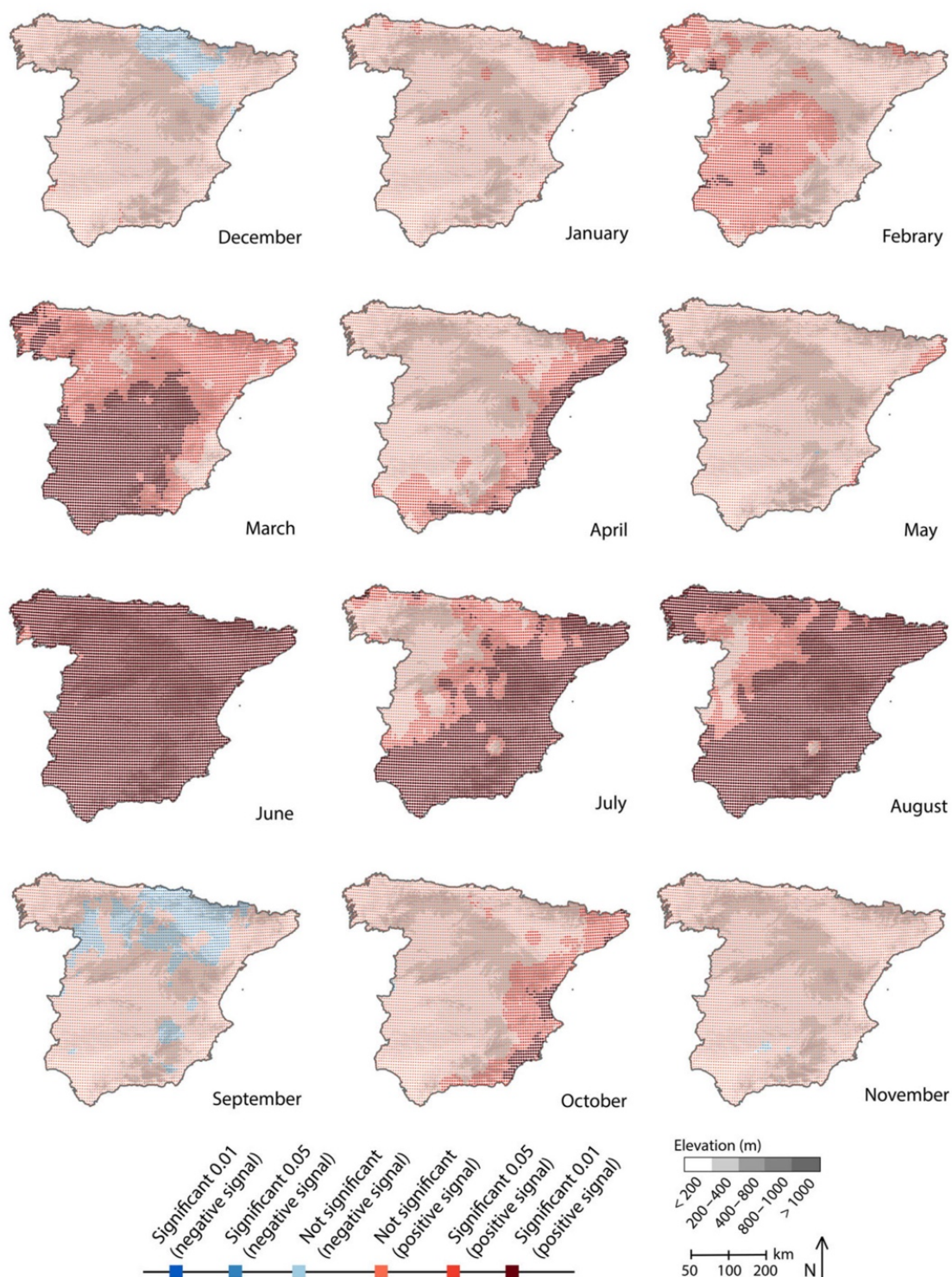


Figure 11. Spatial distribution of monthly  $T_{\text{mean}}$  trends. Positive/negative signal are expressed by colours (red/blue); significance of Mann–Kendall test is denoted by three colour variations, not significant, significant at  $p$  level  $<0.05$  and significant  $p$  level at  $<0.01$ .

by other authors in Spain (del Río *et al.*, 2011; Ríos *et al.*, 2012; Guijarro, 2013) and in other parts of the Mediterranean such as Italy (Brunetti *et al.*, 2006) particularly on the peninsula, and Greece (Feidas *et al.*, 2004), but also in several European and non-European regions (Rebetez and Reinhard, 2008; Corobov *et al.*, 2010; Turner and Gyakum, 2010; Kabas *et al.*, 2011).

A detailed review on the effects of various factors on monthly temperature trends in the IP was presented by del Río *et al.* (2011, 2012). From an overall perspective, the spatial distribution of significant trends in MOTEDAS suggests that factors controlling the spatial distribution of temperature trends vary from month to month and, as a general hypothesis, it can be stated that Atlantic influences could be put forward as arguments for temperature rises in the cold season (particularly for  $T_{\max}$ ), while more Mediterranean influences could be suggested as a general mechanism for  $T_{\min}$ , as well as for  $T_{\max}$  during warm seasons. These hypotheses initially agree with NAO teleconnection effects on winter temperature (del Río *et al.*, 2012, and references therein) and to the summer trends on the Mediterranean coast (Miro *et al.*, 2006), and will be issues for future research.

#### 6.2. The spatial distribution of $T_{\max}$ and $T_{\min}$ in mainland Spain

Many papers have reported a higher increase in  $T_{\min}$  than  $T_{\max}$ , with the consequence of a negative trend in DTR during the 20th century (Karl *et al.*, 1993; Easterling *et al.*, 1997; Kalnay and Cai, 2003; Caesar *et al.*, 2006; Liu *et al.*, 2006). This has been attributed to an increase in cloud cover from 1950 (Karl *et al.*, 1993; Dai *et al.*, 1999; Durre and Wallace, 2001). From 1980 onward, no trend or positive trend in DTR has been reported (Vose *et al.*, 2005; Alexander *et al.*, 2006; Makowsky *et al.*, 2008; Fall *et al.*, 2011; Rohde *et al.*, 2013). However, some regional studies have found negative trends in DTR during the last decades of the 20th century and the beginning of 21st century (Cohen *et al.*, 2013). These analyses refer to East Africa (Christy *et al.*, 2009), United States (Christy *et al.*, 2006; Cordero *et al.*, 2011; Fall *et al.*, 2011; Misra and Michael, 2013; Tang and Arnone, 2013), Canada (Vincent *et al.*, 2012), Moldavia (Corobov *et al.*, 2010), China (see Wu and Yang, 2013, for a complete review of DTR in China), and so on.

In Spanish mainland there are controversial results relating to DTR trends. Positive values were reported throughout the 20th century and, in particular, from the 1970s on a national scale (Brunet *et al.*, 2007; Bermejo and Ancell, 2009; del Río *et al.*, 2012; Ríos *et al.*, 2012; Guijarro, 2013) and sub-regional scale in the north-east inland Ebro basin (Abaurrea *et al.*, 2001), north-east coastland (Brunet *et al.*, 2001b), northern inland plateau (Morales *et al.*, 2005; del Río *et al.*, 2007) and southern inland plateau (Galán *et al.*, 2001). On the other hand, negative trends in DTR have been reported on the annual scale (Staudt *et al.*, 2005), and regional scale in the Ebro basin (El Kenawy *et al.*, 2012), Mediterranean coastal in the north-east (Martínez *et al.*, 2010;

Ramos *et al.*, 2012), central Valencia region (Miro *et al.*, 2006), in the south-east (Horcas *et al.*, 2001) and also in the Guadalquivir basin in the south (Esteban-Parra *et al.*, 2003; García-Barrón and Pita, 2004).

These results are difficult to compare because of the different areas covered, data sets and periods, but the MOTEDAS DTR trends appear to shed light on the apparent disagreement among the results above. In fact, the studies referring to the northern areas mainly suggested a positive trend in DTR; those relating to southern and Mediterranean regions suggested negative trends, while those referring to the whole IP were strongly influenced by the uneven distribution of available stations and varying periods.

We must highlight the fact that there is good agreement among the DTR trends and hours of sunshine all over Spain (Sánchez-Lorenzo *et al.*, 2008); the significant decrease in DTR in southern Spain from July to September and the general decrease in May all over Spain, were consistent with a significant fall in the hours of sunshine in these areas. The same is true for March, when almost all Spain showed an increase in DTR and this was associated with a highly significant increase in hours of sunshine ( $+3\%$  decade<sup>-1</sup>, 1951–2004). Also, from January to April and June, which show positive trends over more than 75% of Spain, there were generally higher amounts of sunshine.

This strong agreement between amounts of sunshine and DTR is also very interesting from the data quality point of view. Setting up and homogenizing the two databases were done in complete independence of each other, and this is a positive sign for quality standards reached by the homogenization procedures in MOTEDAS.

#### 6.3. Final considerations

An important question to consider is the different behaviour of day and night-time temperature measurements (respectively expressed by  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ ) and the different effects of local factors on measurements of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  (Mahmood *et al.*, 2010).

$T_{\max}$  is mostly driven by surface solar radiation and is a good indicator of constant vertical redistribution of heat via adiabatic processes through the air column. Among the source of variability in incoming solar radiation, clouds have an important role that also contributes to the reduction of radiation loss from the surface at night, causing higher  $T_{\min}$  values and reducing the DTR (see previous comments). Several pieces of research have suggested that the atmospheric boundary layer (ABL) controls surface temperatures at night; therefore,  $T_{\min}$  should be more representative of a very thin atmospheric layer and changes only represent a thin layer near to the ground and not the entire air column (Christy *et al.*, 2006; Pielke *et al.*, 2007). Klotzbach *et al.* (2009) support this hypothesis to justify the discrepancies between surface and satellite data in temperature trends. Thus,  $T_{\min}$  would be affected by local factors and represent only very local conditions. This result agrees with those reported by Peña-Angulo *et al.* (2014) who found lower spatial coherence in  $T_{\min}$  than  $T_{\max}$ .



MOTEDAS: A NEW MONTHLY TEMPERATURE DATABASE FOR SPAIN

In Spain, important changes in land-use started in the mid-1970s. In 2009, around 3 500 000 ha were irrigated, mostly located in central-SE areas (Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, 2009); during 1987–2000 urbanized areas increased from 579 000 to 660 000 ha, highly concentrated along the Mediterranean coast (Moliní and Salgado, 2010) as a consequence of dramatic changes in spatial distribution of population, particularly during the past 30 years (Calvo and Pueyo, 2008; Calvo *et al.*, 2008; Zúñiga *et al.*, 2012), and during 1981–2010, wild land fires affected >50 000 km<sup>2</sup>, (Enríquez and del Moral, 2012), occurring most often on the Mediterranean coast. These results agree with the increase in  $T_{\min}$  detected from the north–east to south–east Mediterranean fringe, found by different studies (Horcas *et al.*, 2001; Miro *et al.*, 2006; Martínez *et al.*, 2010; Ramos *et al.* 2012) and generally in line with those presented in MOTEDAS suggesting the hypothesis that in Spain mainland the  $T_{\min}$  are being affected in some areas by local factors, a key climatic issue at present under research by the authors.

## 7. Conclusions

MOTEDAS is an up-to-date data set of monthly temperatures in the Spanish mainland, in which a great deal of effort has been made to maximize all the information stored at the AEMet, in order to analyse warming processes in the IP.

Temperatures increased in mainland Spain during the 1951–2010 periods, shown by both maximum and minimum records; the analyses reveal that their trends are not evenly distributed spatially, neither do they synchronize with the months.

Diurnal temperature, indicated by  $T_{\max}$ , increased mostly in late winter/early spring and summer months, while nocturnal temperature, represented by  $T_{\min}$ , increased in summer, spring (except in north-western inland areas) and during autumn in the south.

The spatial pattern of the DTR shows a clear north–south gradient in summer, with positive trends in the north and negative trends in the south; also in spring and autumn a negative pattern has been detected in the south. These areas, particularly the Mediterranean coastland, have been subject to dramatic urbanization and land use changes during the past 30 years that could affect nocturnal temperatures in particular. Thus, warming processes in the IP may have been affected both by large-scale factors and more local ones, and effects from the two types should be differentiated spatially.

## Acknowledgements

This study was supported by Ministry of Science and Innovation (Spanish Government), project HIDROCAES (CGL2011-27574-C02-01), and Gobierno Regional de Aragón DGA-FSE (Grupo de Investigación Consolidado ‘Clima, Agua, Cambio Global y Sistemas Naturales’). Dhais Peña-Angulo is FPI-PhD student supported by the

Ministry of Culture (Spanish Government). Original data was obtained from AEMet. We also thank the editorial office personal of J&S for his permanent support in the final galley proof composition and incredible patience.

## References

- Aburrea J, Asín J, Erdozain O, Fernández E. 2001. Climate variability analysis of temperature series in the Mediterranean Ebro River Basin. In *Detecting and Modeling Regional Climate Change*, Brunet M, Lopez D (eds). Springer-Verlag: Heidelberg, Germany, 109–118.
- Aguilar E, Auer I, Brunet M, Peterson TC, Wieringa J. 2003. Guidelines on climate metadata and homogenization. WMO-TD No. 1186, WCDMP No. 53, World Meteorological Organization, Geneva, Switzerland, 55 pp.
- Alexander LV, Zhang X, Peterson TC, Caesar J, Gleason B, Klein-Tank AMG, Haylock M, Collins D, Trewin B, Rahimzadeh F, Tagipour A, Rupa Kumar K, Revadekar J, Griffiths G, Vincent L, Stephenson DB, Burn J, Aguilar E, Brunet M, Taylor M, New M, Zhai P, Rusticucci M, Varquez JL. 2006. Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. *J. Geophys. Res.* **111**: D05109.
- Alexandersson A. 1986. A homogeneity test applied to precipitation data. *J. Climatol.* **6**: 661–675.
- Alexandersson H, Moberg A. 1997. Homogenization of Swedish temperature data. Part I: homogeneity test for linear trends. *Int. J. Climatol.* **17**: 25–34.
- Auer I, Böhm R, Jurkovic A, Orlik A, Potzmann R, Schöner W, Ungersbock M, Brunetti M, Nanni T, Mauguier M, Briffa K, Jones P, Ephythiadis D, Mestre O, Moisselin JM, Begert M, Brazdill R, Bochniker O, Cegnár T, Gajic-Capka M, Zaninovic K, Majstorovic Z, Szalai S, Szentimrey T, Mercalli L. 2005. A new instrumental precipitation dataset for greater Alpine region for the period 1800–2002. *Int. J. Climatol.* **25**: 139–166.
- Auer I, Böhm R, Jurkovic A, Orlik A, Potzmann R, Schöner W, Ungersbock M, Brunetti M, Nanni T, Mauguier M, Briffa K, Jones P, Ephythiadis D, Mestre O, Moisselin JM, Begert M, Brazdill R, Bochniker O, Cegnár T, Gajic-Capka M, Zaninovic K, Majstorovic Z, Szalai S, Szentimrey T, Mercalli L. 2007. HISTALP – historical instrumental climatological surface time series of the Greater Alpine Region. *Int. J. Climatol.* **27**: 17–46.
- Bayazit M, Önöz B. 2007. To prewhiten or not to prewhiten in trend analysis? *Hydrol. Sci. J.* **52**: 611–624, doi: 10.1623/hysj.52.4.611.
- Begert M, Schlegel T, Kirchhofer W. 2005. Homogeneous temperature and precipitation series of Switzerland from 1864 to 2000. *Int. J. Climatol.* **25**: 65–80.
- Bermejo M, Ancell R. 2009. Observed changes in extreme temperatures over Spain during 1957–2002, using weather types. *Rev. Climatol.* **9**: 45–61.
- Bladé I, Castro-Díez Y. 2010. Tendencias atmosféricas en la Península ibérica durante el periodo instrumental en el contexto de la variabilidad climática. In *Clima en España: Pasado, Presente y Futuro*, Perez F, Boscolo R (eds). MedCLIVAR: Madrid, 25–42.
- Broham P, Kennedy JJ, Harris I, Tett SFB, Jones PD. 2006. Uncertainty estimates in a regional and global observed temperatures changes: a new data set from 1850. *J. Geophys. Res.* **111**: D12106.
- Brunet M, Aguilar E, Saladié O, Sigró J, López D. 1999a. Evolución térmica reciente de la región catalana a partir de la construcción de series climáticas regionales. In *La Climatología en los albores del Siglo XXI*, Raso JM, Martín-Vide J (eds). Asociación Española de Climatología, Serie A: Barcelona, Spain, 103–101.
- Brunet M, Aguilar E, Saladié O, Sigró J, López D. 1999b. Variaciones y tendencias contemporáneas de la temperatura máxima, mínima y amplitud térmica diaria en el NE de España. In *La Climatología en los albores del Siglo XXI*, Raso JM, Martín-Vide J (eds). Asociación Española de Climatología, Serie A: Barcelona, Spain, 103–112.
- Brunet M, Aguilar E, Saladié O, Sigró J, López D. 2001a. The variations and trends of the surface air temperature in the Northeastern of Spain from middle nineteenth century onwards. In *Detecting and Modeling Regional Climate Change*, Brunet M, Lopez D (eds). Springer-Verlag: Heidelberg, Germany, 109–118.
- Brunet M, Aguilar E, Saladié O, Sigró J, López D. 2001b. A differential response of northeast Spain to asymmetric trends in diurnal warming detected on a global scale. In *Detecting and Modeling Regional Climate Change*, Brunet M, Lopez D (eds). Springer-Verlag: Heidelberg, Germany, 95–107.



- Brunet M, Sigro J, Saladie O, Aguilar E, Jones P, Moberg A, Walther A, Lopez D. 2005. Spatial patterns of long-term Spanish temperature change. *Geophys. Res. Abstr.* **7**: 04007.
- Brunet M, Saladie O, Jones P, Sigro J, Aguilar E, Moberg A, Lister D, Walther A, Lopez D, Almaraz C. 2006. The development of a new dataset of Spanish daily adjusted temperature series (SDATS) (1850–2003). *Int. J. Climatol.* **26**: 1777–1802.
- Brunet M, Jones P, Sigro J, Saladie O, Aguilar E, Moberg A, Della-Marta PM, Lister D, Walther A, Lopez D. 2007. Temporal and spatial temperature variability and change over Spain during 1850–2005. *J. Geophys. Res.* **112**: D12117.
- Brunetti M, Maugeri M, Monti F, Nanni T. 2006. Temperature and precipitation variability in Italy during the last two centuries from homogenized instrumental time series. *Int. J. Climatol.* **26**: 345–381.
- Buishand TA. 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J. Hydrol.* **58**: 11–27.
- Caesar J, Alexander L, Vose R. 2006. Large-scale changes in observed daily maximum and minimum temperatures: creation and analysis of a new gridded data set. *J. Geophys. Res.* **111**: D055101.
- Calvo JL, Pueyo A. 2008. *Atlas Nacional de España: Demografía*. Centro Nacional de Información Geográfica: Madrid, 388 pp. ISBN: 978-84-416-0685-2.
- Calvo JL, Pueyo A, Zúñiga M. 2008. La réorganisation spatiale de peuplement en Espagne entre 1900 et 2007, Sud-Ouest Européen. *Rev. Géogr. Pyrénées Sud-Ouest* **26**: 7–41.
- Cañada R, Galán E, Fernández F, Cervera B. 2001. Análisis de las tendencias de las temperaturas máximas y mínimas medias anuales en la Meseta Sur española durante el siglo XX. In *El tiempo del clima*, Perez A, Lopez E, Tamayo J (eds). Sociedad Española de Serie A: Valencia, Spain, 53–63.
- Castro-Díez Y, Esteban-Parra MJ, Staudt M, Gámiz-Fortis S. 2007. Temperature and precipitation changes in Andalusia in the Iberian Peninsula and Northern Hemisphere context. In *Climate Change in Andalusia: Trends and Environmental Consequences*, Sousa A, García L, Jurado A (eds). Consejería de Medio Ambiente de la Junta de Andalucía: Sevilla, Spain, 55–77.
- Ceballos A, Morán-Tejada E, Quirós M. 2007. Evolución de las temperaturas y precipitaciones en las capitales de Castilla y León en el periodo 1961–2006. *Polígonos* **17**: 59–81.
- Christy JR, Norris W, Redmond K, Gallo KP. 2006. Methodology and results of calculating central California surface temperature trends: evidence of human-induced climate change? *J. Clim.* **19**: 548–563.
- Christy JR, Norris WB, McNider RT. 2009. Surface temperature variations in East Africa and possible causes. *J. Clim.* **22**: 3342–3356.
- Cohen JL, Furtado JC, Barlow M, Alexeev VA, Cherry JE. 2013. Asymmetric seasonal temperature trends. *Geophys. Res. Lett.* **39**: L04705, doi: 10.1029/2011GL050582.
- Cordero EC, Kessomkiat W, Abatzoglou J, Mauguet A. 2011. The identification of distinct patterns in California temperature trends. *Clim. Change* **108**: 357–382, doi: 10.1007/s10584-011-0023-y.
- Corobov R, Sheridan S, Overcenco A, Terinte N. 2010. Air temperature trends and extremes in Chisinau (Moldova) as evidence of climate change. *Clim. Res.* **42**: 247–256, doi: 10.3354/cr00922.
- Cruz R, Lage A. 2006. Análisis de la evolución de la temperatura y precipitación en el periodo 1973–2004 en Galicia. In *Clima, Sociedad y Medio Ambiente*, Cuadrat JM, Saz MA, Vicente S, Lanjeri S, de Luis M, Gonzalez-Hidalgo JC (eds). Asociación Española de Climatología: Zaragoza, Spain, 113–123.
- Dai A, Trenberth KE, Karl T. 1999. Effects of clouds, soil moisture, precipitation, and water vapour on diurnal temperature range. *J. Clim.* **12**: 2451–2473.
- del Río S, Penas A, Fraile R. 2005. Analysis of recent climatic variations in Castile and Leon (Spain). *Atmos. Res.* **73**: 69–85.
- del Río S, Fraile R, Herrero L, Penas A. 2007. Analysis of recent trends in mean maximum and minimum temperatures in a region of the NW of Spain (Castilla y León). *Theor. Appl. Climatol.* **90**: 1–12, doi: 10.1007/s00704-012-0593-2.
- del Río S, Herreo L, Pinto-Gomes C, Penas A. 2011. Spatial analyses of mean temperature trends in Spain over the period 1961–2006. *Glob. Planet. Change* **78**: 65–75.
- del Río S, Cano-Ortiz A, Herrero L, Penas A. 2012. Recent trends in mean maximum and minimum air temperatures over Spain (1961–2006). *Theor. Appl. Climatol.* **109**: 605–626.
- Dery S, Wood EF. 2005. Observed twentieth century land surface air temperature and precipitation co-variability. *Geophys. Res. Lett.* **32**: L21414, doi: 10.1029/2005GL024234.
- Domonkos P, Venema V, Auer I, Mestre O, Brunetti M. 2012. The historical pathway towards more accurate homogenization. *Adv. Sci. Res.* **8**: 45–52.
- Ducré-Robitaille JF, Vincent LA, Boulet G. 2003. Comparison of techniques for detection of discontinuities in temperature series. *Int. J. Climatol.* **23**: 1097–1101.
- Durre I, Wallace JM. 2001. Factors influencing the cold-season diurnal temperature range in the United States. *J. Clim.* **14**: 3263–3278.
- Easterling DR, Horton B, Jones JP, Peterson T, Karl TR, Parker DE, Salinger MJ, Razuvayev V, Plummer N, Jamason P, Folland K. 1997. Maximum and minimum temperature trends for the globe. *Science* **277**: 364–367.
- El Kenawy A, López-Moreno I, Vicente-Serrano SM, Stepánek P. 2011. An assessment of the role of homogenization protocol in the performance of daily temperature series and trends: application to northeastern Spain. *Int. J. Climatol.* **33**: 87–108, doi: 10.1002/joc.3410.
- El Kenawy A, Lopez-Moreno JI, Vicente S. 2012. Trend and variability of surface air temperature in northeastern Spain (1920–2006): linkage to atmospheric circulation. *Atmos. Res.* **106**: 159–180.
- El Kenawy A, Lopez-Moreno JI, Vicente S. 2013. Summer temperature extremes in northeastern Spain: spatial regionalization and links to atmospheric circulation (1960–2006). *Theor. Appl. Climatol.* **113**: 387–405.
- Enríquez E, Del Moral L. 2012. *Los Incendios Forestales en España. Decenio 2001–2010*. Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente: Madrid.
- Espejo F, Ferraz J, Palomo M. 2008. Tendencias recientes en las series de temperatura del Pirineo central y occidental. In *Cambio climático regional y sus impactos*, Sigro J, Brunet M, Aguilar E (eds). Sociedad Española de Climatología Serie A: Tarragona, Spain, 99–108.
- Esteban-Parra MJ, Rodrigo PS, Castro-Díez Y. 1995. Temperature trends and change points in the northern Spanish plateau during the last 100 years. *Int. J. Climatol.* **15**: 1031–1042.
- Esteban-Parra MJ, Pozo-Vázquez D, Castro-Díez Y. 2003. Temperature and precipitation variability and trends in northern Spain, in the context of the Iberian Peninsula climate. In *Mediterranean Climate Variability and Trends*, Bolle HJ (ed). Springer-Verlag: New York, NY, 259–276.
- Fall S, Watts A, Nielsen-Gammon J, Jones E, Niyogi D, Christy JR, Pielke RA Sr. 2011. Analysis of the impacts of station exposure on the US Historical Climatology Network temperatures and temperature trends. *J. Geophys. Res. Atmos.* **116**: D14120.
- Feidas H, Makrogiannis T, Bora-Senta E. 2004. Trend analysis of air temperature time series in Greece and their relationship with circulation using surface and satellite data: 1955–2001. *Theor. Appl. Climatol.* **79**: 185–208.
- Feng S, Hu Q, Qian W. 2004. Quality control of daily meteorological data in China 1951–2000: a new dataset. *Int. J. Climatol.* **24**: 853–870.
- Galán E, Cañada R, Fernández F, Cervera B. 2001. Annual temperature evolution in the Southern Plateau from the construction of regional climatic time series. In *Detecting and Modeling Regional Climatic Change*, Brunet M, Lopez D (eds). Springer-Verlag: Heidelberg, Germany, 119–131.
- García-Barrón L, Pita MF. 2004. Stochastic analyses of time series of temperatures in the south-west of the Iberian Peninsula. *Atmosfera* **17**: 225–244.
- García-Barrón L, Morales J, Jurado V, Sousa A. 2006. Caracterización temporal del régimen térmico intra anual en Andalucía occidental. In *Clima, Sociedad y Medio Ambiente*, Cuadrat JM, Saz MA, Vicente S, Lanjeri S, de Luis M, Gonzalez-Hidalgo JC (eds). Sociedad Española de Climatología: Zaragoza, Spain, 625–633.
- González-Hidalgo JC, Brunetti M, de Luis M. 2011. A new tool for monthly precipitation analysis in Spain: MOPREDAS database (Monthly precipitation trends December 1945 – November 2005). *Int. J. Climatol.* **31**: 715–731.
- Guijarro JA. 2013. Tendencias de la Temperatura. In *Fenómenos meteorológicos adversos en España*, García-Legaz C, Valero F (eds). WCRP, AMV ediciones: Madrid, 313–323.
- Hansen J, Lebedeff S. 1987. Global trends of measured surface air temperature. *J. Geophys. Res.* **92**: 13345–13372.
- Hansen J, Ruedy R, Sato M, Lo K. 2010. Global surface temperature change. *Rev. Geophys.* **48**: RG4004.
- Herrera S, Gutiérrez JM, Frías MD, Fernández J. 2012. *Nuevas versiones de la rejilla pública Spain02: Datos diarios de precipitación y temperatura para estudios de regionalización y análisis de tendencias*. [http://www.meteo.unican.es/files/posters/2012\\_herrera\\_AEC\\_Poster.pdf](http://www.meteo.unican.es/files/posters/2012_herrera_AEC_Poster.pdf) (accessed 20 December 2014).
- Horcas R, Rasilla D, Fernández-García F. 2001. Temperature variations and trends in the Segura River Basin. An exploratory analysis. In *Detecting and Modeling Regional Climate Change*, Brunet M, Lopez D (eds). Springer-Verlag: Heidelberg, Germany, 133–142.



## MOTEDAS: A NEW MONTHLY TEMPERATURE DATABASE FOR SPAIN

- Jones PD, Moberg A. 2003. Hemispheric and large-scale surface air temperature variations: an extensive revision and an update to 2001. *J. Clim.* **16**: 206–223.
- Jones PD, Wigley TMI. 2010. Estimation of global temperature trends: what's important and what isn't. *Clim. Change* **100**: 59–69.
- Jones PD, Lister D, Osborn TJ, Harpham C, Salmon M, Morice CP. 2012. Hemispheric and large-scale land-surface air temperature variations: an extensive revision and an update to 2010. *J. Geophys. Res. Atmos.* **117**: D05127, doi: 10.1029/2011JD017139.
- Kabas T, Foelsche U, Kirchengast G. 2011. Seasonal and annual trends of temperature and precipitation within 1951/1971–2007 in South-Eastern Styria, Austria. *Meteorol. Z.* **20**: 277–289.
- Kalnay E, Cai M. 2003. Impact of urbanization and land-use change on climate. *Nature* **423**: 528–531.
- Karl TR, Diaz HF, Kukla G. 1988. Urbanization: its detection and effects in the United States climate records. *J. Clim.* **1**: 1099–1123.
- Karl TR, Jones PD, Knight RW, Kukla G, Plummer N, Razuvayev V, Gallo KP, Lindsey J, Charlson RJ, Peterson TC. 1993. Asymmetric trends of daily maximum and minimum temperature. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **74**: 1007–1023.
- Klein-Tank AM, Winjgaard JB, Können GP, Demaree G, Gocheva A, Mileta M, Pasgiardis S, Hejkrlik L, Kern-Hansen C, Heino R, Bessemoulin P, Müller-Westermeier G, Tzanakou M, Szalai S, Palsdottir T, Fitzgerald D, Rubin S, Capaldo M, Mauguier M, Leitass A, Bukantis A, Aberfeld R, Van Engelen AFV, Forland E, Miletus M, Coelho F, Mares C, Razuvayev V, Nieplova E, Cegnar T, Lopez JA, Dahlsjrom B, Moberg A, Kirchhofer W, Ceylan A, Pachaliuk O, Alexander LV, Petrovic P. 2002. Daily dataset of 20th-century surface air temperature and precipitation series for the European Climate Assessment. *Int. J. Climatol.* **22**: 1441–1453.
- Klok EJ, Klein-Tank AMG. 2009. Updated and extended European dataset of daily climate observations. *Int. J. Climatol.* **29**: 1182–1191.
- Klotzbach PJ, Pielke RA Sr, Pielke RA Jr, Christy JR, McNider RT. 2009. An alternative explanation for differential temperature trends at the surface and the lower troposphere. *J. Geophys. Res.* **114**: D21102, doi: 10.1029/2009JD011841.
- de Laat ATJ, Maurellis AN. 2006. Evidence for influence of anthropogenic surface processes on lower tropospheric and surface temperature records. *Int. J. Climatol.* **26**: 897–913.
- Labajo JL, Piorno A. 1999. Comportamiento de variables climáticas en Castilla y León: temperatura mínima media anual. In *La Climatología en los albores del siglo XXI*. Raso JM, Martín-Vide J (eds). Sociedad española de Climatología: Barcelona, Spain, 259–266.
- Lawrimore JH, Menne MJ, Gleason BE, Williams CN, Wuertz DB, Vose RS, Rennie J. 2011. An overview of the Global Historical Climatology Network monthly mean temperature data set, version 3. *J. Geophys. Res. Atmos.* **116**: D19, doi: 10.1029/2011jd016187.
- Li Q, Zhang H, Liu X, Chen J, Li X, Jones P. 2009. A mainland China homogenized historical temperature dataset of 1951–2004. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **90**: 1062–1065.
- Liu X, Yin Z, Shao X, Qin N. 2006. Temporal trends and variability of daily maximum and minimum, extreme temperature events, and growing season length over the eastern and central Tibetan Plateau during 1961–2003. *J. Geophys. Res.* **111**: D19109, doi: 10.1029/2005JD006915.
- Llorente M. 2012. *Tendencias españolas de variables agrometeorológicas en los últimos 30 años*. Departamento de Producción Vegetal, Universidad Politécnica de Madrid, ETSIA, 99 pp.
- Luna Y, Morata A, Martín ML, Santos-Muñoz D, de la Cruz J. 2008. Validación de la base de datos reticular de la AEMet: temperatura diaria máxima y mínima. In *Cambio climático regional y sus impactos*, Sigro J, Brunet M, Aguilar E (eds). Sociedad Española de Climatología Serie A: Tarragona, Spain, 173–182.
- Mahmood R, Pielke RA Sr, Hubbard KG, Niyogi D, Bonan G, Lawrence P, McNider R, McAlpine C, Etter A, Gameda S, Qian B, Carleton A, Beltran-Przekurat A, Chase T, Quintanar AI, Adegoke JO, Vezhapp S, Conner G, Asefi S, Sertel E, Legates DR, Wu Y, Hale R, Frauenfeld OW, Watts A, Shepherd M, Mitra C, Anantharaj VG, Fall S, Lund R, Treviño A, Blanken P, Du J, Chang HI, Leeper R, Nair US, Dobler S, Deo R, Syktus J. 2010. Impact of land use/land cover change on climate and future research priorities. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **91**: 37–46.
- Makowsky K, Wild M, Ohmura A. 2008. Diurnal temperature range over Europe between 1950–2005. *Atmos. Chem. Phys.* **8**: 6483–6498.
- Mann HB. 1945. Non parametric test against trend. *Econometrica* **13**: 245–259.
- Martínez MD, Serra C, Burgueño A, Lana X. 2010. Time trends of daily maximum and minimum temperatures in Catalonia (NE Spain) for the period 1975–2004. *Int. J. Climatol.* **30**: 267–290.
- McNider RT, Christy JR, Biazar A. 2010. A stable boundary layer perspective on global temperature trends. *International Conference on Planetary Boundary Layer and Climate Change*, Cape Town, doi: 10.1088/1755-1315/13/1/012003.
- Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación. 2009. *Encuesta sobre superficies y rendimientos de cultivos. Informe sobre regadíos en España*. Publicaciones de la Secretaría General Técnica, Subdirección General de Estadística: Madrid.
- Miro JJ, Estrela MJ, Millan M. 2006. Summer temperature trends in a Mediterranean area (Valencia, Spain). *Int. J. Climatol.* **26**: 1051–1073.
- Misra V, Michael JP. 2013. Varied diagnosis of the observed surface temperature trends in the Southeast United States. *J. Clim.* **26**: 1467–1472, doi: 10.1175/JCLI-D-12-00241.
- Moliní F, Salgado M. 2010. Superficie artificial y viviendas unifamiliares en España, dentro del debate entre ciudad compacta y dispersa. *Bol. Asoc. Geógr. Españoles* **54**: 125–147.
- Morales CG, Ortega MT, Labajo JL, Piorno A. 2005. Recent trends and temporal behavior of thermal variables in the region of Castilla–Leon (Spain). *Atmosfera* **18**: 71–90.
- Onate JJ, Pou A. 1996. Temperature variations in Spain since 1901: a preliminary analysis. *Int. J. Climatol.* **16**: 805–815.
- Peña JC, García-Sellés C, Esteban P, Martí G, Prohom M. 2006. Análisis de la temperatura en alta montaña: reciente descenso térmico invernal en el pirineo oriental y su relación con la circulación atmosférica. Resultados preliminares. In *Clima, Sociedad y Medio Ambiente*, Cuadrat JM, Saz MA, Vicente S, Lanjeri S, de Luis M, González-Hidalgo JC (eds). Asociación Española de Climatología: Zaragoza, Spain, 261–272.
- Peña-Angulo D, Cortesi N, Brunetti M, González-Hidalgo JC. 2014. Spatial variability of maximum and minimum monthly temperature in Spain during 1981–2010 evaluated by Correlation Decay Distance (CDD). *Theor. Appl. Climatol.*, doi: 10.1007/s00704-014-1277-x.
- Karl TR, Groisman P, Nicholls N, Plummer N, Torok S, Auer I, Boehm R, Gullett D, Vincent L, Heino R, Tuomenvirta H, Mestre O, Szentimrey T, Salinger J, Forland EJ, Hanssen-Bauer I, Alexandersson H, Jones P, Parker D. 1998. Homogeneity adjustments of in situ atmospheric climate data: a review. *Int. J. Climatol.* **18**: 1493–1517.
- Pettit AN. 1979. A non-parametric approach to the change-point problem. *Appl. Stat.* **28**: 126–135.
- Pielke RA, Davey CA, Niyogi D, Fall S, Steinweg-Woods J, Hubbard K, Lin X, Cai X, Lim YK, Li H, Nielsen-Gammon JN, Gallo K, Hañe R, Mahmood R, Foster S, McNider RT, Blanken P. 2007. Unresolved issues with the assessment of multidecadal global land surface temperature trends. *J. Geophys. Res.* **112**: D24S08, doi: 10.1029/2006JD008229.
- Quereda J, Gil-Olcina A, Perez-Cuevas A, Olcina-Cantos J, Rico A, Monton E. 2000. Climatic warming in the Spanish Mediterranean: natural trends or urban effects. *Clim. Change* **46**: 473–483.
- Quereda J, Montón E, Barberá E. 2008. Un análisis experimental del efecto urbano sobre las temperaturas. In *Cambio climático regional y sus impactos*, Sigro J, Brunet M, Aguilar E (eds). Asociación Española de Climatología, Serie A: Tarragona, Spain, 249–259.
- Ramos AM, Trigo RM, Santo FE. 2011. Evolution of extreme temperatures over Portugal: recent changes and future scenarios. *Clim. Res.* **48**: 177–192.
- Ramos MC, Balasch JC, Martínez-Casasnovas JA. 2012. Seasonal temperature and precipitation variability during the last 60 years in a Mediterranean climate area of Northeastern Spain: a multivariate analysis. *Theor. Appl. Climatol.* **110**: 35–53.
- Rebetez M, Reinhard M. 2008. Monthly air temperature trends in Switzerland 1901–2000 and 1975–2004. *Theor. Appl. Climatol.* **91**: 27–34.
- Ríos D, Peñas D, del Río S. 2012. Comparative analysis of mean temperature trends in continental Spain over the period 1961–2010. *Int. J. Geobot. Res.* **2**: 41–55.
- Rohde R, Muller RA, Jacobsen R, Muller E, Perimutter S, Rosenfeld A, Wurttele J, Groom D, Wickham C. 2013. A new estimate of the average earth surface land temperature spanning 1753 to 2011. *Geoinform. Geostat.*, doi: http://dx.doi.org/10.4172/2327-4581.1000101.
- Sáenz J, Zubillaga J, Rodríguez-Puebla C. 2001. Interannual winter temperature variability in the north of the Iberian Peninsula. *Clim. Res.* **16**: 169–179.
- Sánchez-Lorenzo A, Calbó J, Martín-Vide J, Brunet M, Aguilar E, Brunetti M. 2008. Efectos de la nubosidad e insolación en las temperaturas recientes de España. In *Cambio climático regional y sus impactos*, Sigro J, Brunet M, Aguilar E (eds). Asociación Española de Climatología, Serie A: Tarragona, Spain, 273–283.

- Sen PK. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *J. Am. Stat. Assoc.* **63**: 1379–1389.
- Sigró J, Brunet M, Aguilar E, Saladié O, López D. 2006. Variabilidad de la temperatura estival en Cataluña 1950–1998. In *Clima, Sociedad y Medio Ambiente*, Cuadrat JM, Saz MA, Vicente S, Lanjeri S, de Luis M, Gonzalez-Hidalgo JC (eds). Asociación Española de Climatología, Serie A: Zaragoza, Spain, 301–310.
- Sigró J, Brunet M, Aguilar E. 2008. Evolución de la temperatura máxima estival en España. Parte I: tendencias y patrones espaciales. In *Cambio climático regional y sus impactos*, Sigró J, Brunet M, Aguilar E (eds). Asociación Española de Climatología, Serie A: Tarragona, Spain, 307–318.
- Staudt M, Esteban-Parra MJ, Castro-díez Y. 2005. Evolution and changes in Spanish monthly maximum and minimum temperatures with homogenized data. *Geophys. Res. Abstr.* **7**: 06754.
- Staudt M, Esteban-Parra MJ, Castro-Díez Y. 2007. Homogenization of long-term monthly Spanish temperature data. *Int. J. Climatol.* **27**: 1809–1823.
- Stepanek P. 2008a. AnClim – software for time series analysis (for Windows 95/NT). Department of Geography, Faculty of Natural Sciences, MU, Brno, Czech Republic.
- Stepanek P. 2008b. ProClimDB – software for processing climatological datasets. CHMI, Regional Office: Brno, Czech Republic.
- Strangeways I. 2010. *Global Measuring Temperatures*. Cambridge University Press: Cambridge, UK, 233 pp.
- Tang G, Arnone JA III. 2013. Trends in surface air temperature and temperature extremes in the Great Basin during the 20th century from ground-based observations. *J. Geophys. Res. Atmos.* **118**: 3579–3589, doi: 10.1002/jgrd.50360.
- Tietavainen H, Tuomenvirta H, Venalainen A. 2010. Annual and seasonal mean temperatures in Finland during the last 160 years based on gridded temperature data. *Int. J. Climatol.* **30**: 2247–2256.
- Turner JK, Gyakum JR. 2010. Trends in Canadian surface temperature. *Atmos. Ocean* **48**: 147–162, doi: 10.3137/AO1102.2010.
- van der Schrier G, van Ulden A, van Oldenborgh GJ. 2011. The construction of a Central Netherlands temperature. *Clim. Past* **7**: 527–542.
- Venema VKC, Mestre O, Aguilar E, Auer I, Guijarro JA, Domonkos P, Vertacnik G, Szentimrey T, Stepanek P, Zahradnick P, Viarre J, Müller-Westermeier G, Lakatos M, Williams CN, Menne MJ, Lindau R, Rasol D, Rustemeier E, Kolokythas K, Marinova T, Andresen L, Acquafotta F, Fratianni S, Cheval S, Klancar M, Brunetti M, Gruber C, Prohom M, Likso T, Esteban P, Brandsma T. 2012. Benchmarking homogenization algorithms for monthly data. *Clim. Past* **8**: 89–115, doi: 10.5194/cp-8-89-2012.
- Vincent LA, Wang XL, Milewska E. 2012. A second generation of homogenized Canadian monthly surface air temperature for climate trend analysis. *J. Geophys. Res.* **117**: D18110, doi: 10.1029/2012JD017859.
- Vose RS, Easterling DR, Gleason B. 2005. Maximum and minimum temperature trends for the globe: an update through 2004. *Geophys. Res. Lett.* **32**: L23822.
- Wijngaard JC, Klein Tank AMG, Können GP. 2003. Homogeneity of the 20th century European daily temperature and precipitation series. *Int. J. Climatol.* **23**: 679–692.
- Williams CN, Menne MJ, Thorne PW. 2012. Benchmarking the performance of pairwise homogenization of surface temperatures in the United States. *J. Geophys. Res.* **117**: D05116.
- Wu K, Yang X. 2013. Urbanization and heterogeneous surface warming in eastern China. *Chin. Sci. Bull.* **58**: 1363–1373, doi: 10.1007/s11434-012-5627-8.
- Yue S, Pilon P, Phinney B, Cavadias G. 2002. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. *Hydrol. Processes* **16**: 1807–1829.
- Zhen L, Zhong-Wei Y. 2009. Homogenized daily mean, maximum/minimum temperature series for China from 1960–2008. *Atmos. Oceanic Sci. Lett.* **2**: 237–243.
- Zúñiga M, Pueyo A, Calvo JL. 2012. The Spanish population during the 20th century and beyond. *J. Maps* **8**: 1–6, doi: 10.1080/17445647.2012.744364.
- Zveryaev II, Gulev SK. 2009. Seasonality in secular changes and inter-annual variability of European air temperature during the twentieth century. *J. Geophys. Res.* **111**: D02110.

## 7. A new climatology of maximum and minimum temperature (1951-2010) in the Spanish mainland: a comparison between three different interpolation methods

**Revista:** International Journal of Geographical Information Science

**Título:** “A new climatology of maximum and minimum temperature (1951-2010) in the Spanish mainland: a comparison between three different interpolation methods”

**Autores:** Dhais Peña-Angulo, Michele Brunetti, Nicola Cortesi, José Carlos González-Hidalgo

**Año:** 2016

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.1080/13658816.2016.1155712>

**Estado:** Publicado online

**Índice de calidad:**

**Impact Factor**

**1.655** **2.212**  
2014 5 años

Categoría de JCR ®	Clasificación en la categoría	Cuartil en la categoría
COMPUTER SCIENCE, INFORMATION SYSTEMS	<b>36 de 139</b>	<b>Q2</b>
GEOGRAPHY	<b>18 de 76</b>	<b>Q1</b>
GEOGRAPHY, PHYSICAL	<b>26 de 46</b>	<b>Q3</b>
INFORMATION SCIENCE & LIBRARY SCIENCE	<b>18 de 85</b>	<b>Q1</b>

Datos de la edición 2014 de Journal Citation Reports®

**Editorial**

TAYLOR & FRANCIS LTD, 4 PARK SQUARE, MILTON PARK, ABINGDON OX14 4RN,  
OXON, ENGLAND

**ISSN:** 1365-8816





## A new climatology of maximum and minimum temperature (1951–2010) in the Spanish mainland: a comparison between three different interpolation methods

D. Peña-Angulo<sup>a,b</sup>, M. Brunetti<sup>c</sup>, N. Cortesi<sup>d</sup> and J. C. Gonzalez-Hidalgo<sup>a,b</sup>

<sup>a</sup>Department of Geography, University of Zaragoza, Zaragoza, Spain; <sup>b</sup>Institute University of Research in Sciences Environmental (IUCA), University of Zaragoza, Zaragoza, Spain; <sup>c</sup>Institute of Atmospheric Sciences and Climate (ISAC-CNR), Bologna, Italy; <sup>d</sup>Earth Science Department, Barcelona Supercomputing Center (BSC), Barcelona, Spain

### ABSTRACT

This study presents a new climatology of monthly temperature for mainland Spain (1951–2010), performed with the highest quality and spatially dense, up-to-date monthly temperature dataset available in the study area (MOTEDAS).

Three different interpolation techniques were evaluated: the Local Weighted Linear Regression (LWLR), the Regression-Kriging (RK) and the Regression-Kriging with stepwise selection (RKS), a modification of RK. The performances of the different models were evaluated by the leave-one-out validation procedure, comparing the results from the models with the original data and calculating different error measurements.

The three techniques performed better for  $T_{\max}$  than for  $T_{\min}$ , and for the cold, rather than warmer months, also at lower altitude than highland areas. The best results were achieved with LWLR applied for the first time on temperatures in the Spanish mainland. This method improved the accuracy of the temperature reconstruction with respect to RK and RKS.

We present a collection of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  monthly charts, using the same temperature legend to prevent any visual bias in the interpretation of the results. The dataset is available upon request.

### ARTICLE HISTORY

Received 27 September 2015

Accepted 11 February 2016

### KEYWORDS

Climatology; interpolation;  
maximum temperature;  
minimum temperature;  
Spain

## 1. Introduction

Climatology maps express mean values of climate variables and are used as a working tool in several fields, such as agriculture, engineering, hydrology, ecology and natural resource management among others (Daly *et al.* 2008). Moreover, climatology maps are a required element in searching for climate change signals, to evaluate climatic models and to understand how the climate interacts with other natural elements (Hofstra *et al.* 2008). According to the World Meteorological Organization, climatology maps should be developed using databases with recordings covering over 30 years. On the other hand, many research projects have pointed out that the reliability of climate analysis results

increases when a high-quality, high spatial density dataset is used (Madden *et al.* 1993, Jones *et al.* 1999, Hofstra *et al.* 2008, Cowtan and Way 2014).

Traditionally, climatology maps are produced from the spatial interpolation from the scant weather station series to obtain regularly distributed climatic information over a defined area. This is because of the necessity of organising the climatic information into continuous spatial fields of data to reduce the lack of information in some areas due to the irregular spatial distribution of the weather stations (Jones and Hulme 1996, Dai *et al.* 1997, New *et al.* 2000). Until now, there has been no uniform consensus regarding what the most adequate interpolation method for climatic variables might be, and the best ones vary as a function of the area where they are applied and the interpolated variable (Vicente-Serrano *et al.* 2003). On the other hand, various methods for evaluating their performance have been proposed during the last few decades (Kurtzman and Kadmon 1999, Goovaerts 2000, Vicente-Serrano *et al.* 2003, Ninyerola *et al.* 2007, Hofstra *et al.* 2008, Li and Heap 2011, Herrera *et al.* 2012).

Generally speaking, interpolation methods can be subdivided into four main groups: global, local, geostatistical and hybrid (Vicente-Serrano *et al.* 2003). Global methods (e.g. trend surface analysis and the regression models) use all the available spatial information to estimate the climatic values of the grid generated. These methods relate climate information with geographic data (elevation, latitude, slope, etc.) to generate the interpolated maps (Pons 1996, Ninyerola *et al.* 2000). On the contrary, local methods (such as Inverse Distance Weighting, Nearest Neighbours, Delauny Thiessen and Minimum-curvature-splines) only make use of the information obtained from subsets from neighbouring stations; they usually assign weights to individual stations according to a function that combines distance from the point to be estimated and other characteristics or properties of neighbouring stations, such as the Angular Distance Weighted method and Correlation Decay Distance index (New *et al.* 2000, Mitchell and Jones 2005, Caesar *et al.* 2006, Hofstra *et al.* 2008). The geostatistical methods, like the Simple Kriging (Hengl *et al.* 2004), Ordinary Kriging (Goovaerts 2000), Co-Kriging (Nalder and Wein 1998), Universal Kriging (Hosseini *et al.* 1993) or Regression Kriging (Hengl 2007, Hengl *et al.* 2007), assume that the spatial variability of a continuous variable (or at least part of it) is too irregular to be modelled by a mathematical function, and could be better predicted by a probabilistic surface (Vicente-Serrano *et al.* 2003). Lastly, hybrid methods combine elements from the above techniques to enhance the interpolation results (Ninyerola *et al.* 2007).

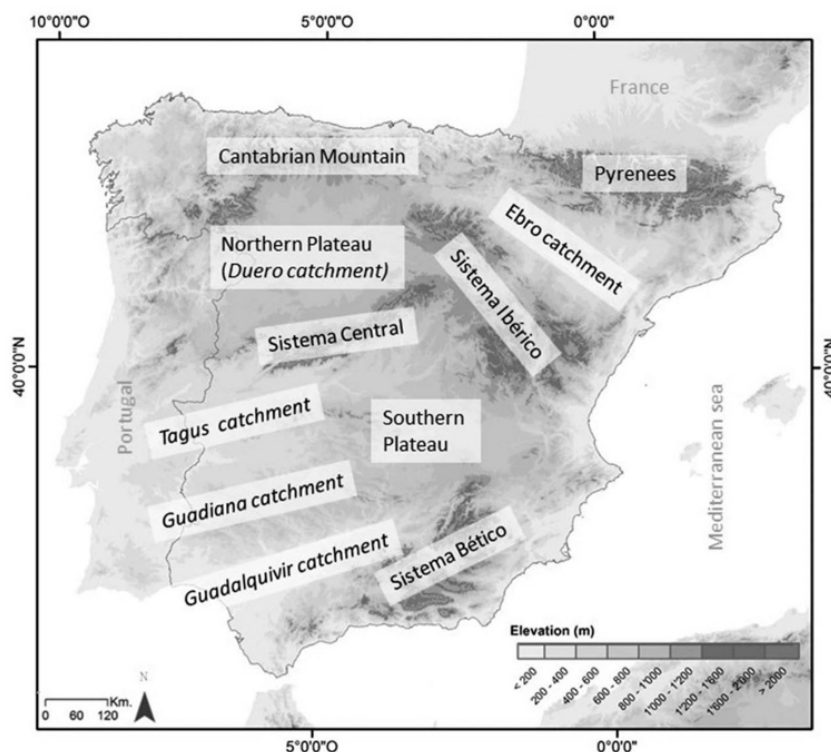
In this article, we developed a new high-resolution climatology for monthly mean values of maximum ( $T_{\max}$ ) and minimum ( $T_{\min}$ ) temperature in the western Mediterranean basin (mainland Spain) by using a recent high-quality, high-density dataset (acronym MOTEDAS, Monthly Temperature Dataset of Spain; Gonzalez-Hidalgo *et al.* 2015a). The new climatology emerges after comparing some of the best performing interpolation techniques, and the global results are shown in a complete collection of monthly maps of monthly mean maximum ( $T_{\max}$ ), monthly mean minimum ( $T_{\min}$ ) and monthly mean amplitude (Diurnal Temperature Range, DTR). The article is organized as follows: in Sections 2 and 3, we briefly describe the study area (Iberian Peninsula) and the dataset used in the new climatology; in Section 4 we present the three interpolation methods and the error measurements used to estimate the performance of each one. Section 5 contains the accuracy of the models and their spatial differences by comparing



various error measurements in several elevation bands, and concludes with the presentation of the new climatology and the collection of charts obtained from the best performing method. In Section 6, we discuss the main findings and present the main conclusion.

## 2. Study area

The Spanish mainland (Iberian Peninsula, western Mediterranean basin) seems to be an appropriate area for evaluating the differences between interpolating approaches to temperature for several reasons. Firstly, its latitudinal position in the subtropical band suggests highly contrasting seasonal temperature regimes, while the north–south extension (c. 1000 km) introduces a reasonable gradient in the amounts of incoming solar radiation; on the other hand, the Iberian Peninsula has sharply contrasting landscapes, well-defined by altitude combined with orography: the coastland areas (<200 m above sea level, asl), the inland plateau (200–1000 m asl) and the high mountain areas (>1000 m asl); finally the Iberian Peninsula is located between two heavily contrasting water masses (Atlantic Ocean and Mediterranean Sea). As a consequence, large areas in the inland plateau regions (*meseta norte* and *meseta sur* in Spanish) are only open to Atlantic influences from the west, due to the alignment of the mountain systems, which are arranged in a west–east direction, bound on the eastern side by a north–south-oriented chain, the Sistema Ibérico (see Figure 1). These reasons, among others, result in a marked



**Figure 1.** Study area. The map shows the topography of Iberian Peninsula, and the names of the most important spatial units quoted in the text.

complexity in spatial distribution of temperature across the Iberian Peninsula, as indicated in classic publications (Font Tullot 1983, Capel Molina 1998, Sánchez and Sánchez 1999). As a consequence, the local multivariate regression models can be expected to be much more suitable than global methods to estimate the spatial gradients of temperatures in the Spanish mainland, and also to provide easier interpretation of factors that contribute to spatial distribution of temperatures. Such local methods have been applied with optimal results in territories characterized by complex orography (Daly *et al.* 2008, Frei 2013, Brunetti *et al.* 2014) but not yet, to our knowledge, in the Spanish mainland.

### 3. Data

We have developed the new climatology of temperatures following the global approach of Mitchell and Jones (2005) and using the most recently updated database of monthly temperatures, the MOTEDAS dataset (Gonzalez-Hidalgo *et al.* 2015a). MOTEDAS was developed after exhaustive analyses of the complete information stored at the National Meteorological Agency of Spain (AEMet). Quality control included detection of suspicious data and correction of inhomogeneities on a monthly scale (details in Gonzalez-Hidalgo *et al.* 2015a). The MOTEDAS high-resolution grid ( $10 \times 10$  km) had previously been used to analyse the spatial variability of monthly temperatures and their trends at high resolution (Peña-Angulo *et al.* 2015, Gonzalez-Hidalgo *et al.* 2015b). In this research, we used the complete information included in the MOTEDAS dataset, in an attempt to maximize the information from the 3066 original series from AEMet, which contains at least 84 months of original data. These series were also checked by complementary quality control on their location (checks that were not included in the original development of MOTEDAS). In short, the locations of the 3066 stations were compared with a Digital Elevation Model (DEM) obtained from the ASTER-based Global Digital Elevation Model at a resolution of 30 m (Hayakawa *et al.* 2008). These one-by-one-degree files can be downloaded from NASA's EOS data archive and/or Japan's Ground Data System (<http://gdem.ersdac.jspacesystems.or.jp/>). The stations were eventually discarded from the final data set for climatology reconstruction if the following three criteria were satisfied: (1) difference in altitude  $>150$  m between official coordinates and DEM, (2) the altitude of the station did not correspond with any point of the DEM in the surrounding  $2 \text{ km}^2$  and (3) the difference in the annual temperature mean value with respect to neighbouring stations was higher than  $3^\circ\text{C}$ , taking into account the lapse rate by altitudes. In the end, a small percentage of the original series from MOTEDAS was discarded from the original 3066 stations (54 for  $T_{\text{max}}$  and 45 for  $T_{\text{min}}$ ).

The final series (in terms of data availability) from MOTEDAS used in the development of temperature climatology were characterized as follows:

- Series with original complete information between 1951 and 2010 (11 stations).
- Series in which complete reconstruction was achieved between 1951 and 2010 with reference series from neighbouring stations no further away than 100 km (2865 stations in  $T_{\text{max}}$  and 2869 in  $T_{\text{min}}$ ).
- Finally, in order to maximize the spatial information, the series in which MOTEDAS made an incomplete reconstruction but contained more than 7 years of original information between 1951 and 2010, were reconstructed following the approach



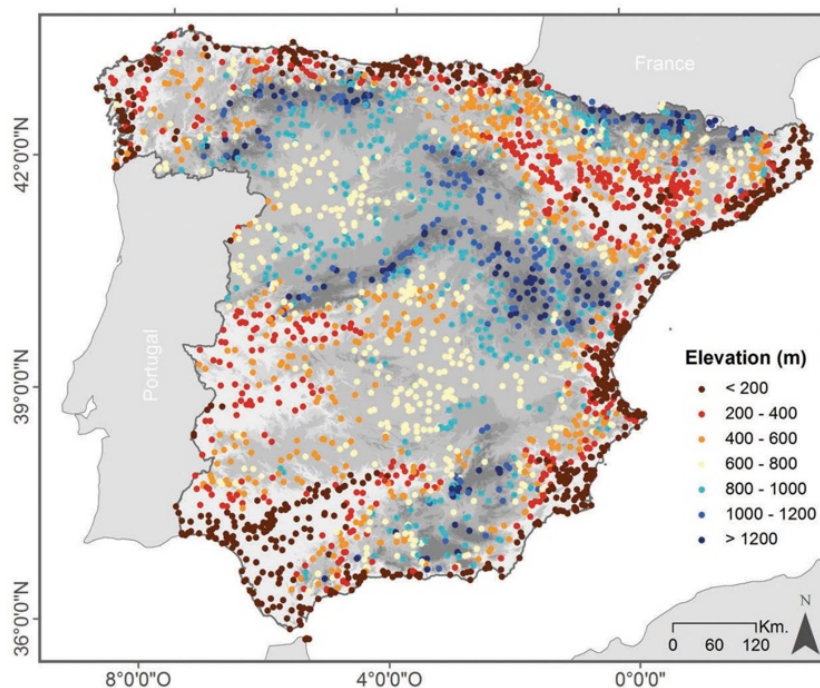
suggested by Brunetti *et al.* (2014). A total of 136 stations for  $T_{\max}$  and 141 of  $T_{\min}$  stations were saved using this procedure.

The final dataset includes 40% of original and 60% of reconstructed data from stations no further than 25 km apart. Obviously individual station data varies, depending on the area and decade, with original data showing an increase in the 1981–2010 period.

Consequently, the version of MOTEDAS used to develop the new temperature climatology of the Spanish mainland includes a total number of 3012 for  $T_{\max}$  and 3021 for  $T_{\min}$  of complete, homogeneous and free from suspicious data monthly series (1951–2010; see Figure 2), and offers a significantly higher station density than those used in several previous climatologies for the Spanish mainland (1068 stations used by Ninyerola *et al.* 2005), and for the complete Iberian Peninsula (1440 stations used by Ninyerola *et al.* 2007; 237 stations used by Herrera *et al.* 2012). This procedure ensures that there is a reduced error bias in the series since a strong trend is displayed over the 1951–2010 period (see Gonzalez-Hidalgo *et al.* 2015a, b), and if station climate normals are calculated only from available data, the final result will be biased point by point, depending on the bias for the period covered by data from the stations surrounding each grid point.

#### 4. Interpolation methods

Three different interpolation methods were compared: (1) Locally Weighted Linear Regression (LWLR), (2) Regression-Kriging (RK) and (3) Regression-Kriging with Stepwise selection (RKS). The resulting monthly  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  maps have a resolution



**Figure 2.** Spatial distribution of the meteorological stations by altitudinal intervals.

of  $0.0083^\circ$  ( $\sim 1$  km at Iberian Peninsula latitude), which matches the spatial resolution of the GTOPO30 (USGS 1996) DEM on which the climatologies were reconstructed.

The DEM was used to assign geographic information to the stations, in addition to the elevation already available from station metadata together with latitude and longitude. For each cell of the DEM, we estimated the slope orientation, slope steepness and crossed distance from the sea (obtained by minimizing the sum of the cell-sea horizontal distance plus all vertical gradients crossed by the cell-sea segment) using the method described by Brunetti *et al.* (2014), and we assigned the geographical parameters of the closest grid cell to each station.

#### 4.1. Local Weighted Linear Regression

The LWLR estimates locally the relationship between temperature and elevation (Brunetti *et al.* 2014), which represents an improvement on the geographically weighted regression approach (Brunsdon *et al.* 1996) A weighted linear regression (Taylor 1997), with neighbouring stations to predict the temperature ( $T$ ) value of a cell  $(\lambda, \emptyset)$  as a function of the elevation, was estimated as follows:

$$T(\lambda, \emptyset) = a(\lambda, \emptyset) + b(\lambda, \emptyset) * h(\lambda, \emptyset) \quad (1)$$

where  $a(\lambda, \emptyset)$  and  $b(\lambda, \emptyset)$  are the linear regression coefficients, and  $h(\lambda, \emptyset)$  the elevation.

The basic idea of the approach is to evaluate the relationship between temperature and elevation separately for each grid cell of the DEM, giving more importance to any nearby stations with topographical characteristics similar to those of the grid cell itself. Specifically, a number of neighbouring stations (at least 15 and no more than 35, 35 being the number that minimizes the error) with the highest weights were used in the estimation of the regression for each grid point  $(\lambda, \emptyset)$ . The minimum and maximum number of neighbouring stations considered was determined by an analysis of interpolation accuracy by Root Mean Squared Error (RMSE). For each station, the weight was calculated as the product of the following weighting factors:

$$w_i(\lambda, \emptyset) = w_i^r(\lambda, \emptyset) \times w_i^h(\lambda, \emptyset) \times w_i^{dsea}(\lambda, \emptyset) \times w_i^{slope}(\lambda, \emptyset) \times w_i^{aspect}(\lambda, \emptyset) \quad (2)$$

These weighting factors (position, height, distance from the sea, slope steepness and slope orientation) are based on Gaussian functions of the form:

$$w_i^{var}(\lambda, \emptyset) = e^{-\left(\frac{\Delta_i^{var}(\lambda, \emptyset)^2}{c_{var}}\right)} \quad (3)$$

where  $\Delta_i^{var}$  is the absolute value of the difference between the value of the specific variable in cell  $(\lambda, \emptyset)$  and in the  $i$ -th station, and  $c_{var}$  is a coefficient that expresses the decrease of the weighting function with increasing  $\Delta_i^{var}$ . The  $c_{var}$  coefficients can also be expressed in terms of the value  $\Delta_{\frac{1}{2}}^{var}$  which represent the value of  $\Delta_i^{var}$  for which the weighting factor is equal to 0.5.

$$c_{var} = -\frac{\left(\Delta_{\frac{1}{2}}^{var}\right)^2}{\ln 2} \quad (4)$$

To select the most appropriate  $\Delta_{\frac{1}{2}}^{\text{var}}$  values to be used in the weighting factors, we followed an iterative process, and the  $\Delta_{\frac{1}{2}}^{\text{var}}$  producing the lowest possible error at station locations was estimated for each month.

The most relevant weight is the radial, which is the optimization of the  $\Delta_{\frac{1}{2}}^r$  factor producing the largest improvement in interpolation performance. Its optimal values vary from month to month, with lower values in summer (24 km in July) and higher in winter (58 km in February) for  $T_{\text{max}}$ ; on the contrary, for  $T_{\text{min}}$ , lower values were found in winter (18 km from November to February), and higher values in spring and summer (24 km from April to July).

The other halving factors ( $\Delta_{1/2}^h$ ,  $\Delta_{1/2}^{\text{dsea}}$ ,  $\Delta_{1/2}^{\text{slope}}$ ,  $\Delta_{1/2}^{\text{aspect}}$ ) were set as in Brunetti *et al.* (2014).

#### 4.2. Regression-Kriging

The RK method combines a regression model with a Kriging (Hengl *et al.* 2007) of the regression residuals (Tveito *et al.* 2008, Di Piazza *et al.* 2011, Brunetti *et al.* 2014).

In this case, we first estimated the temperature versus elevation ( $h$ ) linear regression model as in Equation (1), but with a global approach, i.e. with  $a$  and  $b$  coefficients identical for each grid cell and dependent only on the month in question. A Kriging interpolation was then applied to the residuals from this model. This technique can be used to obtain a variogram providing information on the spatial correlation of the analysed residuals. In this study, we took into account all pairs of stations in the range of 250 km, and grouped them according to distance intervals of 10 km. The exponential variogram was selected to model the dependency between the semivariance and the distance, as this provided the lowest error.

The theoretical variogram was used to obtain the covariance ( $\mathbf{C}$ ) versus distance, and the covariance matrix, expressing the covariance of any pair of stations. The array with the Kriging weights ( $\mathbf{k}$ ) for each cell( $\lambda, \emptyset$ ) was obtained as follows:

$$\mathbf{k}(\lambda, \emptyset) = \mathbf{C}^{-1} \times \mathbf{c}_0(\lambda, \emptyset) \quad (5)$$

where  $\mathbf{c}_0$  is the array representing the covariance of the cell ( $\lambda, \emptyset$ ) with all the station positions. The temperature of each cell was thus estimated as follows:

$$T = a + b \times h(\lambda, \emptyset) + \mathbf{k}^T(\lambda, \emptyset) \times \epsilon \quad (6)$$

where  $a$  and  $b$  are parameters defined by the global regression model,  $h$  is the elevation,  $\mathbf{k}^T$  is the vector of the Kriging weights and  $\epsilon$  is the vector of station residuals.

#### 4.3. Regression Kriging with stepwise selection

The third interpolation method used in this study was a variation of the previously described RK. In this case, the Kriging is used to interpolate the residuals from a multi-linear regression model (slope steepness, slope orientation, distance from the sea, altitude, longitude and latitude) with stepwise selection. The stepwise selection method allows us to choose the optimum independent variables that will be used in the multi-linear regression model for each month. This method integrates the variables in an iterative way: in each step, it evaluates which set of variables should be included in the



model. The algorithm stops when the model does not make any further improvements, either by introducing or by removing variables. The relative quality of the model is evaluated with Akaike's information criterion (AIC). The AIC is a measure of the relative quality of a fitting model. The lower the AIC value, the better the model.

As in the previous method, a Kriging interpolation was applied to the residuals from the multi-linear regression. To this end, all pairs of stations in the range of 250 km were taken and grouped according to distance intervals of 10 km. Finally, we selected the exponential variogram to model the dependency between the semivariance and the distance.

In this way, the temperature in each cell was estimated by the following equation:

$$T = a + b \times h(\lambda, \emptyset) + c \times \lambda + d \times \emptyset + e \times \text{slope}(\lambda, \emptyset) + f \times \text{aspect}(\lambda, \emptyset) + g * d\text{sea}(\lambda, \emptyset) + \mathbf{k}^T(\lambda, \emptyset) \times \epsilon \quad (7)$$

where coefficients  $a, b \dots, g$  not excluded by the stepwise selection iterative procedure were determined with the regression model.

#### 4.4. Validation procedure and error measurements

The performances of the three interpolation models were evaluated by using a leave-one-out validation procedure; the monthly value from each station was excluded from the dataset and reconstructed by the three models, using all the other stations; finally, the estimated value was compared with the observed value. This procedure ensured a higher level of accuracy with respect to the classic approach of leaving a fixed percentage of original data for the validation procedure, because in the leave-one-out, all the original data involved in the model are checked individually with their specific model.

Four error measures were computed to compare the performances of the interpolation methods: the Mean Bias Error (MBE), the Mean Absolute Error (MAE), the RMSE and the Index of Agreement ( $D$ ) developed by Willmott (1982). The MBE provides information on the tendency of the model to systematically overestimate or underestimate a variable (Pielke 1984). The MAE is the average of the differences (in terms of absolute value) between that observed and that predicted by the model. The RMSE estimates the average difference between estimated and observed values in each station. The RMSE and MAE summarize the average difference between the estimated and real values with the same units (Vicente-Serrano *et al.* 2003); Willmott (1982) suggested that RMSE was more appropriate than MAE in order to validate spatial interpolation models, although Vicente-Serrano *et al.* (2003) indicated that MAE is less sensitive than RMSE when dealing with extreme values. In this respect, RMSE is stricter than MAE. The Index of Agreement ( $D$ ) is a standardized measure of the model prediction error and varies between 0 and 1. A value of 1 indicates a perfect match, and 0 indicates no agreement at all (Willmott 1982). Index  $D$  can detect proportional differences in the observed and estimated means and variances; however, it is too sensitive to extreme values, due to the squared differences (Legates and McCabe 1999).

Finally, the global quality of the model was also evaluated by the coefficient of determination ( $R^2$ ) as a square of the multiple Pearson correlation coefficient. This



coefficient not only gives information on the quality of a model, but also on its capacity for prediction under the assumption of explained variance.

## 5. Results

### 5.1. Global accuracy of models

The global results of interpolation methods evaluated by various error measurements (MBE, MAE, RMSE,  $R^2$  and D) are shown in Tables 1 and 2 for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  on an annual and monthly scale. The performances are better for  $T_{\max}$  than for  $T_{\min}$ , on both a monthly and annual scale, with MAE and RMSE being lower for  $T_{\max}$  than for  $T_{\min}$ , and the reverse being true for D and  $R^2$  (Tables 1 and 2).

Errors are always maximum in summer, for both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ , and the lowest errors are in winter for  $T_{\max}$  and in spring for  $T_{\min}$ . In particular, the highest values of RSME range from 1.16°C to 1.27°C in July for  $T_{\max}$ , and from 1.26°C to 1.32°C in August for  $T_{\min}$ , while its lowest values range from 0.81°C to 0.83°C in February for  $T_{\max}$  and from 0.97°C to 1.05°C in April for  $T_{\min}$ . The lowest RMSE values of these ranges are those from the LWLR method. The same annual cycle in RMSE, but with higher values, was presented in the previous climatology of the Spanish mainland by Ninyerola *et al.* (2005), in which the lowest RMSE values were 1.6°C in July for  $T_{\max}$  and 1.5°C in August for  $T_{\min}$ , and its highest values were 1.1°C in February for  $T_{\max}$  and 1.1 in April for  $T_{\min}$ . These results can also be deduced from the MAE,  $R^2$  and D. These findings coincide with the spatial variability of temperatures evaluated by the Correlation Distance Decay by Peña-Angulo *et al.* (2015), with the lowest RMSE values relating to the months characterized by highest spatial coherence.

In the Spanish mainland, the best performing model is always the LWLR, and the worst is the RK. Differences among models are much more evident for  $T_{\min}$  than for  $T_{\max}$ . Looking at RMSE, there is a maximum range between best and worst performing method of about 0.1°C in summer for  $T_{\max}$  and about 0.2°C in autumn for  $T_{\min}$ . The MAE (°C) also shows that the lowest error is returned by the LWLR method, where values between 0.61 and 0.88 are achieved according to the month; in second place is the RKS, with values between 0.60 and 0.89; and finally the RK between 0.61 and 0.94.

### 5.2. Performance of the models versus elevation

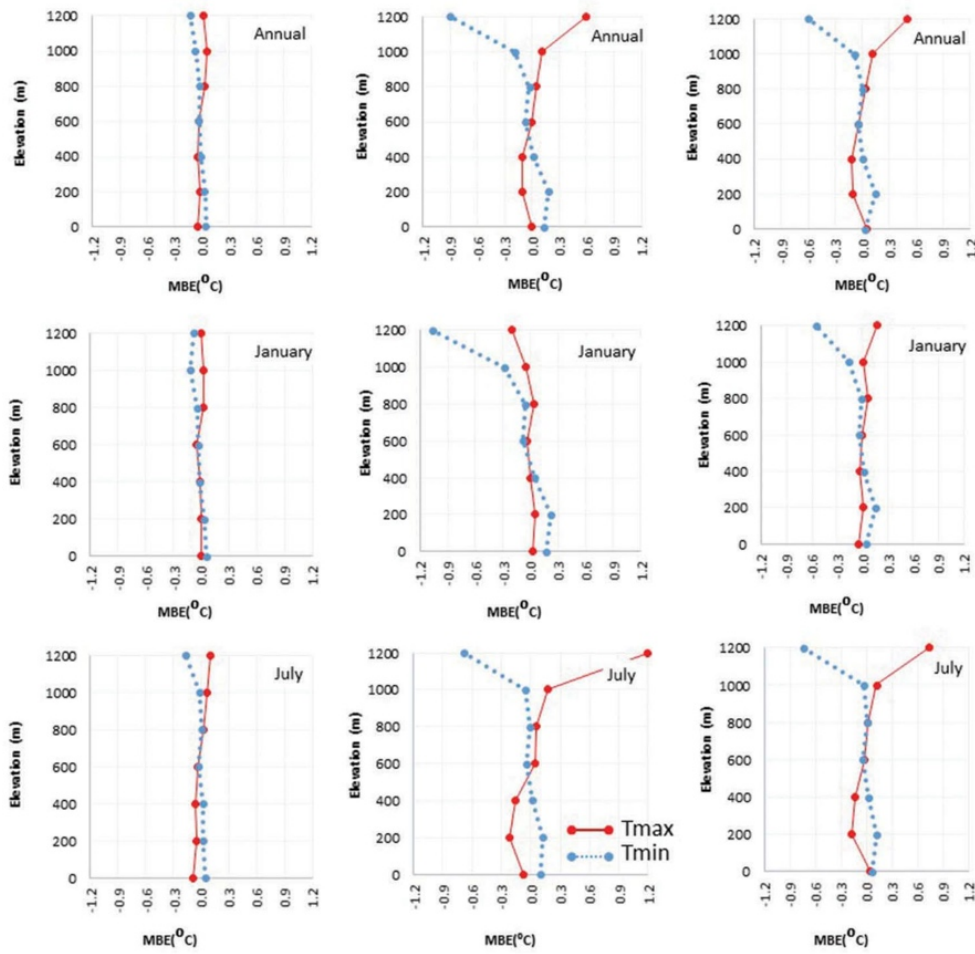
These global results must be taken with caution, since they refer to a very complex terrain in which the effects of distance from water bodies, altitude and latitude are combined. In particular, we verified whether the accuracy of the models for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  changes with altitude. Figure 3 shows the mean annual values of MBE for different elevation bands, together with January and July. This estimator allows us to identify systematic over/under estimations. In general, the three models produce lower MBE at low altitude, but MBE values increase in the highlands, particularly above 1000 m asl, where there is a systematic overestimation of  $T_{\max}$ , and a systematic underestimation of  $T_{\min}$ . This phenomenon is important for RK and RKS, where bias can reach several tenths of a degree for the highest elevation bands (with  $T_{\max}/T_{\min}$  biases of +0.58/−0.93°C and +0.49/−0.63°C above 1200 m for RK and RKS respectively), but much lower for the LWLR

**Table 1.** Monthly and annual error model measurements for  $T_{\max}$ .

$T_{\max}$	LWLR					RK					RKS				
	MBE	RMSE	MAE	$R^2$	D	MBE	RMSE	MAE	$R^2$	D	MBE	RMSE	MAE	$R^2$	D
January	-0.006	0.823	0.608	0.927	0.981	0.001	0.823	0.605	0.927	0.981	0.002	0.832	0.612	0.925	0.980
February	-0.012	0.814	0.606	0.922	0.979	0.002	0.815	0.608	0.922	0.979	0.002	0.832	0.621	0.919	0.978
March	-0.020	0.860	0.644	0.907	0.975	0.001	0.890	0.667	0.901	0.972	0.002	0.890	0.668	0.901	0.972
April	-0.024	0.913	0.680	0.907	0.975	0.001	0.947	0.706	0.901	0.972	0.001	0.937	0.698	0.903	0.973
May	-0.031	0.978	0.736	0.898	0.972	0.002	1.036	0.775	0.887	0.968	0.000	1.002	0.752	0.894	0.970
June	-0.038	1.100	0.829	0.897	0.972	0.004	1.179	0.876	0.883	0.967	0.000	1.115	0.839	0.895	0.971
July	-0.037	1.163	0.880	0.911	0.976	0.002	1.272	0.946	0.893	0.970	-0.002	1.188	0.895	0.907	0.975
August	-0.040	1.133	0.856	0.906	0.975	0.002	1.223	0.912	0.891	0.970	-0.001	1.157	0.869	0.903	0.973
September	-0.033	0.993	0.747	0.899	0.972	0.000	1.047	0.782	0.888	0.968	-0.001	1.014	0.763	0.895	0.971
October	-0.020	0.863	0.642	0.910	0.976	0.001	0.884	0.657	0.906	0.974	0.003	0.888	0.659	0.905	0.974
November	-0.009	0.823	0.608	0.925	0.980	0.001	0.820	0.604	0.926	0.981	0.000	0.832	0.615	0.924	0.980
December	-0.006	0.839	0.620	0.924	0.980	0.001	0.844	0.620	0.924	0.980	0.002	0.845	0.621	0.924	0.980
Annual	-0.023	0.813	0.612	0.919	0.978	0.001	0.848	0.633	0.904	0.976	0.001	0.844	0.633	0.908	0.977

Table 2. Monthly and annual error model measurements for  $T_{min}$ .

$T_{min}$	LWLR					RK					RKS				
	MBE	RMSE	MAE	$R^2$	D	MBE	RMSE	MAE	$R^2$	D	MBE	RMSE	MAE	$R^2$	D
January	-0,007	1,020	0,796	0,882	0,968	0,000	1,193	0,936	0,841	0,957	-0,001	1,089	0,864	0,865	0,963
February	-0,009	1,020	0,801	0,883	0,969	-0,001	1,172	0,928	0,848	0,959	-0,001	1,085	0,864	0,868	0,964
March	-0,005	1,024	0,808	0,873	0,965	-0,001	1,148	0,915	0,842	0,957	-0,001	1,085	0,867	0,857	0,961
April	0,003	0,968	0,765	0,880	0,968	-0,002	1,048	0,831	0,861	0,963	-0,004	1,013	0,802	0,869	0,964
May	0,004	1,000	0,785	0,865	0,963	0,001	1,054	0,831	0,850	0,959	-0,002	1,040	0,819	0,854	0,960
June	0,005	1,104	0,856	0,852	0,959	0,003	1,137	0,887	0,844	0,957	0,000	1,141	0,892	0,843	0,957
July	0,005	1,248	0,959	0,844	0,956	0,003	1,291	0,998	0,833	0,954	0,001	1,296	1,004	0,832	0,953
August	0,001	1,256	0,966	0,854	0,960	0,001	1,320	1,025	0,839	0,956	0,000	1,311	1,018	0,841	0,956
September	-0,002	1,178	0,917	0,864	0,963	0,000	1,285	1,011	0,840	0,956	-0,001	1,249	0,984	0,847	0,958
October	-0,004	1,064	0,838	0,879	0,967	-0,001	1,216	0,966	0,845	0,958	-0,001	1,143	0,911	0,861	0,962
November	-0,009	1,031	0,808	0,887	0,970	0,000	1,215	0,956	0,846	0,958	0,001	1,109	0,881	0,869	0,964
December	-0,005	1,018	0,791	0,885	0,969	-0,001	1,199	0,937	0,844	0,958	0,000	1,089	0,859	0,869	0,964
Annual	-0,002	1,011	0,797	0,877	0,967	-0,001	1,130	0,899	0,844	0,960	-0,002	1,078	0,860	0,856	0,962



**Figure 3.**  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  Mean Bias Error (MBE) for different elevation bands annual values are shown together for January and July.

method (Figure 3). The same pattern was observed in the other error measurements (figure not shown).

The analyses of monthly model performance versus altitude show differences between cold and warm months and the systematic errors in the various elevation bands are much more evident. In Figure 3, the January and July (as representative of cold and warm periods) monthly values of MBE for LWLR, RK and RKS at different altitude intervals are shown, which roughly correspond to coastland areas (<200 m asl), inland plateaus and inland catchments (200–1000 m asl), and mountain landscapes (>1000 m asl).

The negative systematic biases at high elevation bands for  $T_{\min}$  range between  $-0.61^{\circ}\text{C}$  and  $-1.20^{\circ}\text{C}$  in the RK model, in summer and winter respectively. On the contrary, LWLR presents lower biases in winter than in summer, with values ranging from  $-0.11^{\circ}\text{C}$  in winter to  $-0.19^{\circ}\text{C}$  in summer. RKS has minimum biases in spring ( $-0.43^{\circ}\text{C}$ ) and maximum in autumn ( $-0.83^{\circ}\text{C}$ ). As for  $T_{\max}$ , monthly biases above 1200 m asl are negative in winter and positive from March to November (not shown in the figure) for RK (ranging from



−0.33°C in December to +1.28°C in July), and always positive for RKS (ranging from +0.08°C in December to +0.73 in July). No relevant biases are observed for  $T_{\max}$  in the LWLR model.

In low elevation bands, systematic errors are smaller or absent, depending on the model and the season. LWLR presents no systematic errors below 1000 m in any month, either for  $T_{\max}$  or for  $T_{\min}$ , and biases are always lower than 0.1°C (negative or positive). RK, on the contrary, has positive (negative) systematic biases, up to +0.2°C (−0.2°C) in winter (summer) months for  $T_{\min}$  ( $T_{\max}$ ). The same is true for RKS, with errors up to +0.17°C in autumn  $T_{\min}$  and up to −0.15 in summer  $T_{\min}$ .

### 5.3. Climatology maps of maximum and minimum temperature and DTR

The classic analyses of spatial distribution of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  in the Spanish mainland (Font Tullot 1983, Capel Molina 1998), and the most recent climatologies (Ninyerola *et al.* 2007, AEMet 2011), have shown that the spatial distribution of the isotherms in the Iberian Peninsula varies according to the latitude, distance from the sea and elevation, with large spatial variations throughout the year, i.e. temperatures increase from north to south, in coastal areas the gradients are smoothed, and the orography is the principal factor driving the spatial distribution of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  values. Furthermore, due to the west–east orientation of the mountain systems and the fact that the inland plateaus are open to the west (see Figure 1), the influence of the Atlantic Ocean on temperatures spreads over a large area of inland Spain to the east, while the influence of the Mediterranean is limited to a small area, due to the vicinity of the mountain systems in the southern and eastern coastal areas; this leads to a second main gradient from west to east being identified in the classic maps.

The above results suggest that the global methods (such as RK and RKS) are not the most suitable for capturing the complex interrelation of these factors affecting the temperature spatial gradients in the Spanish mainland and causing the near-surface temperature to change significantly from region to region. Our results indicate that the most adequate approach is a local estimate of the temperature lapse rate, made by using the information from the most representative stations in that location, as the LWLR method does. In the following paragraphs, we will take the climatologies produced with the LWLR approach as the base of reference for the Spanish mainland, and describe their main features.

#### 5.3.1. The $T_{\max}$ climatology

$T_{\max}$  climatology maps are shown in Figure 4 (see also Figure 1 for spatial identification).

During winter (December to February), most of the Spanish mainland has  $T_{\max}$  values below 15°C, except for small areas in the extreme coastland to the south-west and east. The inland  $T_{\max}$  spatial distribution is characterized by the contrast between inland catchments and their mountain borders with the Mediterranean and south-west coastland areas, with the isotherm of 15°C as a limit. The  $T_{\max}$  mean value in the northern plateau (Duero basin) is lower (<10°C) than in the southern inland catchments of Tagus, Guadiana and Guadalquivir, and the Ebro inland in the north-east (>10°C). Finally, in the southern plateau (but not in the northern inland Duero catchment), a clear west–east gradient is identified, accentuated during the month of February. Month by month, the

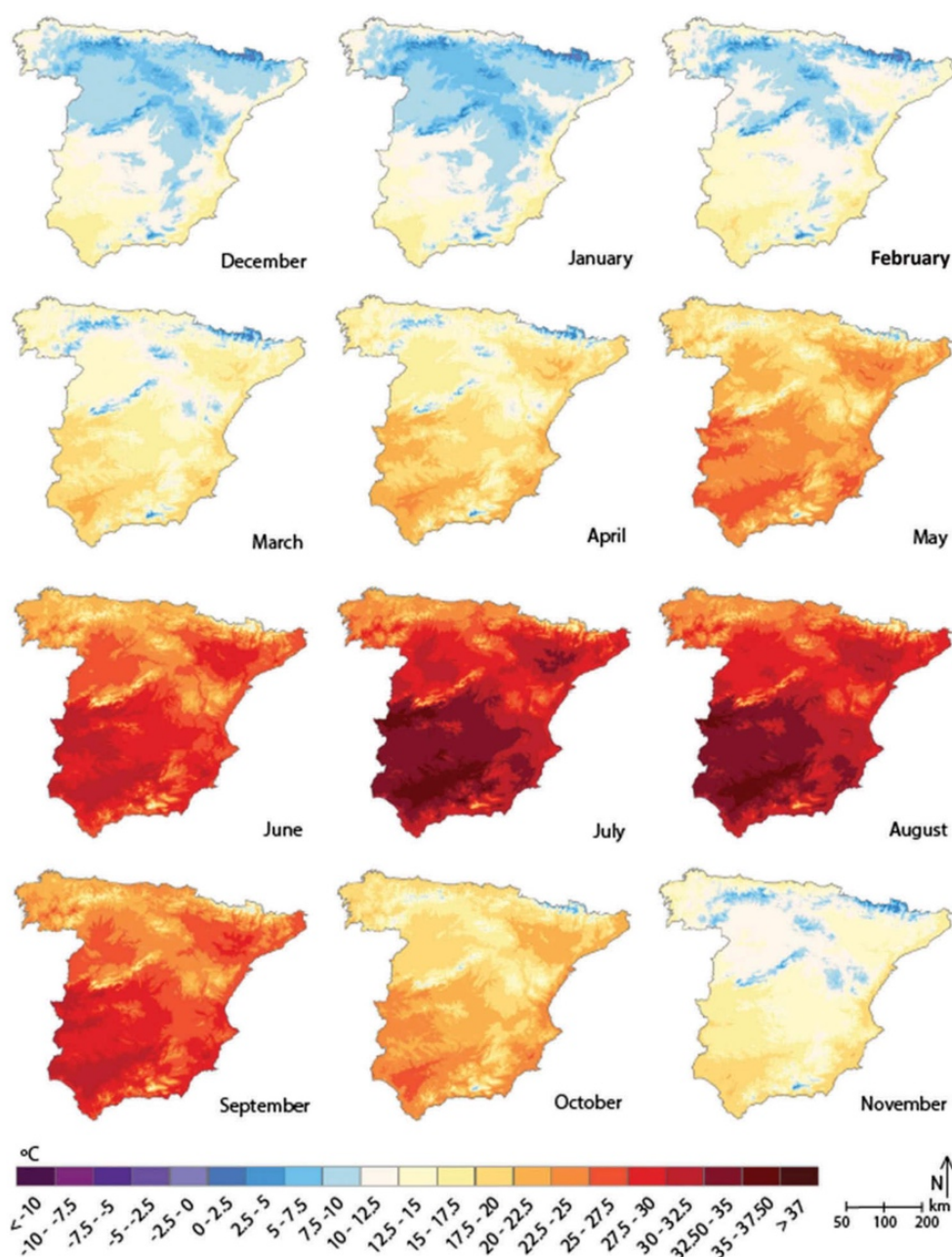


Figure 4. Monthly mean climatology for  $T_{\max}$ .

areas below 10°C are restricted to the mountain regions and eastern part of the northern Duero basin.

Between March and May, the north-south gradient remains between inland catchments; in southern ones,  $T_{\max}$  values above 20°C are found in March in the southernmost areas (Guadalquivir basin) and extend to the rest of the southern catchment and Ebro basin to the north-east during April and May; the Duero catchment, in the northern



plateau, reaches an isothermal value of 20°C only in May in its western area, one month later than the other inland areas. The  $T_{\max}$  value in the north-eastern Ebro basin is quite similar to the southern catchment, i.e. the latitude (quite similar to the Duero basin) does not seem to be a determining factor for  $T_{\max}$  during these months. In April and May,  $T_{\max}$  values below 15°C are found only in mountain areas and the eastern Duero catchment in the northern inland plateau. The coastland areas behave in a different way, depending on their position (Atlantic versus Mediterranean water bodies). In the Mediterranean coastland to the east and in the south,  $T_{\max}$  is above 20°C, while in the northern coastland it is >15°C. Month by month,  $T_{\max}$  values above 25°C increase along the axis of the main rivers (Tagus, Guadiana, Guadalquivir and Segura catchment). In May, the value of  $T_{\max}$  in the Spanish mainland is above 20°C, except in mountain areas and the northern coast.

The warm season lasts from June to September, and a clear north–south gradient is detected in  $T_{\max}$ , with mountain areas isolated from the surrounding landscapes by the isothermal value of 20°C. The maximum values of  $T_{\max}$  are found in the southern plateau and central area of the Ebro basin to the north-east (>30°C). The coastal areas differ again between Atlantic and Mediterranean, with the Mediterranean coastland presenting  $T_{\max}$  values similar to inland southern catchments.

June and September show a similar spatial distribution of  $T_{\max}$  values. In both cases, the north–south separation is defined by the 25°C isotherm and, in extended areas of the southern Spanish mainland,  $T_{\max}$  is above 25°C. On the other hand, the spatial distribution of  $T_{\max}$  in July and August is quite similar, showing the same north–south gradient, with the threshold between north and south being the 30°C isotherm. In the southern inland areas,  $T_{\max}$  values are >35°C.

October and November seem to be transitional months. During October the  $T_{\max}$  spatial distribution resembles that of the warmest months (north–south gradient, differences between coastal areas, isolated mountain areas) with lower mean values. The coastland–inland and north–south gradients are clearly separated by the 20°C isotherm in October and 15°C in November. In the highland inland areas,  $T_{\max}$  values are below 15°C. Globally, the spatial distribution of  $T_{\max}$  in October is similar to May, and November to March. Finally, in November, the inland northern Duero basin  $T_{\max}$  is similar to the surrounding mountain areas where, in the highest places, it falls below 5°C. Only in the Mediterranean coastal and south-western areas are  $T_{\max}$  values above 15°C.

In brief,  $T_{\max}$  spatial monthly distribution shows a north–south gradient in the inland catchments, accentuated during the warmest months by a higher increase in southern  $T_{\max}$  values. Mountain areas in the warmest months are cold and isolated from the surrounding areas, i.e. altitude affects spatial variability of  $T_{\max}$ , particularly when solar radiation is at maximum. In addition to a north to south gradient, there is also a west–east gradient. This combination of latitudinal gradient and relative position (oriented to sea influences from the west or east) seems to explain the differences between catchments located at the same latitude, such as the Duero and Ebro: a combination of the sheltering effect of mountain systems, prevalent westerly wind circulation and different effects from the Atlantic and Mediterranean water bodies emerge as a plausible explanation of  $T_{\max}$  differences between the Duero and Ebro basins located at the same latitude.

### 5.3.2. $T_{\min}$ climatology

$T_{\min}$  climatology maps are shown in Figure 5 (see also Figure 1 for spatial identification).

In general, the spatial differences of  $T_{\min}$  values are lower than for  $T_{\max}$  and this is particularly true during the warmest months producing a monthly amplitude ( $T_{\max}-T_{\min}$ ) spatially variable throughout the year (see later).

From November to April, the spatial distribution of  $T_{\min}$  is similar and most of the Spanish conterminous land is below 5°C, except in small areas in the eastern and southern coastland. The lowest values can be found in December, January and February in mountain areas and the Duero basin in the northern plateau ( $T_{\min}$  below 0°C), with a clear north to south gradient, while the southern inland catchments and Ebro basin to the north-east are above 0°C. In the southern catchments of the Tagus, Guadiana and Guadalquivir, a west-east gradient in  $T_{\min}$  is detected. The differences between coastal and inland areas are lower than for  $T_{\max}$ . In November, March and April, the area between 5°C and 10°C in  $T_{\min}$  extends to the south-west. The <0°C value of  $T_{\min}$  is restricted to mountain areas in March and April.

In May, the spatial distribution of  $T_{\min}$  along the north-south gradient between catchments (10°C as a limit between north and south) is more complex; the Ebro basin exhibits similar values to southern basins (>10°C) and in the southern part of the Spanish mainland there is a west to east gradient. During May, the 10°C isotherm moves inland from the SW of the southern catchments and Mediterranean coastal areas, while northern coastland  $T_{\min}$  values are <10°C.

The warmest period from June to September shows a clear north-south gradient with the 15°C isotherm separating the north from the south in July-August, and 10°C in June and September.  $T_{\min}$  values of <5°C are restricted to mountain areas and the 15°C isotherm also seems to be the boundary between inland and coastal to the east and south. Except for July and August,  $T_{\min}$  values in the Ebro basin are similar to the Duero basin at the same latitude.

In brief, the spatial differences of  $T_{\min}$  values seem lower than  $T_{\max}$ . In addition, north-to-south, west-to-east or east-to-west gradients according to latitudinal position and proximity of different water bodies are simplified.

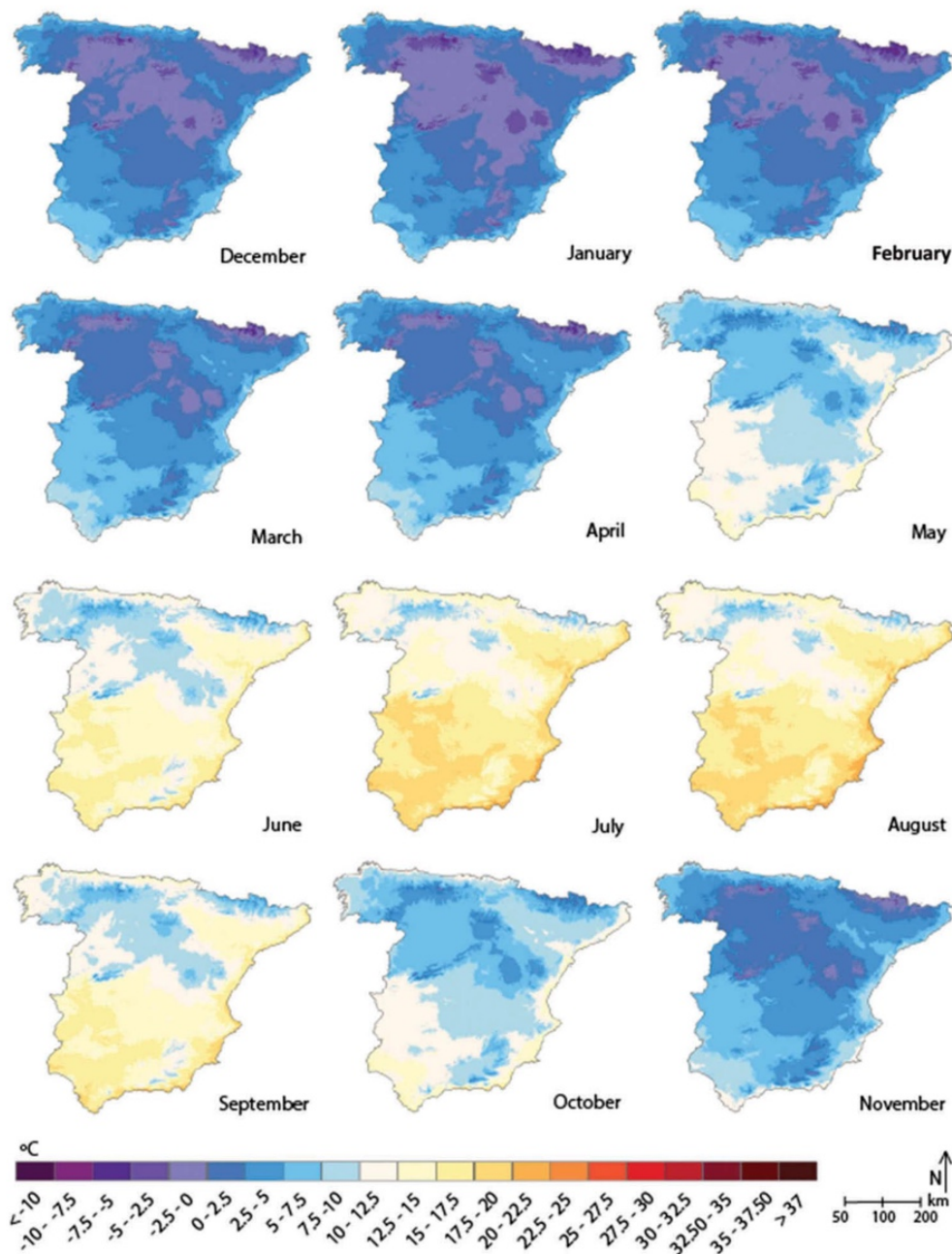
### 5.3.3. The DTR climatology

Lastly, Figure 6 shows the DTR monthly collection charts. Generally speaking, during the warmest months (June-September) there is a clear inland-coastland gradient in the DTR values, which are higher inland. Along the Mediterranean fringe and northern coastland, the DTR values vary between 6-8°C, while inland they vary between 10°C and 12°C (see Figure 6), with maximum values above 18°C.

The coastland-inland pattern during October-February disappears, when the lowest DTR values of 6-8°C are found in the northern coastal areas, and increase toward the central inland and southern areas, where the monthly DTR is 10-12°C. From March to May, the Atlantic coastland to the north and west differs from the Mediterranean southern coastland, with DTR values lower in the Atlantic coastal area (6-8°C) than the Mediterranean eastern coast (10-12°C). The inland areas show DTR between 6°C and 12°C. In May, the DTR values inland are over 14°C.

In brief, the DTR monthly spatial distribution indicates that the maximum values are reached inland during the summer months when there is a clear difference between coastal and inland areas. During the coldest months, this pattern disappears, and a





**Figure 5.** Monthly mean climatology for  $T_{\min}$ .

north-south gradient predominates in the DTR monthly values, increasing toward the south. The maximum spatial differences in DTR values have been found in July and August (coastland 6–8°C, inland >18°C); meanwhile during the coldest months, the maximum spatial differences vary between 4°C and 6°C in coastal areas and 8–10°C inland. A plausible explanation is that  $T_{\max}$  in the coldest months is strongly affected by factors such as air humidity or cloud to a higher degree than those factors that can promote spatial variability in  $T_{\min}$ .

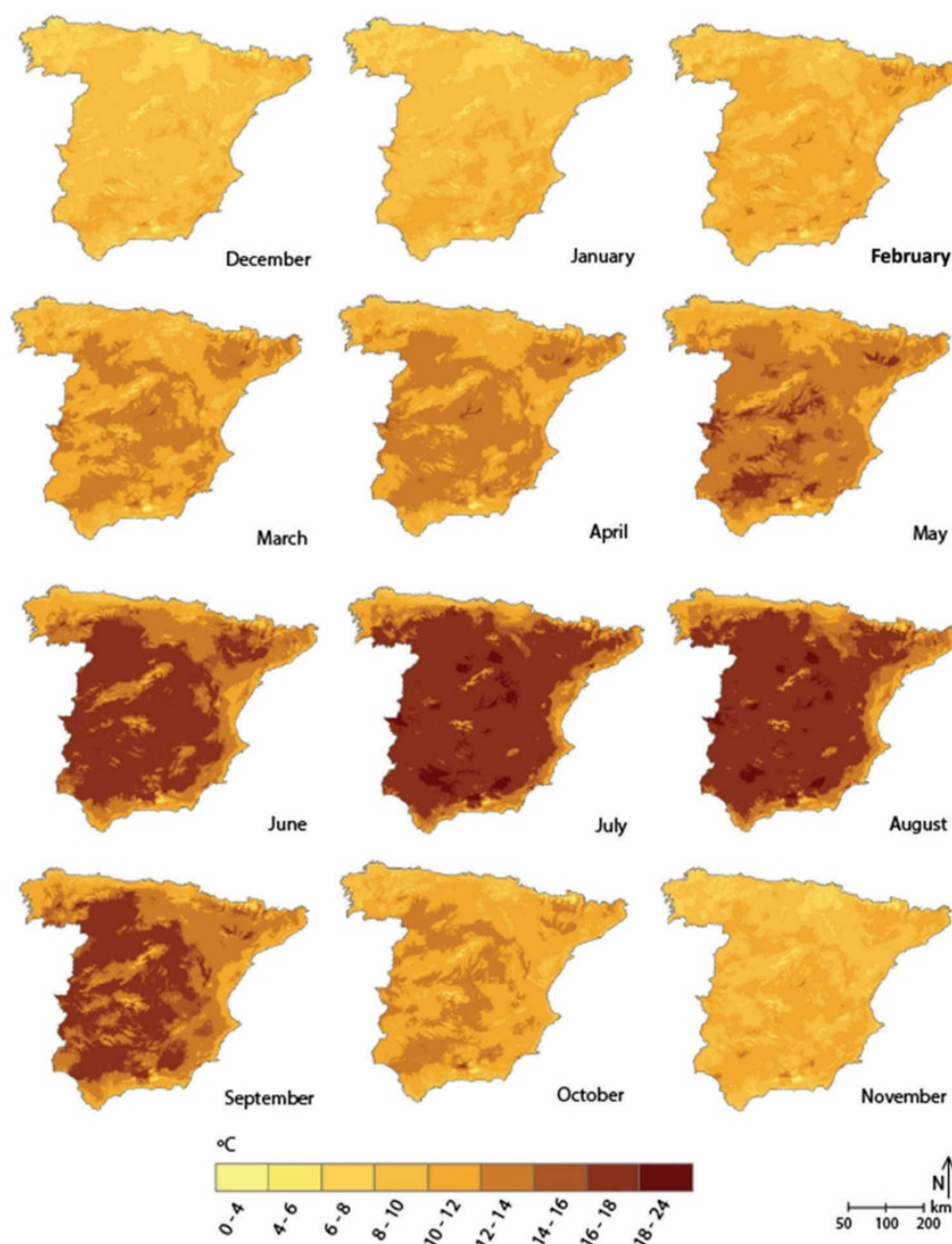


Figure 6. Monthly mean climatology for DTR.

## 6. Discussion and conclusions

### 6.1. Global comments

We applied different interpolation approaches to the recent high-quality and up-to-date monthly temperatures dataset of Spain (MOTEDAS), with the aim of producing a new high-resolution climatology for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  in the Spanish mainland. The poorest



results were observed in summer for both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  data, while better results were found in winter for  $T_{\max}$  and in spring for  $T_{\min}$ . The comparison between models indicates that the estimation errors vary as a function of the altitude and a generalized underestimation/overestimation of  $T_{\min}/T_{\max}$  was detected particularly at  $>1000$  m where the LWLR method performed best.

The quality of dataset used and the high spatial density of stations in this research is probably the most relevant reason for the general improvement of the RMSE with respect to previous climatologies (Ninyerola *et al.* 2005), or when comparing the  $R^2$  coefficients of annual mean values obtained from 1350 stations (Ninyerola *et al.* 2007), with those obtained in this research (see Tables 1 and 2). Therefore, all the three methods applied are an improvement on previous results.

The global difference between the performance of the models for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  can be attributed to the various factors affecting these, because  $T_{\max}$  depends more on global factors, such as radiation defined by latitudinal position, while  $T_{\min}$  could be more heavily affected by local factors, such as land use associated with the albedo, latent heat fluxes, etc. (Christy *et al.* 2009, Klotzbach *et al.* 2009, McNider *et al.* 2010), which are more difficult to implement in the models and not always captured by the available station data. Within this context, it would be interesting to verify whether the three methods produce systematic errors at a local level, when selected station clusters are included.

All three models produced the worst results in highland areas, particularly for  $T_{\min}$  in summer. Again, the LWLR returned the best results, in particular above 1000 m asl for both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  (Figure 3). The worst model is RK and it is interesting to note the improvements provided by the introduction of the stepwise selection method in the RKS model, which means that the introduction of additional variables to estimate temperature fields in the different months gives better results, in  $T_{\max}$  during summer and in  $T_{\min}$ , in particular, during winter. The relevance of the variables differs from month to month, also between  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ . The slope orientation was considered only for  $T_{\max}$  in the cold months (January, December and in October) and September. In February, the distance from the sea was not included in the model, while in November the longitude was excluded. With  $T_{\min}$ , all the geographic variables were relevant in the model except for the longitude in April.

The analyses of the coefficients of the multi-linear regression allowed us to compare the role of the different independent variables (predictors) on  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ . The elevation effect (representing the global lapse rate) is stronger in spring and autumn for  $T_{\max}$  and in summer for  $T_{\min}$ . The latitude coefficients show a higher effect on temperature in summer (both for  $T_{\max}$  and for  $T_{\min}$ ) and more for  $T_{\max}$  than  $T_{\min}$ , according to a strict relationship with incoming solar radiation. The effect of slope steepness is positive in  $T_{\min}$  in all months, and negative in  $T_{\max}$  between March and October. In  $T_{\max}$ , the maximum effect of slope was found during summer, while in  $T_{\min}$  the strongest effect was found in cold months. Slope orientation is positive in all months and more important in winter in  $T_{\min}$ , while it seems to be less relevant for  $T_{\max}$ ; also distance from the sea is more significant during summer than winter.

The overall spatial variability of temperatures and the relevance of different geographical variables, in addition to the elevation, in driving this variability have been well identified by several models for the Spanish mainland. Ninyerola *et al.* (2005), (2007) applied a combination of a multiple regression with residuals correction by means of

local and geostatistical techniques, while the Spanish Meteorological Agency (AEMet 2011) applied a multivariate regression interpolation method with a residuals correction, performed with either a local (Inverse Distance Weighted) or a geostatistical method (Simple Kriging).

However, as well as the different role of these variables throughout the year, there is an important spatial variability in their effect on temperature. This is demonstrated by the fact that the local approach of the LWLR model (which includes all the variables in the station weighting procedure) allows for the spatial variability of the temperature lapse rate (linked to the geographical aspects) to be better captured in the different months of the year, providing lower errors at each elevation band, even without any further interpolation of the residuals.

## 6.2. Final remarks

The new approach proposed in the present paper by using LWLR seems to be an improvement on the previous ones, at the present level of development of interpolation techniques, due to the decrease in the global error values (at high altitude in particular) and, even more important, because of the elimination of systematic biases at different elevation bands.

In conclusion, the analyses of error measurements and their spatial and temporal distribution indicated that the approach proposed in this article, the LWLR method, as compared to the generalized RK and the RKS, improves the previous climatologies in the Spanish mainland, and should be suggested for future research.

Nevertheless, even though in our case LWLR turned out to be the most appropriate approach, this result cannot be generalized. In particular, the LWLR method is more dependent on the availability of station data than RK and RKS and any global approach in general. For other datasets, RK and RKS may be more suitable, either because they are simpler to use or because station density is not sufficient to apply LWLR.

As well as better performance in terms of station errors, LWLR has the additional advantage of estimating a prediction interval for any grid point in the terrain studied. Since LWLR uses weighted linear regression to estimate temperature as a function of elevation, standard methods for calculating prediction intervals for the dependent variable can be used as in Daly *et al.* (2008). The procedure consists in estimating the variance of the temperature ( $T$ ) of a grid-point at elevation  $h$  as

$$s^2\{T_h\} = s^2\{\hat{T}_h\} + \text{MSE} \quad (8)$$

where MSE is the mean square error of the observed station temperatures compared to those obtained with the regression model.

This estimation takes into account both the variation in the possible location of the expected temperature for a given elevation ( $s^2\{\hat{T}_h\}$ ) linked to the regression coefficient errors and the variation of the individual station temperatures around the regression line (MSE).

Expressing  $s^2\{\hat{T}_h\}$  in terms of MSE, station weights ( $w_i$ , as defined in Equation 2) and station elevations ( $h_i$ ), the following is obtained:

$$s^2\{T_h\} = \text{MSE} \cdot \left\{ 1 + \frac{1}{\sum w_i} + \frac{(h - \bar{h})^2}{\sum (w_i h_i - \bar{h})^2} \right\} \quad (9)$$

where  $i$  ranges over the stations involved in the grid point reconstruction.

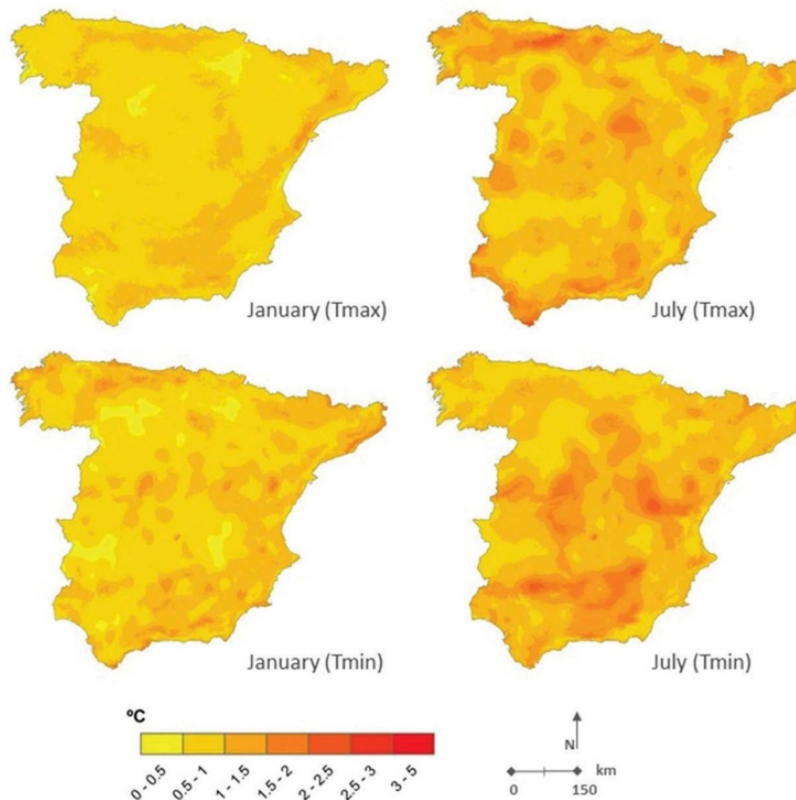
The prediction interval at significance level  $\alpha$  can be estimated as

$$T_h \pm t_{1-\alpha/2, df} \cdot s\{T_h\} \quad (10)$$

where  $t$  is the value of a Student distribution with  $df$  degrees of freedom corresponding to cumulative probability  $(1-\alpha)/2$ .

In Figure 7, the 68% confidence interval (we chose 68% in order to find prediction intervals easily comparable with the station leave-one-out RMSE) for January and July is presented as an example. The confidence interval is higher in summer than in winter and for  $T_{\min}$  than for  $T_{\max}$ , i.e. when the spatial coherence is lower. These maps allow us to understand where station density should be enhanced to improve confidence in the reconstruction.

The most critical areas are mountains in summer for  $T_{\max}$ , while  $T_{\min}$  seems to be more sensitive to station density, showing higher confidence intervals where station density is lower.



**Figure 7.** Confidence interval (68%) estimated for the LWLR  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  reconstructions for January and July.



These are the areas where the new climatology should be taken with more caution, not only because of the scarcity of stations to validate any model, but also as a consequence of the larger confidence interval of the model algorithms in these areas.

We offer a collection of monthly charts for the Spanish mainland for the period between 1951 and 2010. The climatology is available upon request.

## Disclosure statement

No potential conflict of interest was reported by the authors.

## Funding

This study was supported by the Ministry of Science and Innovation (Spanish Government), projects: the Hydrological Impacts of Global Warming in Spain (HIDROCAES, CGL2011-27574-C02-01) and the Development of Drought Index in Spain (DESEMON, CGL2014-52135-C3-3-R); Gobierno Regional de Aragón DGA-FSE (Grupo de Investigación Consolidado 'Clima, Agua, Cambio Global y Sistemas Naturales'). Original data from AEMet (Spanish National Meteorological Agency). Dhais Peña-Angulo is a PhD student from FPI Program (Spanish Government).

## References

- AEMet, 2011. *Atlas climático ibérico/ Iberian climate atlas*. Madrid: Agencia Estatal de Meteorología, Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino.
- Brunetti, M., et al., 2014. High-resolution temperature climatology for Italy: interpolation method intercomparison. *International Journal of Climatology*, 34 (4), 1278–1296. doi:10.1002/joc.2014.34.issue-4
- Brunsdon, C., Fotheringham, A.S., and Charlton, M.E., 1996. Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity. *Geographical Analysis*, 28 (4), 281–298. doi:10.1111/j.1538-4632.1996.tb00936.x
- Caesar, J., Alexander, L., and Vose, R., 2006. Large-scale changes in observed daily maximum and minimum temperatures: creation and analysis of a new gridded data set. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 111, D05101. doi:10.1029/2005jd006280
- Capel Molina, J.J., 1998. Ritmo anual de las temperaturas en España. *Nimbus*, 1-2, 17–36.
- Christy, J.R., Norris, W.B., and McNider, R.T., 2009. Surface temperature variations in east Africa and possible causes. *Journal of Climate*, 22 (12), 3342–3356. doi:10.1175/2008JCLI2726.1
- Cowtan, K. and Way, R.G., 2014. Coverage bias in the HadCRUT4 temperature series and its impact on recent temperature trends. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 140 (683), 1935–1944. doi:10.1002/qj.2014.140.issue-683
- Dai, A., Fung, I.Y., and Del Genio, A.D., 1997. Surface observed global land precipitation variations during 1900–88. *Journal of Climate*, 10 (11), 2943–2962. doi:10.1175/1520-0442(1997)010<2943:SOGLPV>2.0.CO;2
- Daly, C., et al., 2008. Physiographically sensitive mapping of climatological temperature and precipitation across the conterminous United States. *International Journal of Climatology*, 28, 2031–2064. doi:10.1002/joc.1688
- Di Piazza, A., et al., 2011. Comparative analysis of different techniques for spatial interpolation of rainfall data to create a serially complete monthly time series of precipitation for Sicily, Italy. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation*, 13 (3), 396–408. doi:10.1016/j.jag.2011.01.005
- Font Tullot, I., 1983. *Climatología de España y Portugal*. Salamanca: Ediciones Universidad de Salamanca.



- Frei, C., 2013. Interpolation of temperature in a mountainous region using nonlinear profiles and non-Euclidean distances. *International Journal of Climatology*, 34 (5), 1585–1605. doi:10.1002/joc.3786
- Gonzalez-Hidalgo, J.C., et al., 2015a. MOTEDAS: a new monthly temperature database for mainland Spain and the trend in temperature (1951–2010). *International Journal of Climatology*, 35, 4444–4463. doi:10.1002/joc.4298
- Gonzalez-Hidalgo, J.C., et al., 2015b. Recent trend in temperature evolution in Spanish mainland (1951–2010): from warming to hiatus. *International Journal of Climatology*. doi:10.1002/joc.4519.
- Goovaerts, P., 2000. Geostatistical approaches for incorporating elevation into the spatial interpolation of rainfall. *Journal of Hydrology*, 228 (1–2), 113–129. doi:10.1016/S0022-1694(00)00144-X
- Hayakawa, Y.S., Oguchi, T., and Lin, Z., 2008. Comparison of new and existing global digital elevation models: ASTER G-DEM and SRTM-3. *Geophysical Research Letters*, 35, L17404. doi:10.1029/2008gl035036
- Hengl, T., 2007. *A Practical Guide to Geostatistical Mapping of Environmental Variables*. JCR Scientific and Technical Reports. Luxembourg: European Community. Available from: <http://spatial-analyst.net/book/> (ISBN 978-90-9024981-0).
- Hengl, T., Heuvelink, G.B.M., and Rossiter, D.G., 2007. About regression-kriging: from equations to case studies. *Computers & Geosciences*, 33 (10), 1301–1315. doi:10.1016/j.cageo.2007.05.001
- Hengl, T., Heuvelink, G.B.M., and Stein, A., 2004. A generic framework for spatial prediction of soil variables based on regression-kriging. *Geoderma*, 120 (1–2), 75–93. doi:10.1016/j.geoderma.2003.08.018
- Herrera, S., et al., 2012. Development and analysis of a 50-year high-resolution daily gridded precipitation dataset over Spain (Spain02). *International Journal of Climatology*, 32 (1), 74–85. doi:10.1002/joc.v32.1
- Hofstra, N., et al., 2008. Comparison of six methods for the interpolation of daily, European climate data. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 113 (D21), D21110. doi:10.1029/2008jd010100.
- Hosseini, E., Gallichand, J., and Caron, J., 1993. Comparison of several interpolators for smoothing hydraulic conductivity data in South West Iran. *Transactions of the ASAE*, 36 (6), 1687–1693. doi:10.13031/2013.28512
- Jones, P.D. and Hulme, M., 1996. Calculating regional climatic time series for temperature and precipitation: Methods and illustrations. *International Journal of Climatology*, 16, 361–377. doi:10.1002/(ISSN)1097-0088
- Jones, P.D., et al., 1999. Surface air temperature and its changes over the past 150 years. *Reviews of Geophysics*, 37 (2), 173–199. doi:10.1029/1999RG900002
- Klotzbach, P.J., et al., 2009. An alternative explanation for differential temperature trends at the surface and in the lower troposphere. *Journal of Geophysical Research*, 114, D21102. doi:10.1029/2009JD011841
- Kurtzman, D. and Kadmon, R., 1999. Mapping of temperature variables in Israel: A comparison of different interpolation methods. *Climate Research*, 13 (1), 33–43. doi:10.3354/cr013033
- Legates, D.R. and McCabe Jr, G.J., 1999. Evaluating the use of 'goodness-of-fit' measures in hydrologic and hydroclimatic model validation. *Water Resources Research*, 35 (1), 233–241. doi:10.1029/1998WR900018
- Li, J. and Heap, A.D., 2011. A review of comparative studies of spatial interpolation methods in environmental sciences: performance and impact factors. *Ecological Informatics*, 6 (3–4), 228–241. doi:10.1016/j.ecoinf.2010.12.003
- Madden, R.A., et al., 1993. The effects of imperfect spatial and temporal sampling on estimates of the global mean temperature: experiments with model data. *Journal of Climate*, 6, 1057–1066. doi:10.1175/1520-0442(1993)006<1057:TEOISA>2.0.CO;2
- McNider, R.T., Christy, J.R., and Biazar, A., 2010. A stable boundary layer perspective on global temperature trends. *InOP Conference Series: Earth and Environmental Science*, 13, 012003. doi:10.1088/1755-1315/13/1/012003

- Mitchell, T.D. and Jones, P.D., 2005. An improved method of constructing a database of monthly climate observations and associated high-resolution grids. *International Journal of Climatology*, 25 (6), 693–712. doi:10.1002/(ISSN)1097-0088
- Nalder, I.A. and Wein, R.W., 1998. Spatial interpolation of climatic Normals: test of a new method in the Canadian boreal forest. *Agricultural and Forest Meteorology*, 92, 211–225. doi:10.1016/S0168-1923(98)00102-6
- New, M., Hulme, M., and Jones, P., 2000. Representing twentieth-century space-time climate variability. Part II: development of 1901–96 monthly grids of terrestrial surface climate. *Journal of Climate*, 13 (13), 2217–2238. doi:10.1175/1520-0442(2000)013<2217:RTCSTC>2.0.CO;2
- Ninyerola, M., Pons, X., and Roure, J.M., 2000. A methodological approach of climatological modelling of air temperature and precipitation through GIS techniques. *International Journal of Climatology*, 20 (14), 1823–1841. doi:10.1002/(ISSN)1097-0088
- Ninyerola, M., Pons, X., and Roure, J.M., 2005. *Atlas climático digital de la Península Ibérica Metodología y aplicaciones en bioclimatología y geobotánica* Información. Barcelona, España: Universitat Autònoma de Barcelona Departament de Biologia Animal, Biologia Vegetal i Ecologia (Unitat de Botànica) Departament de Geografia.
- Ninyerola, M., Pons, X., and Roure, J.M., 2007. Objective air temperature mapping for the Iberian Peninsula using spatial interpolation and GIS. *International Journal of Climatology*, 27, 1231–1242. doi:10.1002/(ISSN)1097-0088
- Peña-Angulo, D., et al., 2015. Spatial variability of maximum and minimum monthly temperature in Spain during 1981–2010 evaluated by correlation decay distance (CDD). *Theoretical and Applied Climatology*, 122, 35–45. doi:10.1007/s00704-014-1277-x
- Pielke, R.A., 1984. Mesoscale meteorological modeling. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 111, 671–672.
- Pons, X., 1996. Estimación de la Radiación Solar a partir de modelos digitales de elevaciones. Propuesta metodológica. In: J. Juaristi and I. Moro, eds. *VII Coloquio de Geografía Cuantitativa, Sistemas de Información Geográfica y Teledetección*. Vitoria-Gasteiz: Asociación de Geógrafos Españoles, 87–94.
- Sánchez, O. and Sánchez, F., 1999. *Modelos y cartografía de estimaciones climáticas termopluviométricas para la España peninsular*. Madrid, España: Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación. Instituto Nacional de Investigación y Tecnología Agraria y Alimentaria, 192 p. ISBN: 84-749847-0-X
- Taylor, J.R., 1997. *An introduction to error analysis: the study of uncertainties in physical measurements*. Sausalito, CA: University Science Books, 345 p.
- Tveito, O.E., et al., 2008. *The use of geographic information systems in climatology and meteorology. COST action 719—ESSEM* [online]. Office for Official Publications of the European Communities. ISBN: 978-92-898-0045-7. Available from: <http://bookshop.europa.eu/uri?target=EUB:NOTICE:QSNA23461:EN:HTML> [Accessed 26 Feb 2016].
- USGS, 1996. *Global 30 arc-second elevation (GTOPO30)* [online]. United States Geological Survey. Available from: <https://lta.cr.usgs.gov/gtopo30> [Accessed 26 Feb 2016].
- Vicente-Serrano, S.M., Saz-Sánchez, M.A., and Cuadrat, J.M., 2003. Comparative analysis of interpolation methods in the middle Ebro Valley (Spain): application to annual precipitation and temperature. *Climate Research*, 24 (2), 161–180. doi:10.3354/cr024161
- Willmott, C.J., 1982. Some comments on the evaluation of model performance. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 63 (11), 1309–1313. doi:10.1175/1520-0477(1982)063<1309:SCOTEO>2.0.CO;2

## 8. Recent trend in temperature evolution in Spanish mainland (1951-2010): from warming to hiatus

**Revista:** International Journal of Climatology

**Título:** “Recent trend in temperature evolution in Spanish mainland (1951-2010): from warming to hiatus”

**Autores:** José Carlos Gonzalez-Hidalgo, Dhais Peña-Angulo, Michele Brunetti, Nicola Cortesi

**Volumen:** 36

**Páginas:** 2405-2416

**Año:** 2016

**DOI:** 10.1002/joc.4519

**Estado:** Publicado

**Índice de calidad:**

<b>Impact Factor</b> <b>3.157</b> <b>3.659</b> 2014   5 años		
Categoría de JCR ®	Clasificación en la categoría	Cuartil en la categoría
METEOROLOGY & ATMOSPHERIC SCIENCES	<b>18 de 77</b>	<b>Q1</b>
Datos de la edición 2014 de Journal Citation Reports®		

### Editorial

WILEY-BLACKWELL, 111 RIVER ST, HOBOKEN 07030-5774, NJ USA

**ISSN:** 0899-8418

**eISSN:** 1097-0088

### Dominio de investigación

Meteorology & Atmospheric Sciences





## Review

# Recent trend in temperature evolution in Spanish mainland (1951–2010): from warming to hiatus

José Carlos Gonzalez-Hidalgo,<sup>a,b\*</sup> Dhais Peña-Angulo,<sup>a,b</sup> Michele Brunetti<sup>c</sup> and Nicola Cortesi<sup>a,b</sup>

<sup>a</sup> Department of Geography, Zaragoza University, Spain

<sup>b</sup> IUCA, Zaragoza University, Spain

<sup>c</sup> ISAC-CNR, Bologna, Italy

**ABSTRACT:** The most recent debate on global warming focuses on the hiatus in global temperature, for which several explanations have been proposed. On the other hand, spatial variability and nonlinearity in temperature evolution has been recognized as a key point in global change analyses.

In this study, we analyse the evolution of the warming rate in the Spanish mainland using the MOTEDAS data set for the last 60 years (1951–2010). Our special emphasis is on the last decades to detect and identify a possible hiatus, and to determine the effects of daytime ( $T_{\max}$ ) and night-time ( $T_{\min}$ ) records at annual and seasonal scale on the hiatus. Moving windows running trend analyses were applied to calculate temperature trend and significance for any temporal window from the beginning to the end of the series, ranging from 20 years to the whole series length (60 years).

The results suggest that the warming rate in the Spanish mainland reached a maximum between 1970 and 1990, followed by a decrease in intensity in both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  until the present. Furthermore, the decrease in the warming rate in  $T_{\max}$  has been higher than in  $T_{\min}$  for the last three decades; therefore, recent annual warming rates appears to depend more on  $T_{\min}$  than on  $T_{\max}$ . Significant trends disappear from the middle of the 1980s at any temporal window length in both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  at annual and seasonal scales except in spring  $T_{\min}$ .

Some differences among seasons are evident and, during the last few decades, the highest rates of warming are found in spring and summer, with  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  behaving in different ways. This study highlights how the warming rate is highly dependent on the length of the period analysed.

**KEY WORDS** temperature; trend; hiatus; Spain

Received 7 March 2015; Revised 21 August 2015; Accepted 1 September 2015

## 1. Introduction

Global temperature evolution during the 20th century has been described and summarized in the IPCC-2013 AR5 Report (Stocker *et al.*, 2013) from databases compiled in different institutions by Hansen *et al.* (2010), Lawrimore *et al.* (2011), Jones *et al.* (2012), and Rohde *et al.* (2013). The first warming phase was followed by a cooling period during 1940–1970, and then rapid warming occurred until the end of the century. During the most recent years, warming appears to have stopped or decreased in intensity, with this period being called a hiatus (Easterling and Wehner, 2009; Fyfe *et al.*, 2013; Kosaka and Xie, 2013). The hiatus, as defined by the lack of a statistically significant warming trend line (Meehl, 2015), is receiving increasing attention because it was not correctly predicted in model outputs (Soon *et al.*, 2004; Rahmstorf *et al.*, 2007; Stockwell, 2009; Lüdecke *et al.*, 2011; Cohen *et al.*, 2013; Fyfe *et al.*, 2013).

Several interpretations of recent temperature evolution and hiatus in the warming rate have been proposed. Among the different explanations that have been proposed, the widely accepted are: as the decrease in stratospheric water vapour concentration (Solomon *et al.*, 2010), the heat redistribution between upper and lower oceanic layers, particularly in the Pacific (Meehl *et al.*, 2011; Chen and Tung, 2014), and the combination of internal climate variability and radiative forcing, including anthropogenic factors (Kaufmann *et al.*, 2011) between others. All of these arguments can be summarized, with the effects of high frequency of ocean-atmospheric coupled events (particularly El Niño–La Niña events) and a heat content transfer to the deep ocean suggested as the most reliable explanations (Kosaka and Xie, 2013; Watanabe *et al.*, 2013; Tollefson, 2014; Trenberth *et al.*, 2014; Douville *et al.*, 2015). The hiatus sometimes has been only accepted during winter (Cohen *et al.*, 2013), and finally no consensus exists, and Foster and Rahmstorf (2011) and more recently Karl *et al.* (2015) have neglected the hiatus and suggested that the warming rate has remained almost constant until the present.

\* Correspondence to: J. C. Gonzalez-Hidalgo, Department of Geography, Zaragoza University, Campus San Francisco, S. N. 50009 Zaragoza, Spain. E-mail: jcgh@unizar.es

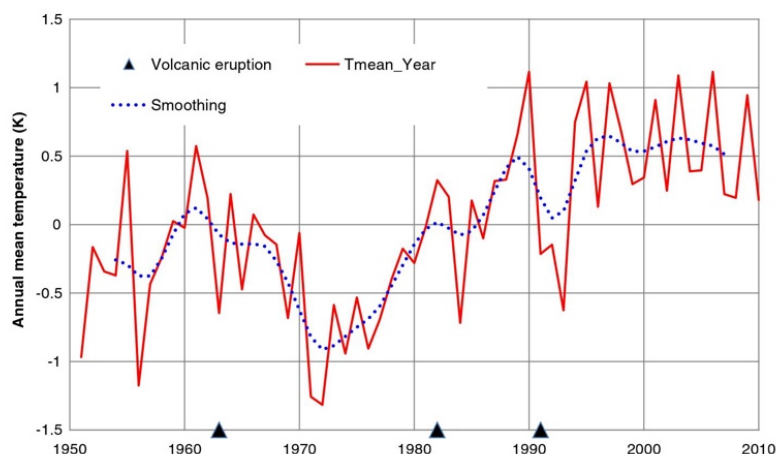


Figure 1. Annual mean temperature value (1951–2010). Anomalies to base line period 1951–2010. Smoothing by low-pass filter (11-years lag). Red/blue lines: annual  $T_{\text{mean}}$ /smoothing; triangles: volcanic eruption.

At the same time, temperature evolution has been extensively analysed not only as a consequence of the detection of hiatus (Foster and Rahmstorf, 2011; Hunt, 2011; Kaufmann *et al.*, 2011; Parker, 2011; Cohen *et al.*, 2013; England *et al.*, 2014), but also because satellite observations from 1979 are currently being compared with surface observations (Douglas *et al.*, 2004; Klotzbach *et al.*, 2009), and because regional analyses have detected negative temperature trends, particularly in the United States and China, offering a new and controversial problem in which the quality of data and local factors must be taken into account (Lebassi *et al.*, 2009; Quirk 2012; Capparelli *et al.*, 2013; Misra and Michael, 2013; Peng *et al.*, 2014).

In this study, our goal is to verify whether the hiatus can be detected at subregional scale in the western Mediterranean basin, where climate models currently indicate it to be one of the areas much more prone to warming (Stocker *et al.*, 2013). Thus, we analyzed the temperature trend evolution in the Spanish mainland (Iberian Peninsula) over the last 60 years (1951–2010), with special emphasis on the last few decades, and studied the trends of both daytime ( $T_{\text{max}}$ ) and night-time ( $T_{\text{min}}$ ) records on annual and seasonal scales. To this end, we analysed a new high-resolution monthly gridded temperature series from mainland Spain using the recently developed MOTEDAS data set (Gonzalez-Hidalgo *et al.*, 2015).

## 2. Data and Method

The study analyzed the temperature evolution of Spanish coterminous land from the new MOTEDAS database. This data set was developed after quality control of the original monthly mean of maximum ( $T_{\text{max}}$ ) and minimum ( $T_{\text{min}}$ ) temperature series stored in the archives of the Spanish National Meteorological Agency (AEMet). The database consists of a  $0.1 \times 0.1^\circ$  resolution grid of temperature series expressed as anomalies from

the 1951–2010 mean. It was obtained from 1358 station series, free of suspicious values, homogenized, and completed (no gaps over the 1951–2010 period) (Gonzalez-Hidalgo *et al.*, 2015).

Gonzalez-Hidalgo *et al.* (2015) highlighted a uniform trend signal (for  $T_{\text{min}}$ ,  $T_{\text{mean}}$ , and  $T_{\text{max}}$ ) over the whole Spain during 1951–2010. For this reason, the signal can be summarized by a single mean national series, and in this paper, the analysis was performed on the mean Spanish temperature series. The use of only one mean national series also improves the signal-to-noise ratio, leading to more robust results. The national Spanish monthly mean series of  $T_{\text{max}}$ ,  $T_{\text{mean}}$ , and  $T_{\text{min}}$  were calculated by averaging all grid boxes across the Spanish mainland.

The trend analyses were performed on annual and seasonal scales by using the Mann–Kendal test for significance. The rate of change (in  $\text{K decade}^{-1}$ , hereinafter  $\text{K d}^{-1}$ ), or intensity of warming, was evaluated by Sen's slope estimator (Sen, 1968) to avoid anomalies in the series biasing the results. We applied a running trend analysis to highlight whether the trend signal was persistent in MOTEDAS, which entailed estimating trends over time windows of variable width, ranging from 20 years up to the length of the entire series (60 years), running from the beginning to the end of the MOTEDAS series.

## 3. Results

Annual mean temperature anomalies relative to 1951–2010 are presented in Figure 1. The figure not only shows the well-documented (Brunet *et al.*, 2006, 2007) cooling from 1960s to early 1970s and the following warming, but it also suggests a recent hiatus from the mid-1990s to the present. Three major volcanic eruptions are also indicated, with associated short-term cooling (Mt Agung in 1963, El Chichón in 1982, and Pinatubo in 1991). Figure 2 shows the annual mean value



TEMPERATURE TREND OVER SPAIN

2407

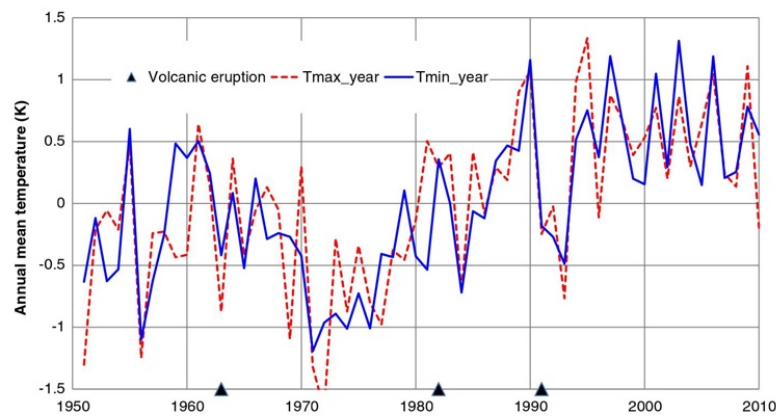


Figure 2. Annual mean of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  value (1951–2010). Anomalies to base line period 1951–2010. Red line:  $T_{\max}$ ; blue line:  $T_{\min}$ ; triangles: volcanic eruptions.

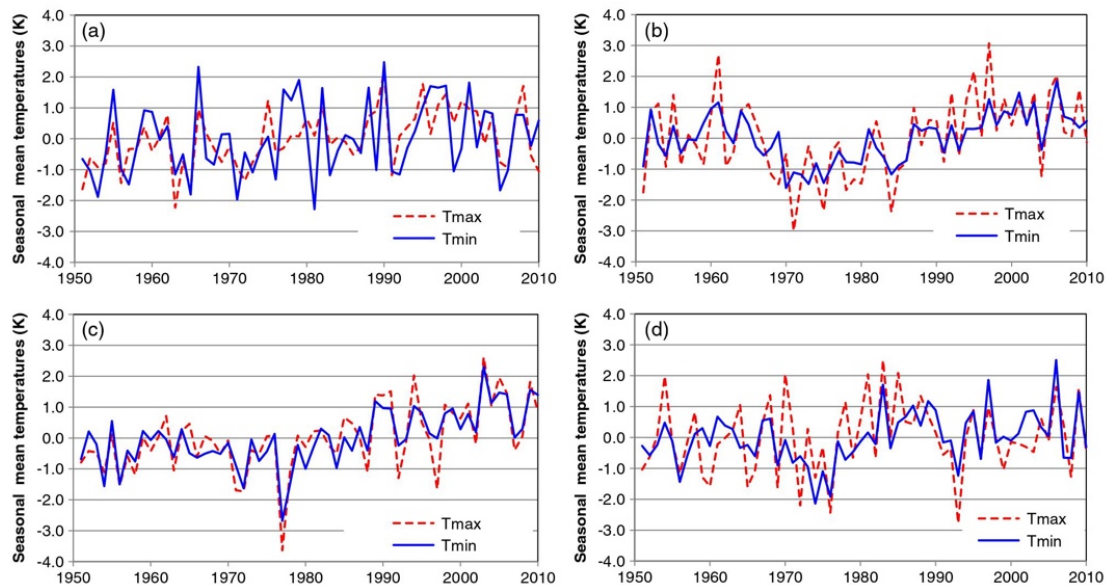


Figure 3. Seasonal mean  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  value (1951–2010). (a) Winter, (b) spring, (c) summer, and (d) autumn. Anomalies to base line period 1951–2010.

of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ , expressed as anomalies, and shows a similar behaviour as annual  $T_{\text{mean}}$ ; the seasonal evolution of mean values of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  are presented in Figure 3, indicating different evolution of daytime and night-time temperatures; particularly spring temperature resembles annual values, and apparent constant positive trend is detected by visual inspection in summer. In any case, these figures are useful to reader to better understand the trend analyses results presented in Figures 4, 6 and 7.

The overall analyses of  $T_{\text{mean}}$  are shown in Figure 4. The annual  $T_{\text{mean}}$  trend rose to its maximum between ~1970 and 1990 at a rate of  $>0.5 \text{ K d}^{-1}$  (Figure 4). From 1980, the trend rate of annual  $T_{\text{mean}}$  is reduced, and during the

last 25 years, there is no significant annual  $T_{\text{mean}}$  trend in any temporal windows.

On a seasonal scale, only the spring  $T_{\text{mean}}$  trend has been mainly significant and positive from 1951, although this has not been the case for the last 25 years from the mid-1980s (Figure 4). In fact, the spring  $T_{\text{mean}}$  trend changed from a negative to a positive significant signal from 1951 to 2010, with its contribution to annual values being highest over the last few decades. Positive summer contribution to the annual rate intensified from the mid-1960s, but decreased during the last three decades and has not been statistically significant from the mid-1980s. The winter trends have not been significant for the last 40 years. Consequently, seasonal  $T_{\text{mean}}$  contribution to the

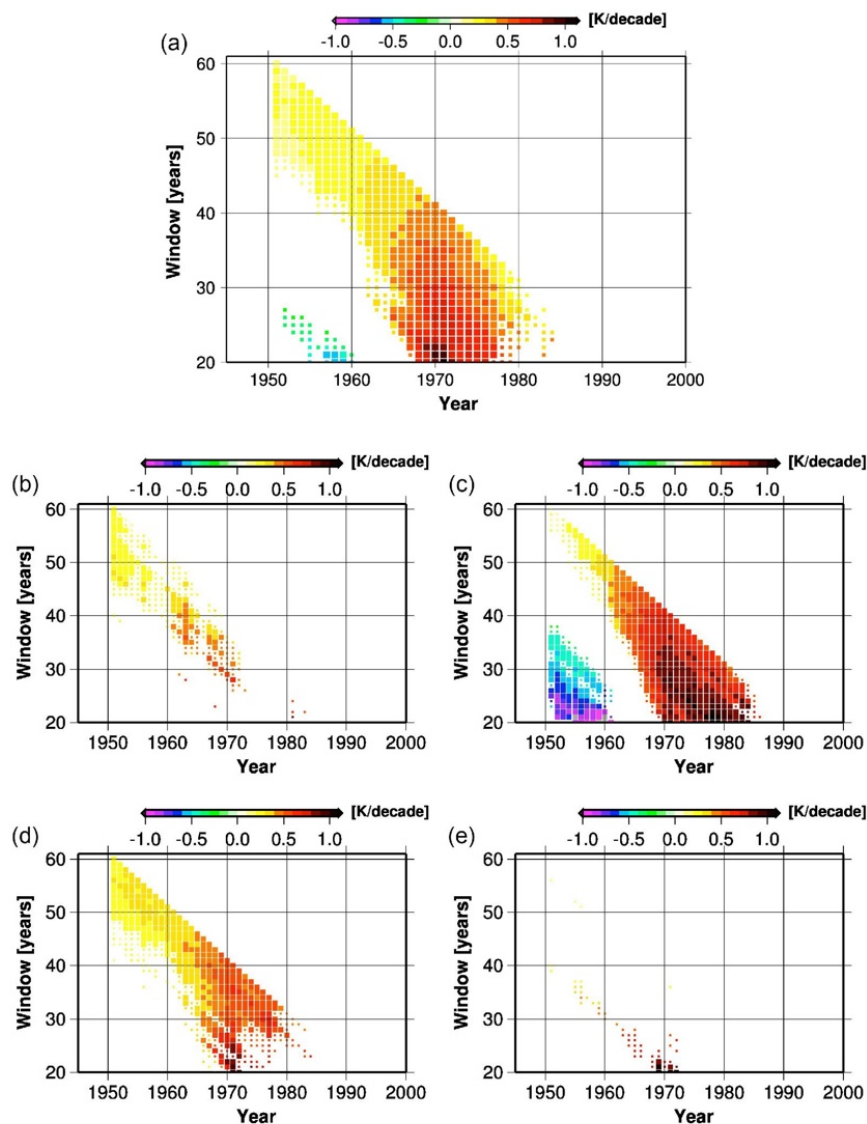


Figure 4.  $T_{\text{mean}}$  running trend analyses. (a) Annual, (b) winter, (c) spring, (d) summer, and (e) autumn. x-axis indicates the starting year of any temporal window and y-axis represents the length of the window. The trend value is indicated by the colour. Statistical significance is indicated by symbol size (small:  $p < 0.05$ ; large:  $p < 0.01$ ) following Mann–Kendal test results. Only trends with significance level  $p < 0.05$  are represented.

annual  $T_{\text{mean}}$  rate has been controlled mostly by spring and summer behaviour for the last 60 years, and for the last three decades, the annual  $T_{\text{mean}}$  has been mainly dependent on spring trends. It is interesting to note that autumn has only contributed during the maximum rise of  $T_{\text{mean}}$  (1970–1990), not before or after (see Figure 4). These results are evident in Figure 5, where we show the evolution of seasonal  $T_{\text{mean}}$  with decreasing length of temporal windows (from 1951–2010 to 1991–2010, i.e. 60–20 years); in Figure 4, these results from Figure 5 should be located along the hypotenuse in winter, spring, summer, and autumn pictures.

The evolution of  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  between 1951 and 2010 gives us further information about the change of temperature in the Spanish mainland (Figures 6 and 7). Generally, the maximum rise of the annual mean of  $T_{\text{max}}$  is identified around ~1970–1993. From the late 1970s, the trend of annual  $T_{\text{max}}$  is not significant for any sub-period longer than 20 years (Figure 6).

Furthermore, the period with the highest rise in annual  $T_{\text{min}}$  was found between ~1970 and 1990. From the mid-1980s, the trend of annual  $T_{\text{min}}$  is not significant (Figure 7), and  $T_{\text{min}}$  trend has not been statistically significant for the last 25 years.

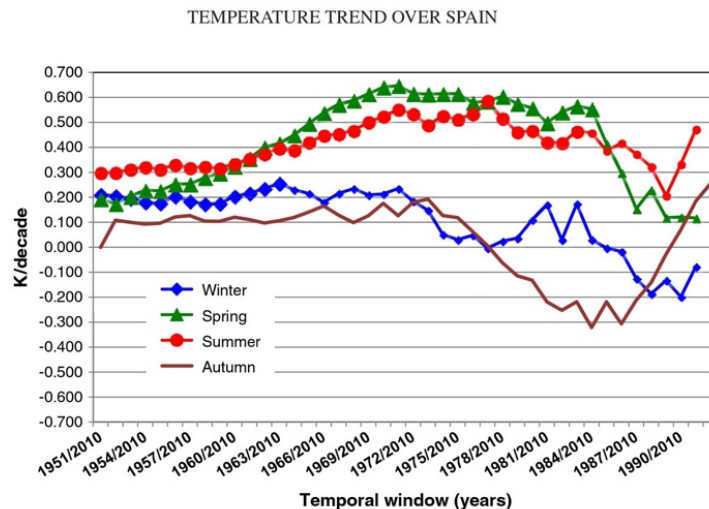


Figure 5. Seasonal  $T_{\text{mean}}$  trend analyses according to the decreasing length of running windows (from 1951–2010 to 1991–2010, i.e. from 60 to 20 years). Thick/thin line indicates significant/not significant following Mann–Kendall test ( $p < 0.05$ ).

The evolution of annual  $T_{\text{max}}$  trends has been conditioned by the spring trends until the 1980s, with those of winter and summer being irregular and lower in intensity. Since 1985, the  $T_{\text{max}}$  spring trend has not been significant, while the summer and winter  $T_{\text{max}}$  trends have not been significant since the 1970s (Figure 6).

The annual  $T_{\text{min}}$  trend evolution, particularly during the temporal windows ~1970–1990, is almost entirely because of the significant positive trend in spring, summer, and autumn (Figure 7) ( $p < 0.05$ ), with the autumn  $T_{\text{min}}$  rates during this period higher than spring and summer; however, the highest spring rates were reached in 1985. From the mid-1980s, the statistical significance of trends decreases strongly in summer, and less in spring; the  $T_{\text{min}}$  trends were not significant in either seasons during the last two decades. The winter  $T_{\text{min}}$  contribution to the annual  $T_{\text{min}}$  trend has been negligible. In brief, in the Spanish mainland, the highest temperature rise occurred decades ago (1970–1990), was different between  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  and seasons, and warming rates have been decreasing since the 1990s; consequently, the hiatus is not an event that started in the 21st century, but prior to it. The previous analyses stated that the length of the temporal window and the year when the period analysed started affect the significance and intensity of a trend.

Finally, Figure 8 shows the 30-year running windows analyses for the annual mean of  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  rates as an example of running windows approach (we suggest the reader to identify the sequence of these trends in Figures 6 and 7, horizontal lines at y-axis value of 30). In both series, rates increase until reaching their maximum values between 1971 and 2000. The most recent 30-year warming rates in  $T_{\text{mean}}$  are  $0.17 \text{ K d}^{-1}$  ( $p < 0.05$ ),  $0.28 \text{ K d}^{-1}$  for  $T_{\text{min}}$  ( $p < 0.05$ ) and not significant for  $T_{\text{max}}$  ( $0.098 \text{ K d}^{-1}$ ).

A second approach reinforces the previous results. Figure 9 shows the trends for the annual mean of  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  in consecutive decreasing temporal windows (from

60 to 20 years, i.e. from 1951–2010 to 1991–2010). The figure (following the hypotenuse of Figures 6 and 7) shows that annual  $T_{\text{min}}$  trends have been higher than annual  $T_{\text{max}}$  rates, the intensity of rates decreased particularly from the mid-1970s, and from 1983 no temporal windows until 2010 have significant a trend in  $T_{\text{min}}$ , while non-significant trends for  $T_{\text{max}}$  were observed from 1977.

The Figures 8 and 9 show that two different periods, characterized by an increase and decrease in the intensity of the warming rate, respectively, are evident in both  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  records, even if there are some differences. From the first decade, the rate of warming in  $T_{\text{max}}$  was higher than  $T_{\text{min}}$ , and vice versa from 1971 to 2000 and subsequently. This means that the annual mean of  $T_{\text{max}}$  increased faster than  $T_{\text{min}}$  during the first decade and vice versa in recent ones. Furthermore, the trend of annual mean  $T_{\text{max}}$  values have not been significant for decades, i.e. during the last few decades, the annual mean temperature trend in mainland Spain was mostly related to night-time rather than daytime. However, the positive values of trends in  $T_{\text{max}}$  and  $T_{\text{min}}$  during the last period indicate that warming persists in the Spanish mainland but has decreased in intensity.

#### 4. Discussion

##### 4.1. The evolution of temperature trends in the Spanish mainland

The recent debate on global warming has focused on the fact that, during the last decade, the rise in temperature appears to have stopped, while  $\text{CO}_2$  concentration has continuously increased. Several explanations have been proposed including natural variability, solar forcing, aerosols, and land–sea interaction particularly by the El Niño Southern Oscillation (ENSO) effect (see references in Section 1 and recent paper of Meehl, 2015). Furthermore, at present, the hiatus has not been clearly



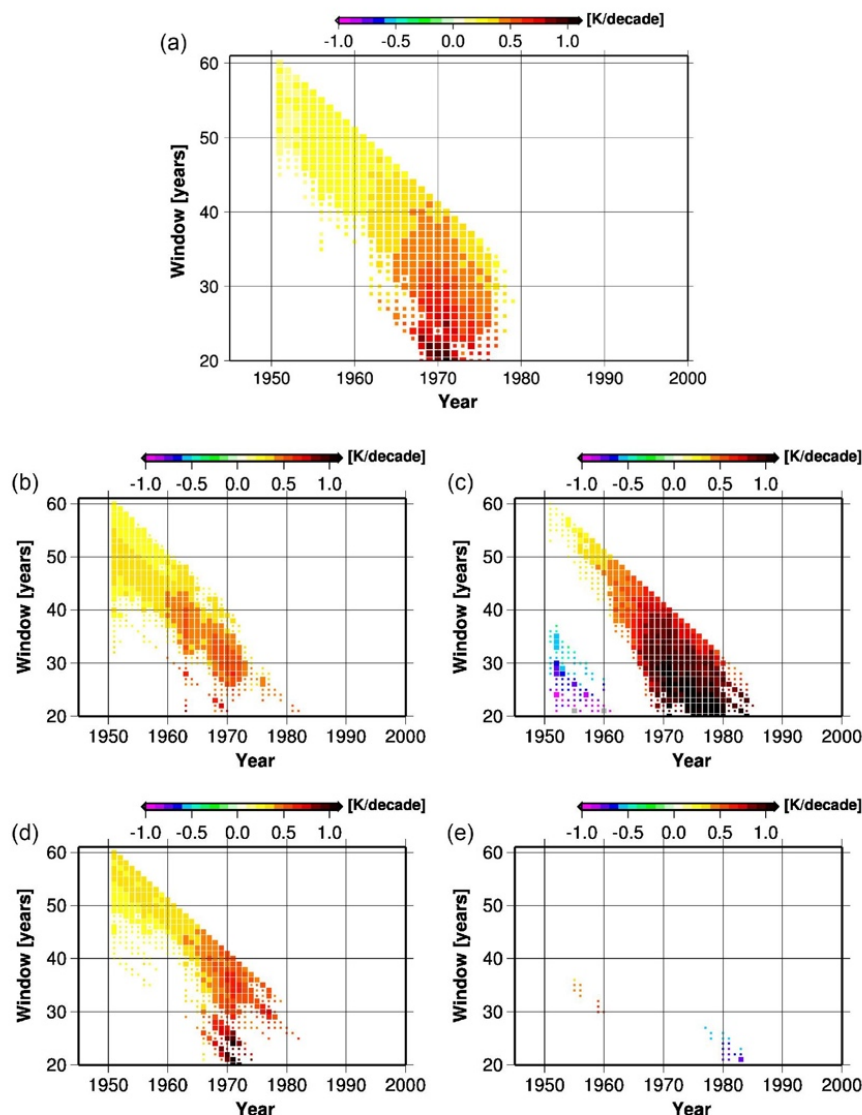


Figure 6.  $T_{\max}$  running trend analyses. (a) Annual, (b) winter, (c) spring, (d) summer, and (e) autumn.  $x$ -axis indicates the starting year of any temporal window and  $y$ -axis represents the length of the window. The trend value is indicated by the colour. Statistical significance is indicated by symbol size (small:  $p < 0.05$ ; large:  $p < 0.01$ ) following Mann–Kendal test results. Only trends with significance level  $p < 0.05$  are represented.

identified in numerous model simulations (Fyfe *et al.*, 2013; Stocker *et al.*, 2013), revealing the difficulties met in replicating the recent temperature variability. Within this global framework, we analysed the evolution of temperature trends in an attempt to detect hiatus on a regional scale in the western Mediterranean basin (Spanish conterminous land) from 1951 to 2010 and were successful in finding; we also highlighted some differences between seasons and series of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ . In general, the annual and seasonal mean temperature rates remain positive, but have not been significant over the last few decades.

The onset of hiatus has been dated around 2000 and duration differs according to the length of series from 10–15 years (1999–2012, Trenberth *et al.*, 2014; 1997–2013, Schmidt *et al.*, 2014; 1998–2008, Kaufmann *et al.*, 2011; 1998–2009, Loehle, 2009; 2000–2009, Meehl *et al.*, 2011; 2000–2012, Kosaka and Xie, 2013; 2000–2012, Trenberth and Fasulo, 2013; 2001–2012, England *et al.*, 2014; also see Swanson and Tsonis, 2009; Liebmann *et al.*, 2010), to less than 10 years (Easterling and Wehner, 2009; Solomon *et al.*, 2010; Quirk, 2012). Meanwhile few papers indicated early onset, Fyfe *et al.* (2013) who reported hiatus to early 1990s (1993–2012,

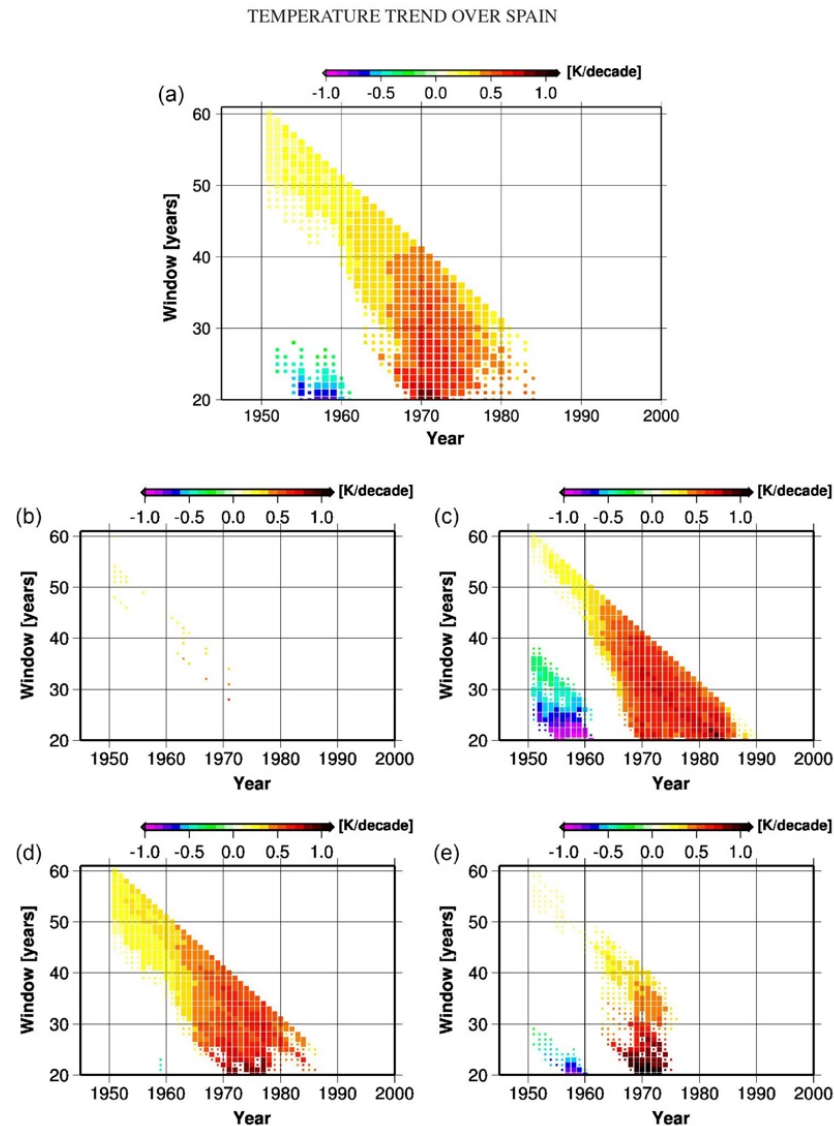


Figure 7.  $T_{\min}$  running trend analyses. (a) Annual, (b) winter, (c) spring, (d) summer, and (e) autumn. x-axis indicates the starting year of any temporal window and y-axis represents the length of the window. The trend value is indicated by the colour. Statistical significance is indicated by symbol size (small:  $p < 0.05$ ; large:  $p < 0.01$ ) following Mann Kendal test results. Only trends with significance level  $p < 0.05$  are represented.

i.e. >20 years) or Allard *et al.* (1995) who found a starting cooling phase in Hudson Bay from 1985. Our results show that slowing temperature trend in Spanish mainland started around the middle of the 1980s, beginning of 1990s, depending on temperature measurement analysed ( $T_{\max}$ ,  $T_{\min}$ , and  $T_{\text{mean}}$ ) and time scale (annual or seasonal). Then, following the global reasoning of researches that have been focused on explaining hiatus, the slowing of temperature trends in Spanish mainland could be affected by some local factors superimposed to global hiatus.

Temperature trend is not homogeneous and presents high spatial and temporal variability. This makes it difficult to compare trends from different sources, as they depend heavily on the data used, methods, and selected

periods (Soon *et al.*, 2004; Bladé and Castro-Díez, 2010; Liebmann *et al.*, 2010; Lüdecke *et al.*, 2011). The Spanish mainland temperature rates we identified during the temporal windows 1976–1999 are higher than rates calculated by Klein-Tank *et al.* (2002) for the whole Europe; these results agree with previous research in Spanish mainland and similar period (Brunet *et al.*, 2006, 2007; del Rio *et al.*, 2011, 2012) that reported that warming rates in the western Mediterranean basin area and particularly in Spanish mainland were among the highest warming rates across the world. However, the most recent years were not included in their analyses, as in the present paper, and therefore, little information about hiatus has been published (Rios *et al.*, 2012), unlike the present research,



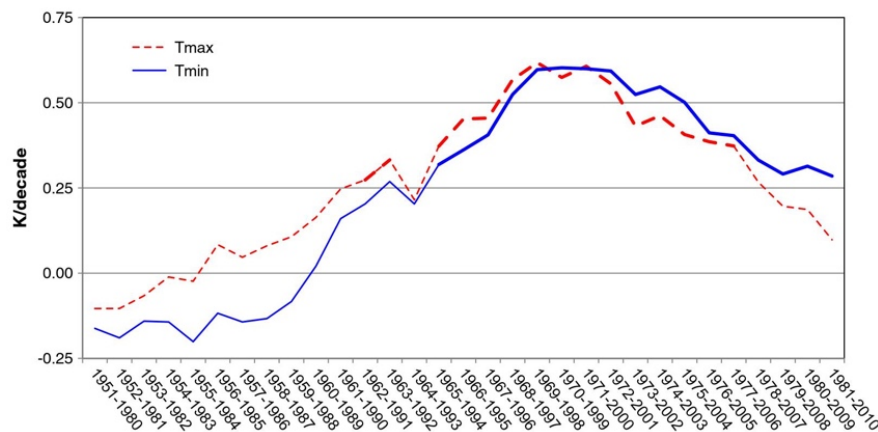


Figure 8. Running 30-year trend rates for annual mean values of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ . Thick/thin lines indicate significant (not significant)  $p$  level 0.05.

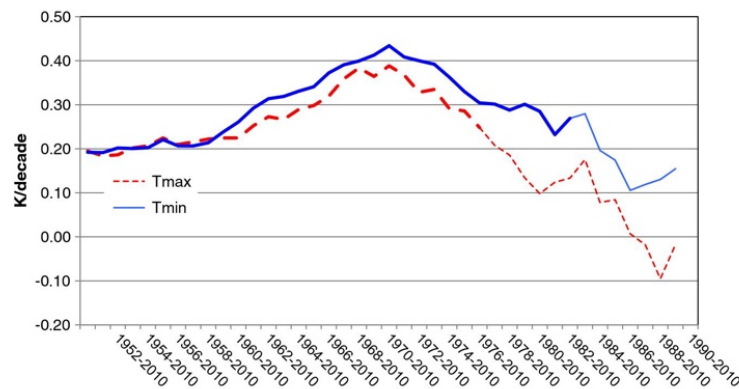


Figure 9. Trend analyses of annual mean of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ . Progressive decreasing length windows from 1951–2010 to 1991–2010 (i.e. 60 to 20 years). Thick/thin lines indicate significant (not significant)  $p$  level 0.05.

which uses up-to-date monthly data set until 2010 for the Spanish mainland, and suggests that the hiatus started years ago and warming rates have decreased in intensity during the last 30 years.

Previous analyses for the Spanish mainland suggested that the effect of winter on rising temperature was dominant during the 20th century and warming was controlled mostly by  $T_{\max}$  rates (Brunet *et al.*, 2007). However, during the 1971–2000 period, Brunet *et al.* (2007) found that the annual mean temperature trend depended more on summer and spring  $T_{\max}$  rates; similar results for the whole Spanish mainland were found in different temporal windows in the second part of the 20th century by del Rio *et al.* (2011, 2012) between 1961 and 2006, Rios *et al.* (2012) between 1961 and 2010, Llorente (2012) between 1981 and 2012, and Guijarro (2013) during 1951–2012, and also in Portugal by Ramos *et al.* (2011) between 1976 and 2005. Our results referring to the last few decades partially agree with this conclusion (the highest seasonal warming rates are in summer and spring), but there are some discrepancies. In this study, we found in the Spanish mainland that the  $T_{\min}$  trend rate has been higher than that

of  $T_{\max}$  for at least the last 30 years, so warming processes appear to be much more controlled by night-time temperatures (i.e.  $T_{\min}$ ) than diurnal ones (i.e.  $T_{\max}$ ). These overall results also highlight the extreme effect of temporal windows and the starting year on signal and intensity of trends. The running trend analyses indicate that in the Spanish mainland maximum warming was concentrated during the years 1970–1990, and afterwards the warming rate began to decrease, except for the spring  $T_{\min}$ . At present, except for autumn, trends are positive, but for more than the last 30 years, the trends have not been significant on annual and seasonal scales. To our knowledge, these findings for the Spanish mainland are new and offer a challenge for regional model projections in the western Mediterranean basin.

#### 4.2. The different behaviour of $T_{\max}$ and $T_{\min}$

Regional climate studies have shown spatial differences in warming processes that have been attributed to various controls acting on  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ ; suggestions for why this occurs include atmospheric radiation, cloudiness,

and aerosols, including water vapour (Dai *et al.*, 1999; Philipona *et al.*, 2005; Makowsky *et al.*, 2008; Lauritsen and Rogers, 2012; Wu and Yang, 2013), relief and altitude (Gallo, 2005; Lüdecke *et al.*, 2011), and land use changes (Karl *et al.*, 1988, 1993; Easterling *et al.*, 1997; Kalnay and Cai, 2003; Christy *et al.*, 2006; de Laat and Maurellis, 2006; Jones *et al.*, 2008; Ren *et al.*, 2008).

Generally,  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  reflect the daytime and night-time temperature measurements and the effect of different factors on both measurements (Mahmood *et al.*, 2010). It is generally accepted that diurnal surface temperature, i.e.  $T_{\max}$ , is mostly driven by surface solar radiation modulated by cloud cover, and the amount of heat released by latent heat from soil moisture evaporation (Dai *et al.*, 1999; Lauritsen and Rogers, 2012). Not so clear is the night-time temperature behaviour (i.e.  $T_{\min}$ ) because the atmospheric boundary layer controls surface temperatures at night and temperature records refer to a very thin atmospheric layer near to the ground (Christy *et al.*, 2006, 2009; Pielke *et al.*, 2007), where the latent heat fluxes can be modified by the effect of more localized factors (Pielke *et al.*, 2007; Klotzbach *et al.*, 2009).

A negative trend for the diurnal temperature range or DTR during the 20th century has been detected on a global scale (i.e.  $T_{\min}$  rates higher than  $T_{\max}$ ); from the 1980s, the results published differ from non-significant or positive to negative trend values (Vose *et al.*, 2005; Alexander *et al.*, 2006; Makowsky *et al.*, 2008; Fall *et al.*, 2011; Rohde *et al.*, 2013). This dichotomy has also been noticed in Spain (see different conclusions for the entire Spanish mainland in Brunet *et al.*, 2007 and Staudt *et al.*, 2007, and revision of subregional studies in Gonzalez-Hidalgo *et al.*, 2015). The annual and seasonal trends of DTR in the Spanish mainland vary from 1951 to 2010, depending on the temporal windows selected, with trends becoming more negative over the last few decades, particularly from the 1980s to 2010 but not significant at seasonal scale (data not shown).

Several reasons have been attributed to the negative trend of DTR. Some of these are related to the data set analysed, as low-density data sets usually present higher DTR trends than high density ones (Janis *et al.*, 2004; McNider *et al.*, 2010), and low quality stations usually exaggerate  $T_{\min}$  trends caused by local effects, while trends in  $T_{\max}$  may be reduced (Fall *et al.*, 2011). This does not appear to be the case with MOTEDAS, as high quality controls are applied and the great spatial density of information ensures that any single errors remaining in the data set are not generalized. A more plausible explanation should be coupled with the effects of different factors on  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  variability (see the previous paragraph), which will be discussed briefly using the information at present available for the Spanish mainland.

Recent studies on mainland Spain have analysed sunshine/cloudiness (Sanchez-Lorenzo *et al.*, 2007, 2008, 2009, 2012), air humidity and potential evapotranspiration (Vicente-Serrano *et al.*, 2014a, 2014b), and precipitation (de Luis *et al.*, 2010), all of which show spatial variability at seasonal scale on their trend maps, although some

global conclusions can be identified. Sanchez-Lorenzo *et al.* (2007) found a decrease in sunshine from 1950 up to the early 1980s followed by a positive signal (not analysed in the paper), coinciding with the dimming and brightening phenomena. A second paper (Sanchez-Lorenzo *et al.*, 2012) studied the trend of cloud cover, finding negative values on annual and seasonal scales (1961–2010). Globally, these negative cloud cover trends agree on at seasonal scales with the generalized negative (non-significant) trends of precipitation in mainland Spain (de Luis *et al.*, 2010) except in autumn, when the trend in cloud cover is not significant. Meanwhile, atmospheric specific humidity does not present any relevant changes between 1961 and 2011, except in spring when a significant increase was detected (Vicente-Serrano *et al.*, 2014a). Finally, Sanchez-Lorenzo *et al.* (2008) found higher correlation values in  $T_{\max}$  than in  $T_{\min}$  with sunshine/cloudiness. For  $T_{\max}$ , significant correlation (positive/negative) with sunshine/cloudiness was identified in spring, summer, and autumn, when it was noticed that maximum correlation in spring agrees with the results of the evolution of the  $T_{\max}$  trend presented in previous paragraphs, and that the non-significant  $T_{\max}$  winter correlation also agrees with the non-significant trend of winter  $T_{\max}$  over the last decades. Different results were found for  $T_{\min}$ , which returned only positive and significant correlation with sunshine in winter and spring, and positive and significant with cloudiness in winter. Finally, significant positive/negative correlations were found with sunshine/cloudiness on annual and seasonal scales with DTR being higher for cloudiness than sunshine.

In a pan-European study, Philipona *et al.* (2005) noticed a cooling process in temperature ( $T_{\text{mean}}$ ) in the Iberian Peninsula (except the southeastern areas) between 1995 and 2004. Meanwhile, a strong decreasing gradient was observed in specific humidity from west to east of Europe agreeing with the main argument of the authors, who consider that the absence of atmospheric vapour acting as Green House Gases (GHG) could be one of the most reliable reasons for cooling the Iberian Peninsula. Coinciding results were found by Vicente-Serrano *et al.* (2014a, 2014b), suggesting that the increase in potential evapotranspiration and the increase in the water holding capacity of the atmosphere as a consequence of warming have not been accompanied by an increase in the atmospheric water vapour content. They argued that the water vapour from ocean has probably been constrained by atmospheric circulation or sea surface temperature, a similar argument proposed by Simmons *et al.* (2010). This lack of available water vapour could be one of the consequences of the increase in hours of sunshine over the last few decades in the Spanish mainland (attributed to changes in atmospheric circulation by Sanchez-Lorenzo *et al.*, 2009), and the decrease in cloudiness (Sanchez-Lorenzo *et al.*, 2012). These findings coincide with the annual negative (but non-significant) signal of precipitation in the Spanish mainland between 1946 and 2005, and in particular the strong negative trend in spring (de Luis *et al.*, 2010), despite the increase



in specific humidity in this season (Vicente-Serrano *et al.*, 2014a).

The previous comments suggest that, as a consequence of a generalized signal towards an increase in sunshine, reduced cloudiness, an increase in potential evapotranspiration, a reduction in relative humidity, no changes in specific humidity, and no changes in precipitation, there has not been the 'normal' transference of water vapour from ocean as suggested by Philipona *et al.* (2005), Simmons *et al.* (2010), and Vicente-Serrano *et al.* (2014a) among others. Therefore, the low atmospheric water vapour over the Spanish mainland could be one of the reasons for slowing the positive trend of  $T_{\max}$  over the last few decades; these results would agree with the effect of water vapour on  $T_{\max}$  suggested by Dai *et al.* (1999) and Philipona *et al.* (2005).

The evolution of  $T_{\min}$  does not appear to be supported by the same argument, because the increase of  $T_{\min}$  has usually been associated with higher values of atmospheric humidity (Philipona *et al.*, 2005) that only occurred in spring, in which case the possible water vapour feedback would have been cut off because of the water not being supplied from the ocean, coinciding with the negative trend of spring precipitation, particularly in March (Gonzalez-Hidalgo *et al.*, 2010).

Finally, we complete the discussion by presenting the eventual effects of local factors linked to the evolution of Spanish landscapes during the most recent decades, given as a hypothesis. In the Spanish mainland, dramatic changes in land use related to irrigation (Stellmes *et al.*, 2013; Hill *et al.*, 2008; Ministry of Agriculture, Fisheries and Food, 2009; Grindlay *et al.*, 2011), infrastructures and urbanization (Zúñiga *et al.*, 2012), and wildfires (Enríquez and Del Moral, 2012) occurred from the mid-1970s up to the present. Globally, massive changes in land use on the Spanish mainland during the last 30 years are consistent with factors that can cause the increase in  $T_{\min}$ , considering that irrigation areas represent 7% of the total area and increased ~50% between 1961 and 2011, a fact that is highly important because two thirds of warming has been attributed to the effect of  $T_{\min}$ . These changes have been previously detected as locally intense in irrigation areas where soil water via evaporation can modify the latent heat fluxes, and release slows down the rise of  $T_{\max}$  in warm and dry seasons, while increasing local  $T_{\min}$  (Karl *et al.*, 1993; Dai *et al.*, 1999; Christy *et al.*, 2006), and are globally similar on the Spanish mainland to those presented in this research. A second dramatic change in landscapes has been related to urbanization, which is under specific debate (see Jones *et al.*, 2008). Karl *et al.* (1988) suggested that urbanization in the United States decreased the  $T_{\max}$  in all seasons except in winter, and the DRT in all the seasons, while increasing the  $T_{\min}$  in all seasons; Kalnay and Cai (2003) related a significant portion of surface temperature increase in the southeast of the United States to surface processes linked to development, and suggested that 50% of total warming is due to urbanization. Urbanization and infrastructure building during the last two decades in

the Spanish mainland have been dramatic, particularly in the eastern and coastland areas, and also inland around any city or small village where the temperature measurements come from, and these generally correspond to the highest rate of increase in  $T_{\min}$  with respect to  $T_{\max}$ .

The recent slowdown in rates of warming in both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  in the Spanish mainland appears to be far from being completely understood and many unresolved questions remain. At present, we are not able to be more precise, and we are researching into the effect of global land use changes on temperature and its spatial and temporal variability.

## 5. Conclusion

The analyses of temperature trend evolution in the Spanish mainland during the second part of the 20th century identify that the maximum warming occurred in two decades (from about 1970 to 1990), but over the last 25–30 years, most of the annual and seasonal temperature trends are not significant. These findings allowed us to detect the so-called hiatus period and its starting date, which was ascertained to be the 1990s, so the hiatus in the Spanish mainland does not only affect the 21st century. Several relationships should be investigated to find the cause of the different timing of the hiatus in Spain with respect to the global mean, which would include changes in cloud cover, land use, and soil moisture. More analyses are necessary to identify the role of the various sources and to completely understand the observed temperature behaviour.

The annual mean of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  trends are not statistically significant from the mid-1970s for  $T_{\max}$ , and from the mid-1980s for  $T_{\min}$  until the present for any temporal window, with  $T_{\min}$  trends higher than  $T_{\max}$ . As a consequence, recent warming appears to be more dependent on night-time temperatures than daytime.

The seasonal contributions to annual warming are mostly dependent on spring and summer, which show the highest warming rates. Despite this, the seasonal analyses have detected a different behaviour between seasons in both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ . The annual  $T_{\max}$  trend has been mostly controlled by spring, while  $T_{\min}$  trends have been controlled by spring and summer.

Finally, this research demonstrated that trends are extremely affected by the start or end of the year selected and period length.

## Acknowledgements

This study was supported by Ministry of Science and Innovation (Spanish Government) projects: The Hydrological Impacts of Global Warming in Spain (HIDROCAES, CGL2011-27574-C02-01), Development of Drought Index in Spain (DESEMON, CGL2014-52135-C3-3-R), and Gobierno Regional de Aragón DGA-FSE (Grupo de Investigación Consolidado 'Clima, Agua, Cambio Global y Sistemas Naturales'). Dhais Peña-Angulo is a FPI-PhD student supported by the Ministry of Culture (Spanish



Government). Original data were obtained from AEMet (Spanish National Meteorological Agency).

## References

- Alexander LV, Zhang X, Peterson TC, Caesar J, Gleason B, Klein-Tank AMG, Haylock M, Collins D, Trewin B, Rahimzadeh F, Tagipour A, Rupa Kumar K, Revadeka J, Griffiths G, Vincent L, Stephenson DB, Burn J, Aguilar E, Brunet M, Taylor M, New M, Zhai P, Rusticucci M, Varquez JL. 2006. Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. *J. Geophys. Res.* **111**: D05109.
- Allard M, Wang BL, Pilon JA. 1995. Recent cooling along the southern shore of Hudson Strait, Quebec, Canada, documented from permafrost temperature measurements. *Arct. Alp. Res.* **27**: 157–166.
- Bladé I, Castro-Díez Y. 2010. Tendencias atmosféricas en la Península ibérica durante el período instrumental en el contexto de la variabilidad climática. In *Clima en España: Pasado, Presente y Futuro*, Perez F, Boscolo R (eds). MedCLIVAR: Madrid, 25–42.
- Brunet M, Saladié O, Jones P, Sigro J, Aguilar E, Moberg A, Lister D, Walther A, Lopez D, Almaraz C. 2006. The development of a new dataset of Spanish daily adjusted temperature series (SDATS) (1850–2003). *Int. J. Climatol.* **26**: 1777–1802.
- Brunet M, Jones P, Sigro J, Saladié O, Aguilar E, Moberg A, Della-Marta PM, Lister D, Walther A, Lopez D. 2007. Temporal and spatial temperature variability and change over Spain during 1850–2005. *J. Geophys. Res.* **112**: D12117.
- Capparelli V, Franzke C, Vecchio A, Freeman MP, Watkins NW, Carbone V. 2013. A spatio-temporal analysis of US station temperature trends over the last century. *J. Geophys. Res. Atmos.* **118**: 7427–7434.
- Chen X, Tung K-K. 2014. Varying planetary heat sink led to global-warming slowdown and acceleration. *Science* **345**: 897–903.
- Christy JR, Norris W, Redmond K, Gallo KP. 2006. Methodology and results of calculating central California surface temperature trends: evidence of human-induced climate change? *J. Clim.* **19**: 548–563.
- Christy JR, Norris WB, McNider RT. 2009. Surface temperature variations in East Africa and possible causes. *J. Clim.* **22**: 3342–3356.
- Cohen JL, Furtado JC, Barlow M, Alexeev VA, Cherry JE. 2013. Asymmetric seasonal temperature trends. *Geophys. Res. Lett.* **39**: L04705, doi: 10.1029/2011GL050582.
- Dai A, Trenberth KE, Karl T. 1999. Effects of clouds, soil moisture, precipitation, and water vapour on diurnal temperature range. *J. Clim.* **12**: 2451–2473.
- Douglas DH, Pearson BD, Singer SF, Knappenberg PC, Michaels PJ. 2004. Disparity of tropospheric and surface temperature trends; new evidences. *Geophys. Res. Lett.* **31**: L13207, doi: 10.1029/2004GL020212.
- Douville H, Voldoire A, Geoffroy O. 2015. The recent global warming hiatus: what is the role of Pacific variability? *Geophys. Res. Lett.* **48**: 880–888, doi: 10.1002/2014GL062775.
- Easterling D, Wehner MF. 2009. Is the climate warming or cooling? *Geophys. Res. Lett.* **36**: L08706, doi: 10.1029/2009GL037810.
- Easterling DR, Horton B, Jones JP, Peterson T, Karl TR, Parker DE, Salinger MJ, Razuvayev V, Plummer N, Jamason P, Folland K. 1997. Maximum and minimum temperature trends for the globe. *Science* **277**: 364–367.
- England MH, McGregor SA, Pi S, Meehl G, Timmermann A, Cai W, Gupta AS, McPhaden MJ, Purich A, Santoso A. 2014. Recent intensification of wind-driven circulation in the Pacific and the ongoing warming hiatus. *Nat. Clim. Change* **4**: 222–227.
- Enríquez E, Del Moral L. 2012. *Los Incendios Forestales en España. Decenio 2001–2010*. Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente: Madrid.
- Fall S, Watts A, Nielsen-Gammon J, Jones E, Niyogi D, Christy JR, Pielke RA Sr. 2011. Analysis of the impacts of station exposure on the US Historical Climatology Network temperatures and temperature trends. *J. Geophys. Res. Atmos.* **116**: D14120, doi: 10.1029/2010JD015146.
- Foster G, Rahmstorf S. 2011. Global temperature evolution 1979–2010. *Environ. Res. Lett.* **6**: 044022, doi: 10.1088/1748-9327/6/4/044022.
- Fyfe JC, Gillett NP, Zwiers FW. 2013. Overestimated global warming over the past 20 years. *Nat. Clim. Change* **3**: 767–769.
- Gallo KP. 2005. Evaluation of temperature differences for paired stations of the US climate reference network. *J. Clim.* **18**: 1629–1636.
- Gonzalez-Hidalgo JC, Brunetti M, de Luis M. 2010. A new tool for monthly precipitation analysis in Spain: MOPREDAS database (monthly precipitation trends December 1945–November 2005). *Int. J. Climatol.* **31**: 715–731.
- Gonzalez-Hidalgo JC, Peña-Angulo D, Brunetti M, Cortesi N. 2015. MOTEDAS: a new monthly temperature database of Spanish continental land and the temperature trend between 1951–2010. *Int. J. Climatol.* doi: 10.1002/joc.4298.
- Grindlay AL, Lizárraga C, Rodríguez MI, Molero E. 2011. Irrigation and territory in the southeast of Spain: evolution and future perspectives within new hydrological planning. *WIT Trans. Ecol. Environ.* **150**: 623–638.
- Guijarro JA. 2013. Tendencias de la temperatura. In *Fenómenos Meteorológicos Adversos en España*, García-Legaz C, Valero F (eds). WCRP, AMV Ediciones: Madrid, 313–323.
- Hansen J, Ruedy R, Sato M, Lo K. 2010. Global surface temperature change. *Rev. Geophys.* **48**: RG4004.
- Hill J, Stellmes M, Udelhoven T, Röder A, Sommer S. 2008. Mediterranean desertification and land degradation. Mapping related land use change syndromes based on satellite observations. *Glob. Planet. Change* **64**: 146–157.
- Hunt BG. 2011. The role of natural climatic variation in perturbing the observed global mean temperature trend. *Clim. Dyn.* **36**: 509–521.
- Janis MJ, Hubbard KG, Redmond KT. 2004. Station density strategy for monitoring long-term climatic changes in the contiguous United States. *J. Clim.* **17**: 151–162.
- Jones PD, Lister DH, Li Q. 2008. Urbanization effects in large-scale temperature records with an emphasis on China. *J. Geophys. Res.* **113**: D16122.
- Jones PD, Lister D, Osborn TJ, Harpham C, Salmon M, Morice CP. 2012. Hemispheric and large-scale land-surface air temperature variations: an extensive revision and an update to 2010. *J. Geophys. Res. Atmos.* **117**: D05127, doi: 10.1029/2011JD017139.
- Kalnay E, Cai M. 2003. The impact of urbanization and land-use change on climate. *Nature* **423**: 528–531.
- Karl TR, Diaz HF, Kukla G. 1988. Urbanization: its detection and effects in the United States climate records. *J. Clim.* **1**: 1099–1123.
- Karl TR, Jones PD, Knight RW, Kukla G, Plummer N, Razuvayev V, Gallo KP, Lindsey J, Charlson RJ, Peterson TC. 1993. Asymmetric trends of daily maximum and minimum temperature. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **74**: 1007–1023.
- Karl TR, Arguez A, Huang B, Lawrimore JH, McMahon JR, Menne MJ, Peterson TC, Vose RS, Zhang HM. 2015. Possible artifacts of data biases in the recent global surface warming hiatus. *Science* **348**: 1469–1472, doi: 10.1126/science.aaa5632.
- Kaufmann RK, Kauppi H, Mann ML, Stock JH. 2011. Reconciling anthropogenic climate change with observed temperature 1998–2008. *Proc. Natl. Acad. Sci. U.S.A.* **108**: 11790–11793.
- Klein-Tank AM, Winjgaard JB, Können GP, Demaree G, Gocheva A, Mileta M, Pasgiardis S, Hejkrlik L, Kern-Hansen C, Heino R, Bessemoulin P, Müller-Westermeier G, Tzanakou M, Szalai S, Palsdottir T, Fitzgerald D, Rubin S, Capaldo M, Mauguier M, Leitass A, Bukantis A, Aberfeld R, Van Engelen AFV, Forland E, Miettus M, Coelho F, Mares C, Razuvayev V, Nieplova E, Cegnar T, Lopez JA, Dahlsjotrom B, Moberg A, Kirchhofer W, Ceylan A, Pachaliuk O, Alexander LV, Petrovic P. 2002. Daily dataset of 20th-century surface air temperature and precipitation series for the European Climate Assessment. *Int. J. Climatol.* **22**: 1441–1453.
- Klotzbach PJ, Pielke RA Sr, Pielke RA Jr, Christy JR, McNider RT. 2009. An alternative explanation for differential temperature trends at the surface and the lower troposphere. *J. Geophys. Res.* **114**: D21102, doi: 10.1029/2009JD011841.
- Kosaka Y, Xie SP. 2013. Recent global-warming hiatus tied to equatorial Pacific surface cooling. *Nature* **501**: 403–407.
- de Laat ATJ, Maurellis A. 2006. Evidence for influence of anthropogenic surface processes on lower tropospheric and surface temperature records. *Int. J. Climatol.* **26**: 897–913.
- Lauritsen RG, Rogers JC. 2012. U.S. diurnal temperature range variability and regional causal mechanisms, 1901–2002. *J. Clim.* **25**: 7216–7231.
- Lawrimore JH, Menne MJ, Gleason BE, Williams CN, Wuertz DB, Vose RS, Rennie J. 2011. An overview of the Global Historical Climatology Network monthly mean temperature data set, V3. *J. Geophys. Res. Atmos.* **116**: D19, doi: 10.1029/2011JD016187.
- Lebassi B, Gonzalez J, Fabris D, Maurer E, Miller N, Milesi C, Switzer P, Borstein R. 2009. Observed 1970–2005 cooling of summer daytime temperatures in coastal California. *J. Clim.* **22**: 3558–3573.
- Liebmann B, Dole RM, Jones C, Bladé I, Allured D. 2010. Influence of choice of time on global surface temperature trend estimated. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **91**: 1485–1491.



- Llorente M. 2012. *Tendencias españolas de variables agrometeorológicas en los últimos 30 años*. Departamento de Producción Vegetal, Universidad Politécnica de Madrid, Escuela Técnica Superior de Ingenieros Agrónomos (ETSIA), Madrid, España, 99 pp.
- Loehle C. 2009. Trend analysis of satellite global temperature data. *Energy Environ.* **20**: 1087–1098.
- Lüdecke HJ, Link R, Ewert FK. 2011. How natural is the recent centennial warming? An Analysis of 2249 surface temperature records. *J. Mod. Phys.* **22**: 10, doi: 10.1142/SO129183111016798.
- de Luis M, Brunetti M, Gonzalez-Hidalgo JC, Longares LA, Martín-Vide J. 2010. Changes in seasonal precipitation in the Iberian Peninsula during 1946–2005. *Glob. Planet. Change* **74**: 27–33.
- Mahmood R, Pielke RA Sr, Hubbard KG, Niyogi D, Bonan G, Lawrence P, McNider R, McAlpine C, Etter A, Gameda S, Qian B, Carleton A, Beltran-Przekurat A, Chase T, Quintanar AI, Adegoke JO, Vezhapp S, Conner G, Asefi S, Sertel E, Legates DR, Wu Y, Hale R, Frauenfeld OW, Watts A, Shepherd M, Mitra C, Anantharaj VG, Fall S, Lund R, Treviño A, Blanken P, Du J, Chang HI, Leeper R, Nair US, Dobler S, Deo R, Syktus J. 2010. Impact of land use/land cover change on climate and future research priorities. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **91**: 37–46.
- Makowsky K, Wild M, Ohmura A. 2008. Diurnal temperature range over Europe between 1950–2005. *Atmos. Chem. Phys.* **8**: 6483–6498.
- McNider RT, Christy JR, Biazar A. 2010. A stable boundary layer perspective on global temperature trends. In *International Conference on Planetary Boundary Layer and Climate Change*, Cape Town, 13, 012003, doi: 10.1088/1755-1315/13/1/012003.
- Meehl GA. 2015. Decadal climate variability and the early-2000s hiatus. *U. S. Clivar Var.* **13**: 1–6.
- Meehl GA, Arblaster JM, Fasullo JT, Hu A, Trenberth KE. 2011. Model based evidence of deep-ocean heat uptake during surface-temperature hiatus periods. *Nat. Clim. Change* **1**: 360–364.
- Ministry of Agriculture, Fisheries and Food (Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación). 2009. *Encuesta sobre superficies y rendimientos de cultivos. Informe sobre regadíos en España*. Publicaciones de la Secretaría General Técnica, Subdirección General de Estadística: Madrid.
- Misra V, Michael JP. 2013. Varied diagnosis of the observed surface temperature trends in the southeast United States. *J. Clim.* **26**: 1467–1472.
- Parker DE. 2011. Recent land surface air temperature trends assessed using the 20th Century Reanalysis. *J. Geophys. Res.* **116**: D20125, doi: 10.1029/2011JD016438.
- Peng SA, Piao S, Zeng Z, Ciais P, Zhou L, Li LZX, Myneni RB, Yin Y, Zeng H. 2014. Afforestation in China cools local land surface temperature. *Proc. Natl. Acad. Sci. U.S.A.* **111**: 2915–2919.
- Philippon R, Dürr B, Ohmura A, Ruckstuhl C. 2005. Anthropogenic greenhouse forcing and strong water vapour feedback increase temperature in Europe. *Geophys. Res. Lett.* **32**: L19809, doi: 10.1029/2005GL023624.
- Pielke RA, Davey CA, Niyogi D, Fall S, Steinweg-Woods J, Hubbard K, Lin X, Cai X, Lim YK, Li H, Nielsen-Gammon JN, Gallo K, Haefl R, Mahmood R, Foster S, McNider RT, Blanken P. 2007. Unresolved issues with the assessment of multidecadal global land surface temperature trends. *J. Geophys. Res.* **112**: D24S08, doi: 10.1029/2006JDD008229.
- Quirk T. 2012. Did the global temperature trend change at the end of the 1990s? *Asia-Pac. J. Atmos. Sci.* **48**: 339–344.
- Rahmstorf S, Cazenave A, Church JA, Hansen JE, Keeling RF, Parker DE, Somerville RCJ. 2007. Recent climate observations compared to projections. *Science* **316**: 709, doi: 10.1126/science.1136843.
- Ramos AM, Trigo RM, Santo FE. 2011. Evolution of extreme temperatures over Portugal: recent changes and future scenarios. *Clim. Res.* **48**: 177–192.
- Ren G, Zhou Y, Chu Z, Zhou J, Zhang A, Guo J, Liu X. 2008. Urbanization effects on observed surface air temperature trends in north China. *J. Clim.* **21**: 1333–1348.
- del Río S, Herrero L, Pinto-Gomes C, Penas A. 2011. Spatial analyses of mean temperature trends in Spain over the period 1961–2006. *Glob. Planet. Change* **78**: 65–75.
- del Río S, Cano-Ortiz A, Herrero L, Penas A. 2012. Recent trends in mean maximum and minimum air temperatures over Spain (1961–2006). *Theor. Appl. Climatol.* **109**: 605–626.
- Rios D, Penas D, del Río S. 2012. Comparative analysis of mean temperature trends in continental Spain over the period 1961–2010. *Int. J. Geobot. Res.* **2**: 41–55.
- Rohde R, Muller RA, Jacobsen R, Muller E, Perimutter S, Rosenfeld A, Wurtele J, Groom D, Wickham C. 2013. A new estimate of the average earth surface land temperature spanning 1753 to 2011. *Geoinform. Geostat.* **1**: 1, doi: 10.4172/2327-4581.1000101.
- Sanchez-Lorenzo A, Brunetti M, Calbó J, Martín-Vide J. 2007. Recent spatial and temporal variability and trends of sunshine duration over the Iberian Peninsula from a homogenized dataset. *J. Geophys. Res.* **112**: D20115, doi: 10.1029/2007JD008677.
- Sanchez-Lorenzo A, Sigro J, Calbó J, Martín-Vide J, Brunet M, Aguilar E, Brunetti M. 2008. Efectos de la nubosidad e insolación en las temperaturas recientes de España. In *Cambio Climático Regional y sus Impactos*, Sigro J, Brunet M, Aguilar E (eds) Serie A, 6. Asociación Española de Climatología: Tarragona, Spain, 273–284.
- Sanchez-Lorenzo A, Calbó J, Brunetti M, Deser C. 2009. Dimming/brightening over the Iberian Peninsula: trends in sunshine duration and cloud cover and their relations with atmospheric circulation. *J. Geophys. Res. Atmos.* **114**: D00D09, doi: 10.1029/2008JD011394.
- Sanchez-Lorenzo A, Calbó J, Wild M. 2012. Increasing cloud cover in the 20th century: review and new findings in Spain. *Clim. Past* **8**: 1199–1212.
- Schmidt GA, Shindell DT, Tsigaridis K. 2014. Reconciling warming trends. *Nat. Geosci.* **7**: 158–160.
- Sen PK. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *J. Am. Stat. Assoc.* **63**: 1379–1389.
- Simmons AJ, Willett KM, Jones PD, Thorne PW, Dee DP. 2010. Low-frequency variations in surface atmospheric humidity, temperature, and precipitation: inferences from reanalyses and monthly gridded observational data sets. *J. Geophys. Res.* **115**: D01110, doi: 10.1029/2009JD012442.
- Solomon S, Rosenlof KH, Portman RW, Daniel JS, Davis SM, Sanford TJ, Plattner GK. 2010. Contributions of stratospheric water vapor to decadal changes in the rate of global warming. *Science* **327**: 1219–1223.
- Soon WH, Legates DR, Baliunas SL. 2004. Estimation and representation of long-term (>40 year) trends of Northern-Hemisphere-gridded surface temperature: a note of caution. *Geophys. Res. Lett.* **31**: L03209, doi: 10.1029/2003GL019141.
- Staudt M, Esteban-Parra MJ, Castro-Díez Y. 2007. Homogenization of long-term monthly Spanish temperature data. *Int. J. Climatol.* **27**: 1809–1823.
- Stellmes M, Röder A, Udelhoven T, Hill J. 2013. Mapping syndromes of land change in Spain with remote sensing time series, demographic and climatic data. *Land Use Policy* **30**: 685–702.
- Stocker TF, Qin D, Plattner GK, Tignor M, Allen SK, Boschung J, Nauels A, Xia Y, Bex V, Midgley PM (eds). 2013. *Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press: Cambridge, UK and New York, NY, 1535 pp.
- Stockwell DR. 2009. Recent climate observations: disagreement with projections. *Energy Environ.* **20**: 595–596.
- Swanson LL, Tsonis AA. 2009. Has the climate recently shifted? *Geophys. Res. Lett.* **36**: L06711, doi: 10.1029/2008GL037022.
- Tollefson J. 2014. The case of the missing heat. *Nature* **505**: 276–278.
- Trenberth KE, Fasullo JT. 2013. An apparent hiatus in global warming? *Earth's Future* **1**: 19–32.
- Trenberth KE, Fasullo JT, Branstator G, Phillips AS. 2014. Seasonal aspects of the recent pause in surface warming. *Nat. Clim. Change* **4**: 911–916.
- Vicente-Serrano SV, Azorin-Molina C, Sanchez-Lorenzo A, Morán-Tejeda E, Lorenzo-Lacruz J, Revuelto J, López-Moreno JJ, Espejo F. 2014a. Temporal evolution of surface humidity in Spain: recent trends and possible physical mechanisms. *Clim. Dyn.* **42**: 2655–2674.
- Vicente-Serrano S, Azorin-Molina C, Sanchez-Lorenzo A, Revuelto J, López-Moreno JJ, Gonzalez-Hidalgo JC, Morán-Tejeda E, Espejo F. 2014b. Reference evapotranspiration variability and trends in Spain, 1961–2011. *Glob. Planet. Change* **121**: 26–40.
- Vose RS, Easterling DR, Gleason B. 2005. Maximum and minimum temperature trends for the globe: an update through 2004. *Geophys. Res. Lett.* **32**: L23822.
- Watanabe M, Kamae Y, Oka A, Sato M, Ishii M, Mochizuki T, Kimoto M. 2013. Strengthening of ocean heat uptake efficiency associated with the recent climate hiatus. *Geophys. Res. Lett.* **40**: 3175–3179.
- Wu K, Yang X. 2013. Urbanization and heterogeneous surface warming in eastern China. *Chinese Science Bulletin* **58**: 1363–1373, doi: 10.1007/s11434-012-5627-8.
- Zúñiga M, Pueyo A, Calvo JL. 2012. The Spanish population during the 20th century and beyond. *J. Maps* **8**: 1–6.



## 9. Spatial variability of maximum and minimum monthly temperature in Spain during 1981-2010 evaluated by correlation decay distance (CDD)

**Revista:** Theoretical and Applied Climatology

**Título:** "Spatial variability of maximum and minimum monthly temperature in Spain during 1981-2010 evaluated by correlation decay distance (CDD)"

**Autores:** Dhais Peña-Angulo, Nicola Cortesi, Michele Brunetti, José Carlos Gonzalez-Hidalgo

**Volumen:** 122

**Páginas:** 35-45

**Año:** 2015

**DOI:** 10.1007/s00704-014-1277-x

**Estado:** Publicado

**Índice de calidad:**

<b>Impact Factor</b> <b>2.015</b> <b>2.287</b> 2014 5 años		
Categoría de JCR ®	Clasificación en la categoría	Cuartil en la categoría
METEOROLOGY & ATMOSPHERIC SCIENCES	<b>32 de 77</b>	<b>Q2</b>
Datos de la edición 2014 de Journal Citation Reports®		

### Editorial

SPRINGER WIEN, SACHSENPLATZ 4-6, PO BOX 89, A-1201 WIEN, AUSTRIA

**ISSN:** 0177-798X

**eISSN:** 1434-4483

### Dominio de investigación

Meteorology & Atmospheric Sciences



Theor Appl Climatol (2015) 122:35–45  
DOI 10.1007/s00704-014-1277-x

ORIGINAL PAPER

# Spatial variability of maximum and minimum monthly temperature in Spain during 1981–2010 evaluated by correlation decay distance (CDD)

D. Pena-Angulo · N. Cortesi · M. Brunetti ·  
J. C. González-Hidalgo

Received: 18 July 2013 / Accepted: 8 September 2014 / Published online: 18 September 2014  
© Springer-Verlag Wien 2014

**Abstract** The spatial variability of monthly diurnal and nocturnal mean values of temperature in Spain has been analysed to evaluate the optimal threshold distance between neighbouring stations that make a meteorological network (in terms of stations' density) well representative of the continuous land of Spain. To this end, the correlation decay distance has been calculated using the highest quality monthly available temperature series (1981–2010) from AEMet (National Spanish Meteorological Agency). In the continuous land of Spain, the distance at which couples of stations have a common variance above the selected threshold (50 %,  $r$  Pearson  $\sim 0.70$ ) for both maximum and minimum temperature on average does not exceed 400 km, with relevant spatial and temporal differences, and in extended areas of Spain, this value is lower than 200 km. The spatial variability for minimum temperature is higher than for maximum, except in cold months when the reverse is true. Spatially, highest values are located in both diurnal and nocturnal temperatures to the southeastern coastland and lower spatial variability is found to the inland areas, and thus the spatial variability shows a clear coastland-to-inland gradient at annual and monthly scale. Monthly analyses show that the highest spatial variability in maximum and minimum temperatures occur in July and August, when radiation is maximum, and in lowland areas, ( $<200$  m o.s.l.), which coincide with the mostly transformed

landscapes, particularly by irrigation and urbanization. These results highlight local factors could play a major role on spatial variability of temperature. Being maximum and minimum temperature interstation correlation values highly variable in Spanish land, an average of threshold distance of about 200 km as a limit value for a well representative network should be recommended for climate analyses.

## 1 Introduction

The research on climate change suggests that the most appropriate analyses for detecting any signal should be done using as dense as possible high-quality datasets (Hansen and Lebedeff 1987; Madden et al. 1993; Osborn and Hulme 1997; New et al. 2000; Jones and Moberg 2003; Caesar et al. 2006). High-quality dense dataset are also demanded for climate models validation to detect possible effects of climate forcing, because “how well a model reproduces reality in a region with little data must be an open question” (Jones et al. 1997). Finally, high-density databases have proved to be increasingly important in the recent past, and they are likely to become even more important in the future, as decision support tools in a wide spectrum of fields, such as, just to cite a few, energy, agriculture, engineering, hydrology, ecology and natural resource conservation (New et al. 2000).

The spatial coherence of meteorological variables is a well-known problem, particularly relevant when we are dealing with interpolation tasks (see Gandin 1988; Eischeid et al. 1995; Jones and Moberg 2003; Shen et al. 2001; Raynaud et al. 2008). Gunst (1995) presented a review of spatial variability detection in climate elements and its application, from which emerged the correlation distance analyses as one of the most commonly used practice, generically named correlation decay distance (CDD), correlation decay lengths (CDL) or decorrelation length.

D. Pena-Angulo · N. Cortesi · J. C. González-Hidalgo (✉)  
Department of Geography, University of Zaragoza, 50009 Zaragoza,  
Spain  
e-mail: jcgh@unizar.es

D. Pena-Angulo · N. Cortesi · J. C. González-Hidalgo  
Instituto Universitario de Ciencias Ambientales (IUCA), Madrid,  
Spain

M. Brunetti  
ISAC-CNR, Bologna, Italy

The CDD (recently revised by Pannekoucke et al. 2008) is defined as the distance at which the selected common variance between couple of stations decrease below certain threshold and calculated as follows:

$$r = e^{-\frac{x}{x_0}}$$

where  $r$  is the correlation between neighbouring stations,  $x$  the distance between stations and  $x_0$  the distance where the correlation  $r$  values fall below a defined threshold. In general, this threshold is assumed to be  $(1/e)$  for large sample size data (Madden et al. 1993; Briffa and Jones 1993; Jones and Briffa 1996; Osborn and Hulme 1997; New et al. 2000; Caesar et al. 2006; Hofstra and New 2009), and represents the distance at which interstation correlation is no longer significant at the 95 % level (i.e.  $r \sim 0.36$  for  $N \geq 30$ ). Greater values of CDD indicate that more distant stations retain a significant correlation, and the spatial variability of the analysed variable is low, and vice versa (Hofstra and New 2009; Osborn and Hulme 1997; Briffa and Jones 1993). This spatial variability of correlation could be affected by geographical factors, such as mountain barriers, urbanization, land-use changes, and land-ocean contact (Jones et al. 1997), which may drive some geographical variability.

In general, precipitation presents a stronger decrease of interstation correlation with distance (i.e. has a high spatial variability) than temperatures (New et al. 2000); however, new observation tools, such as meteorological radars, provided an important step forward into the improvement of precipitation monitoring at the adequate spatial resolution. This is not true for temperatures, for which station networks still represent the most reliable source of information. Notwithstanding, Hansen and Lebedeff (1987) have suggested that “before analyze a large-area temperature change from stations measurements, it is important to have a quantitative measure of the size of the surrounding area for which a given station’s data may provide a significant information of temperature change”. This preliminary step would help to avoid any bias when the irregular distribution of the available original stations was converted in a continuous field, such as a grid, (Jones and Moberg 2003; Mitchell and Jones 2005; Caesar et al. 2006; Hofstra and New 2009), or when spatial variability in the original data is unknown.

The overall values of CDD for monthly temperatures usually exceed hundreds of kilometers, and high differences have been highlighted in different latitudinal bands. At global scale, Hansen and Lebedeff (1987) found that Pearson’s correlation coefficient fell below 0.5 (i.e.  $r^2 < 0.25$ ) at station distance of about 1.200 km on average, being this distance lower at low latitudes than at high latitudes, “probably as a consequence of the dominance of mixing by large-scales eddies at high latitudes”. Different results were reported by Jones et al. (1997) who found higher values of CDD in tropical areas than in

mean latitudes; they suggest a global mean value around 1500 km at which  $r < 0.5$ , similar to those reported by Mann and Park (1993), Madden et al. (1993), Caesar et al. (2006), Kim and North (1991) and Osborn and Hulme (1997). A global mean value of 1200 km was used by Mitchell and Jones (2005), following the study of New et al. (2000), for global database preparation.

We have found few studies analyzing CDD for temperature data at regional scales, and they came from very sparse regions. In Europe, Agustí et al. (2000) reported for 50 % of common variance (i.e.  $r \sim 0.7$ ), a general value of 400 km for annual mean temperature values; in the Alpine areas, Auer et al. (2005) reported decreasing distance from 900 to 700 km for annual and seasonal-monthly values respectively for the same value ( $r^2 = 0.5$ ), and in Italy, Brunetti et al. (2006) suggested for monthly values distances of 400 km, suggesting that the decrease in common variance was higher for maximum and minimum temperature than for the mean one. Different values have been reported in Canada (Hopkinson et al. 2012), where Shen et al. (2001) found a threshold value of 200 km for the same critical value as before. In Spain, Frias et al. (2002) discussed regional temperature spatial anomalies pattern in winter but no data was given, and Staudt et al. (2007) quoted that the cross-correlation between anomalies usually exceed 0.5 even at distances of the order of 500 km, but no analyses was presented.

It is accepted that annual CDD values are generally higher than seasonal or monthly (Briffa and Jones 1993; Jones et al. 1997; New et al. 2000; Auer et al. 2005; Caesar et al. 2006; Hofstra and New 2009). Also, seasonal differences have been reported by Briffa and Jones (1993), New et al. (2000), Caesar et al. (2006) and Hofstra and New (2009), who suggested that summer spatial variability was higher than winter variability in mid-latitudes, while Jones et al. (1997) suggested higher spatial variability in spring, and similar values of CDD for summer and winter; Srivastava et al. (2009) found in India for monthly maximum temperature the lowest CDD (450 km) in February–March and June and the highest (1100 km) in August and autumn months, while Hopkinson et al. (2012) have recently found in Canada the highest values of CDD for maximum temperature in spring and autumn.

In this study, we present an analysis of the spatial variability of maximum and minimum temperature in the continuous land of Spain using CDD defined as the distance at which the common variance between stations decrease below 50 % (i.e. Pearson  $r \sim 0.7$ ). The aim is to quantify, at subregional level, their spatial variability to identify the optimal threshold distance between neighbouring stations that should characterize an ideal network suitable to support climate studies. The results also highlight the leading factors in driving the spatial variability of temperatures at subregional scale in the Iberian Peninsula.



## 2 Data and methods

In the present study, we have used the monthly mean values of maximum ( $T_{\max}$ ) and minimum ( $T_{\min}$ ) temperature from the original data archived at Spanish Meteorological Agency (AEMet). These archives hold information of temperature from more than 4000 stations. Original series include numerous gaps and cover different periods, so to avoid this problem biases in the results, CDD values were calculated using only the most complete series during the period 1981–2010; selected series had no more than 10 % of monthly missing data, and quality control was applied to discard suspicious data and detect inhomogeneities in the frame of the HIDROCAES project. Thus, we finally analysed 459 and 454 series for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ , respectively. In Fig. 1, we show the spatial distribution of stations.

The CDD analysis for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  was performed by calculating a correlation matrix at monthly scale using monthly anomalies data (difference between each monthly data and mean monthly 1981–2010) to prevent the dominant effect of annual cycle in the CDD annual estimation. For each station, and time scale, the common variance  $r^2$  (using the square of Pearson's correlation coefficient) was calculated between all neighbouring temperature series and

the relation between  $r^2$  and distance was modelled according to the following Eq. 1:

$$\log(r_{ij}^2) = b\sqrt{d_{ij}} \quad (1)$$

being  $\log(r_{ij}^2)$  the logarithm of the common variance between target ( $i$ ) and neighbouring series ( $j$ ),  $d_{ij}$  the distance in kilometer between them and  $b$  the slope of the ordinary least-square linear regression model applied, taking into account only the surrounding stations within a starting radius of 50 km and with a minimum of five stations required.

Such approach is similar to that of many other authors (Briffa and Jones 1993; Jones and Briffa 1996; Jones et al. 1997; Caesar et al. 2006; Srivastava et al. 2009), differing only in the introduction of the square of  $r$  in the first term of Eq. 1 and of the square root in the second term, which were found to slightly improve the performance of the model for Spanish data. The high station density allows to increase the widely used threshold of  $r=0.50$ , and to define the CDD as the distance at which the common variance between target and neighbouring series is equal to 50 %, i.e.  $r^2 \geq 0.50$  ( $r$  Pearson  $\sim 0.70$ ) using Eq. 1.

Jones et al. (1997) stressed that a positive bias in the estimated CDD is introduced if all points with negative  $r$  are

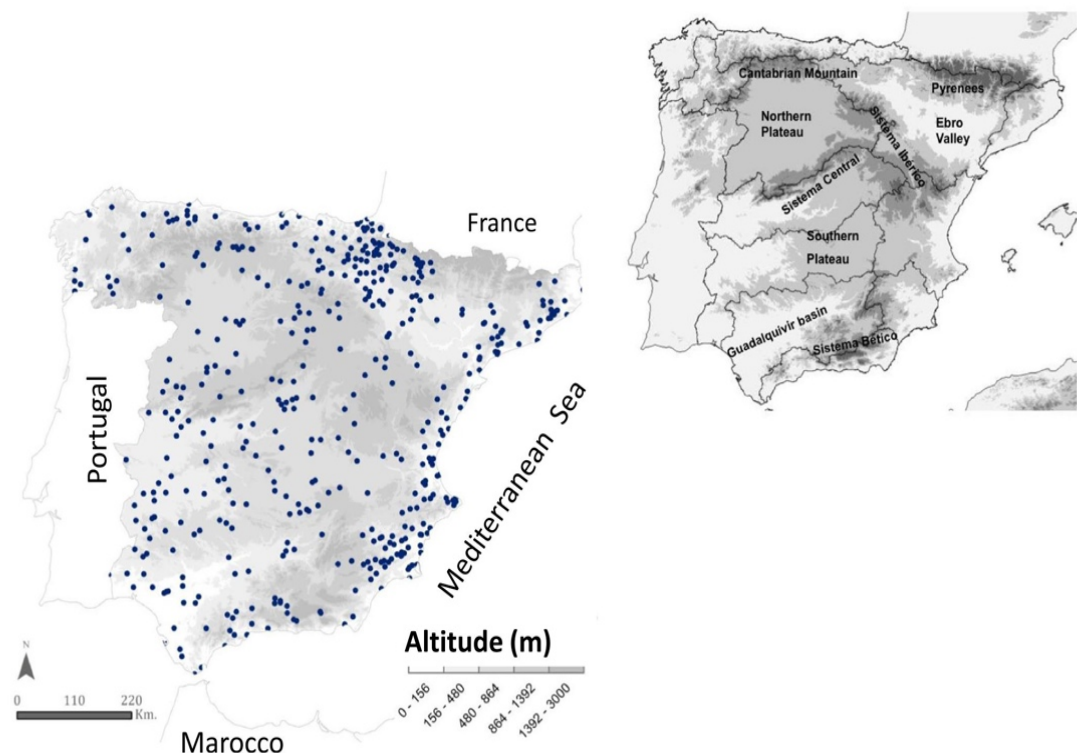


Fig. 1 The Iberian Peninsula main orographic features and the spatial distribution of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  series (1981–2010)



discarded before calculating the logarithm and corrected the problem adopting an iterative least-square fit of its non-linear exponential model including all the negative  $r$  values. We choose a different solution that minimize the bias without changing the linear model: to avoid extrapolating the estimated CDD outside the upper bond of the regression interval (initially fixed at 50 km), if the estimated CDD is greater than 50 km, the starting radius was increased by 50 km and the CDD was recalculated, until the estimated CDD was found to be lower than the radius within the model search for the stations (see Cortesi et al. 2013b). In this way, points with negative  $r$  value are rarely included in the model, because they are usually found at high distances (>400 km), while the majority of the regression models with variable distance stop before such length.

Monthly and mean annual CDD values were interpolated using the ordinary kriging with a spherical variogram over conterminous land of Spain and converted on a regular 10 km<sup>2</sup> grid (resolution is similar to the mean distance between stations) to map the results.

Finally, we would like to stress that our goal has been to study the spatial variability of temperature over Spain to provide crucial information about the spatial coherence in the signal, very useful when the stations' data are used to construct regularly spaced data sets (gridded datasets). Then, the aim of the manuscript was not to identify coherent spatial patterns or typical mode of temperature variability over Spain, for which a principal component analysis seems to be much more indicated. In few words, the CDD provides for each observatory the distance at which common variance is maintained within a selected threshold, while on the contrary PCA provides information about spatial or temporal (if applied in S- or T-mode) co-variability pattern, very useful to study mode of variability or for clustering analyses, but not the most appropriated for our purpose.

### 3 Results

#### 3.1 Annual mean values of CDD in $T_{\max}$ and $T_{\min}$

The spatial pattern of mean annual CDD of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  is shown in Fig. 2. Globally, CDD values are lower for  $T_{\min}$  than for  $T_{\max}$ , and the lowest values of CDD are found along coastland, while inland CDD values are higher. As a consequence  $T_{\min}$  is more variable than  $T_{\max}$ , even if it behaves more homogeneously because CDD presents stronger spatial gradients from coastland to inland in  $T_{\max}$  than in  $T_{\min}$ .

$T_{\max}$  CDD annual values are about constant along the northeast to southwest oriented bands (Fig. 2), with lowest CDD values located at the southeastern coastland sectors, where the values of CDD are lower than 100 km. The highest  $T_{\max}$  CDD values are found in extended areas of inland, with

CDD  $\geq 300$  km, coinciding with the inland plateau areas and Ebro river catchments. In these areas, it is not uncommon to find values of common variance >50 % at distance over 300 km. Also, for  $T_{\min}$ , the lowest CDD values are found in the coastland areas, with minimum values in the extreme coastland areas of the southeast, but the area with CDD values lower than 100 km is more extended than for  $T_{\max}$ , and affect roughly half of the study area; moreover, the distribution of CDD values presents a latitudinal gradient from low CDD in the southern areas to high CDD to the north.

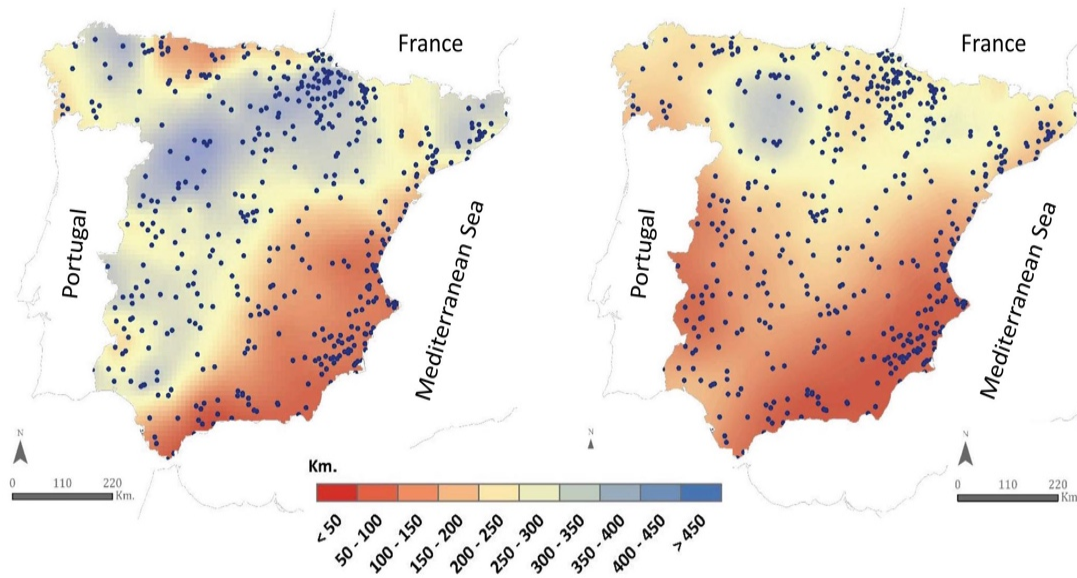
#### 3.2 Monthly mean values of CDD in $T_{\max}$ and $T_{\min}$

The monthly analyses of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  CDD show important differences (Fig. 3). In general, the lowest values of CDD, both for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ , are found along the eastern coastland of the Mediterranean fringe, while the highest CDD values are found in the inland areas and in the extreme southwestern coast. This fact is especially interesting because the southwestern coastland areas are open to the ocean air mass effects, while mountain barriers are parallel to the northern and south-eastern coastlands.

The CDD values are lower for  $T_{\min}$  than for  $T_{\max}$  between the months of March and October, i.e. nocturnal temperature has a higher spatial variability than diurnal one when solar radiation is at maximum. When radiation is at minimum, i.e. in November, December and January, the CDD values are lower for  $T_{\max}$  than for  $T_{\min}$ , i.e. diurnal temperature is more variable than nocturnal. Finally, being the lowest CDD values in July and August both in  $T_{\max}$  and in  $T_{\min}$ , maximum spatial variability in temperatures is found when radiation reaches annual maximum.

The spatial pattern of CDD from February to October (except July–August) is similar in  $T_{\max}$  to the annual scale: minimum CDD values are located in the southeast coastland areas, while maximum ones are found to the inland and southwestern coastland; it means that diurnal temperature spatial variability is higher in the coastland areas than in the inland if the coastland areas are surrounded by mountain chains. In the southeast, the common variance of 50 % usually is not retained far than 150 km, while in the inland areas, it is found also for distances higher than 300 km, values similar to those found in the southwestern coastland areas of Guadalquivir catchment (see Figs. 1 and 3), where no mountain barrier exists near the coastline.

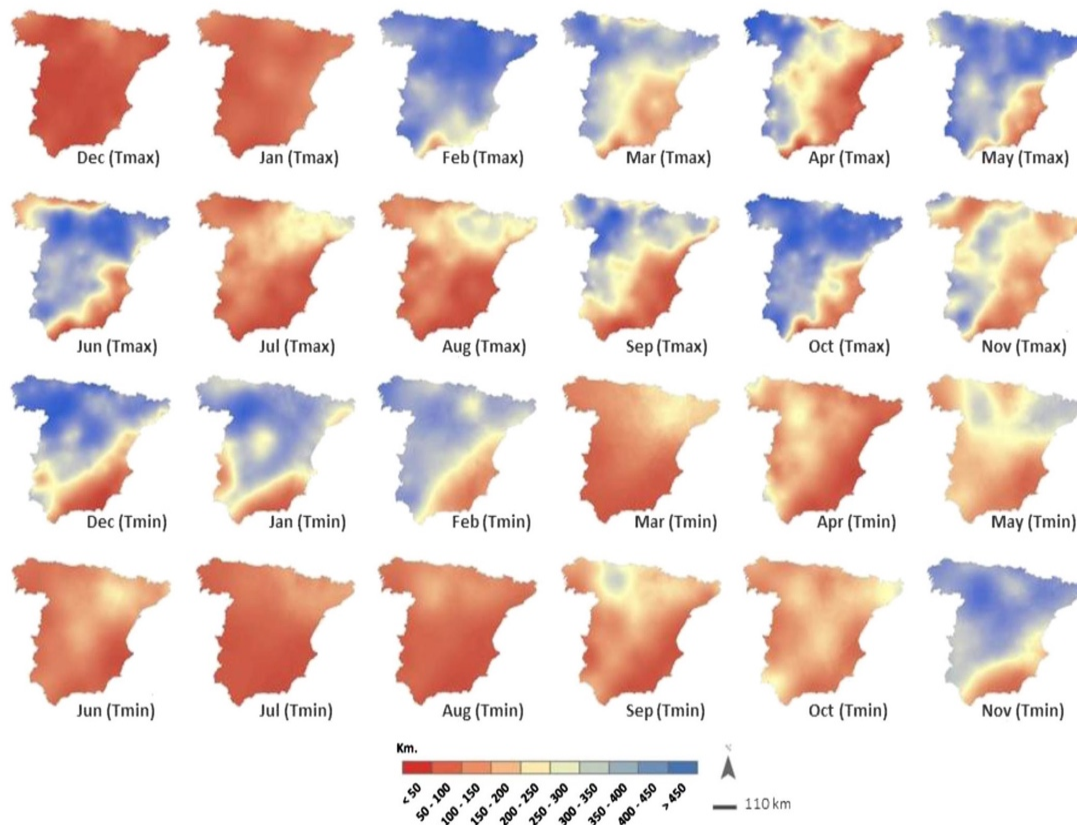
On the contrary,  $T_{\max}$  during November, December and January and during July and August shows the highest spatial variability. In July and August, the lowest CDD values of  $T_{\max}$  are found in the coastland areas of northwest and southeast, with common variance of 50 % at distances lower than 100 km; also, in the inland areas, the common variance of 50 % is usually not achieved far than 200 km, being the



**Fig. 2** Annual CDD mean value (in km) of  $T_{\max}$  (left) and  $T_{\min}$  (right) for  $r^2 > 0.50$

highest values found in the Ebro catchment. This CDD spatial pattern is very similar to the annual one, but shifted toward lower values, and reflects high spatial variability in diurnal

temperature. Finally, November–December–January is the only period in which CDD monthly values for  $T_{\max}$  are lower than those of  $T_{\min}$ , with generalized low CDD values and



**Fig. 3** Monthly (km)  $T_{\max}$  (upper) and  $T_{\min}$  (bottom) CDD values ( $r^2 > 0.50$ ), 1981–2010



without clear spatial pattern. As a consequence, differences along the year in spatial variability of  $T_{\max}$  can be high, particularly to the inland areas.

Monthly analyses of  $T_{\min}$  reveal in general lower values than  $T_{\max}$  along the year, less inter-monthly differences, and a more homogeneous spatial behaviour. The lowest CDD values are usually located in the southeastern coastland areas, and the spatial distribution of CDD generally presents a zonal shape except November, December, January and February when the northwest–southeast gradient is detected. It is noteworthy to highlight the high CDD values for  $T_{\min}$  during these months coinciding with low  $T_{\max}$  values. These findings reveal that spatial variability from November to January is higher for diurnal temperature than for nocturnal one, and reversals behaviour with respect to solar radiation is evident along the year (compare December–January and February with July and August).

### 3.3 The CDD in altitude

One of the most prominent results in the analyses of spatial variability of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  in the Iberian Peninsula is the clear differentiation between coastland and inland. We have tried to analyze these differences, taking into account that the Iberian Peninsula is a mountainous landscape with highly inland plateau (>500 m in altitude o.s.l.) surrounded by mountain chain of about 1000–3000 m. Meanwhile, lowland areas are located in the coastland in the north, east and south, and also in the Ebro basin (northeast inland) and Guadalquivir basin (in the southwest), with altitudes lower than <500 m (see Fig. 1).

In Fig. 4, we show the mean monthly interstations  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  CDD values versus altitude. As a general rule, the spatial variability is lower for  $T_{\max}$  than  $T_{\min}$  at any elevation except in November, December and January (Fig. 4). The  $T_{\max}$  spatial variability decreases with altitude and increases in lowland areas (mostly coastland) when solar radiation is at minimum (December–January) and at maximum (July–August). Meanwhile,  $T_{\min}$  spatial variability is higher but more homogeneous than  $T_{\max}$  at any altitude, except during cold months. Maximum CDD values are achieved around 1000 m particularly in the months of February, May and June (>600 km) and lower CDD values were found at <200 m altitude. Differences between lowland (<500 m o.s.l.) and upland areas (>500 m o.s.l.) in  $T_{\max}$  CDD can be higher than 300 km (February, May, June). Minor differences have been found in July and August and December and January, when similar CDD values were found in different altitudes. Generally speaking, altitudinal profiles of  $T_{\min}$  CDD are more homogeneous month by month between lowlands and uplands, and lower than  $T_{\max}$  except for the months of November, December and January when CDD values increase.

These findings suggest that highest/lowest spatial variability of  $T_{\max}$  coincides with lowland/upland landscape areas, i.e. with the highest/lowest modified landscapes in Spanish land, and suggest that local factors could have contributed to control  $T_{\max}$  spatial variability. On the other hand, the generalized high spatial variability of  $T_{\min}$  also suggests local conditions as the main drivers of its high spatial variability.

## 4 Discussion

### 4.1 Global considerations

Numerous papers have stated that  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  reflect different conditions of the air column in which they have been measured, as a consequence of complete changes in boundary layer dynamics (Dai et al. 1999; Durre and Wallace 2001; McNider et al. 2010; Christy et al. 2009a; Klotzbach et al. 2009). Following them, during daytime, the air column of the atmosphere connects the surface with upper layers via adiabatic mixing processes, and then  $T_{\max}$  is representative of temperatures aloft. On the other hand, during the night and early morning, the  $T_{\min}$  represents the temperature of a much smaller mass of air because of nocturnal boundary layer are often only few hundred meters thick (McNider et al. 2010; Christy et al. 2009a; Klotzbach et al. 2009). As a consequence,  $T_{\min}$  depends more on local factors than  $T_{\max}$  (Mahmood et al. 2010) and higher spatial variability would be expected in nocturnal temperatures.

Our analyses of spatial variability evaluated by CDD in Spanish continental land (1981–2010) support this hypothesis because diurnal spatial variability is lower than nocturnal one, and then following Betts et al. (2013), it is suggested that nocturnal temperature (and its spatial variability) is related to the net long wave cooling processes that can be affected highly by local factors, while diurnal temperature spatial variability is more related to the net radiation. During night (i.e.  $T_{\min}$ ), we found CDD values lower than 100 km in more than one third of the Iberian Peninsula, and lower than 200 in three fourth of the total area, while the CDD for  $T_{\max}$  are higher than 200 km except in the southeast. Furthermore, the spatial distribution of CDD values differs between  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  and this fact suggests that different factors contribute to the behaviour of the two measurements. In both cases, the highest spatial variability was found in the eastern, southeastern and southern coastlands, and the lowest variability was found in the inland plateaus, but the  $T_{\max}$  spatial distribution of CDD shows a northwest to southeast gradient, while  $T_{\min}$  shows a more latitudinal variations. Finally, monthly differences are higher in  $T_{\max}$  than in  $T_{\min}$ , suggesting that the factors that can promote spatial variability of temperature probably vary in time.

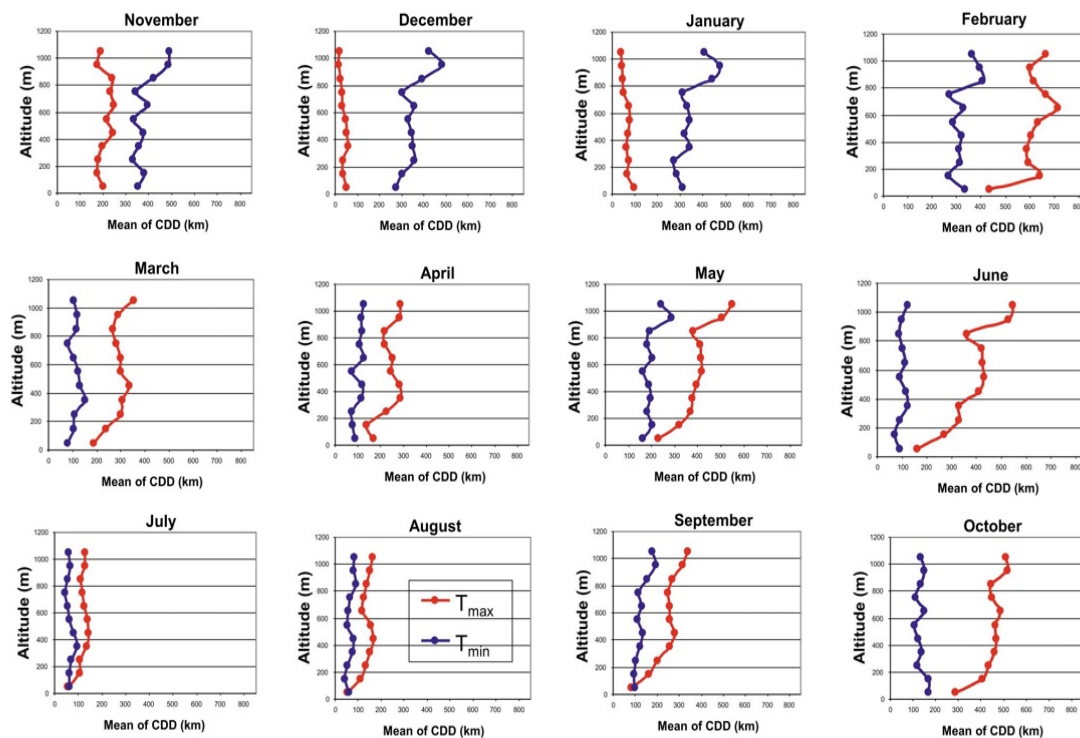


Fig. 4 Monthly variations of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  mean CDD (in km) by altitude

#### 4.2 General and local factors

At a global scale, higher differences in CDD temperature values have been observed to be more pronounced along a meridional than zonal direction. In the Iberian Peninsula, generally speaking, the spatial variability increases toward the south and in a higher magnitude in  $T_{\min}$  than  $T_{\max}$ . Notwithstanding, latitude does not seem the only factor driving spatial distribution of temperature variability, because we found high spatial variability in  $T_{\max}$  values in the north coastland, similar than those found in the southeast coastland around 1000 km far.

Different researchers have attributed spatial variability of temperatures to different geographical factors, such as orography (Irvine et al. 2011), the ocean–land contact (Hopkinson et al. 2012), and the atmospheric mechanism that governs climate along the seasons (Hansen and Lebedeff 1987). Another set of geographical factors have been related to modification of local surface energy balance including aerosols, change in land use, albedo and soil moisture (Tang and Leng 2009; Betts et al. 2013; Peng et al. 2014), all of them able to affect  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  in different ways (Dai et al. 1999; Durre and Wallace 2001; Kalnay and Cai 2003; Peng et al. 2014). There exists an agreement about how diurnal temperature depends more on solar heating (Betts et al. 2013), and then the spatial variation of  $T_{\max}$  could be understood accordingly

clouds and latent heat flux between other factors that can be modified by land-use change, while the spatial variation on  $T_{\min}$  could be promoted by the disruption of boundary layer originated by surface thermal forcing from land-use changes (Christy et al. 2006), aerosols and greenhouse gases, including water vapour (Christy et al. 2006) and wind (Pielke and Matsui 2005) (see previous comments).

Generally speaking, in Spain,  $T_{\max}$  spatial variability increases in the coastland areas sheltered by mountain barriers, i.e. in the north along the northern coastland, and in the east and southeast Mediterranean coastlands. On the contrary, in coastland areas where no mountain barrier exists, as in the southwestern coastland of Guadalquivir valley, the CDD values are similar to those found inland.

It could be argued that given the relief is one of the main spatial distribution factors of precipitation (González-Hidalgo et al. 2011) and its spatial variability (Martin-Vide 2004); if we consider precipitation as subrogate of clouds, then a plausible explanation of high spatial variability of  $T_{\max}$  in northern Spanish coastland could be the relationship between relief, precipitation and clouds, because this area is the wettest in the whole Iberian Peninsula. In Spain, the relationship between clouds and temperature have been studied by Sánchez-Lorenzo et al. (2008) who reported that, except in winter,  $T_{\max}$  were better and positively correlated with radiation and negatively with clouds than  $T_{\min}$ ; meanwhile, in winter,



negative (positive) correlations were found between radiation and  $T_{\min}$  and between clouds and  $T_{\min}$ , but not significant correlations were found with  $T_{\max}$ . This hypothesis is supported by global mean values of insolation which in the Iberian Peninsula divide three different areas: northern coastland and Pyrenees, with less than 2000 annual hours; mid-northern inland areas (except inland Ebro basin to the northeast), with annual values between 2000 and 2600 h; and finally extended areas with more than 2600 h per year, corresponding the highest values to the southeast (>3000 h) (Capel 1981). By the same reasons, the high spatial variability of  $T_{\max}$  in the eastern and southeastern Mediterranean coastlands should be promoted by other factors, and the same is true for  $T_{\min}$ , because  $T_{\min}$  CDD follows north–south latitudinal gradient, nor the general precipitation distribution (from the northwest to southeast, Martín-Vide 2004), neither solar radiation (Capel 1981). Consequently, the high spatial variability in eastern Spanish land in  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  seems to be produced by more local conditions.

In Spain, many papers currently report modification of latent heat fluxes under irrigation in areas where the potential evapotranspiration is at maximum; meanwhile, sensible heat fluxes after water consumption predominate in the vicinity of nonirrigated landscapes (Balbontin et al. 2011; Baeza et al. 2010; Campa and Millstein 2013; Moratiel and Martínez-Cob 2013). The high spatial variability in diurnal and nocturnal temperatures in the southeast and along the Mediterranean coastland when the potential evapotranspiration is maximum (April–September, see Fig. 4) suggests that land-use changes, and particularly irrigation, could have been played a major role in the spatial distribution of temperature variability across the Iberian Peninsula.

During the last decades, the conterminous land of Spain has suffered dramatic changes in land use, particularly by irrigation, urbanization, afforestation and fire, being these processes recognized as able to modify latent and sensible local heat flux and affect the spatial variability of diurnal and nocturnal temperature records (see previous references). The most dramatic landscape changes are located mostly in Mediterranean coastland and southeastern and southern Spanish lands lower than 500 m a.o.s.l., where the highest spatial variability on both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  have been found. At present, in Spain, there are more than 34,000 km<sup>2</sup> under irrigation (Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación 2009); they represent 7 % of total land and they are located primarily in the southern inland plateau (La Mancha 14.3 % of total irrigated area), south (Andalucía 28.6 %, *idem*) and eastern coastland (Valencia 9.6 % and Cataluña 7 %, *idem*). It means that more than 20,000 km<sup>2</sup> irrigated are located along the eastern, south-eastern and southern coastlands of Spain. Particularly in the autonomous community of the eastern and southern Spanish lands, the irrigated area represents a substantial percentage of the total surface of different communities. These are, from the

north to south, Cataluña (8.2 %), Valencia (14.3 %) and Andalucía (11.1 %), reaching the maximum value in Murcia where 16.5 % of total region is under irrigation. At more detailed scale (provinces), these values can be also higher.

These areas coincide with the highest spatial variability of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  and agree with previous research in which was suggested that the agricultural practices enhanced nighttime sensible heat flux from the surface due to increased heat capacity of vegetation and moist soil, and change latent heat flux by evaporation (Christy et al. 2006), particularly in summer. Then, changes in land use seems to be one of the factors that can promote high spatial variability in both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  in Spanish land.

Also, urbanization has increased noticeably in Spain, and between 1987 and 2000, a total of 700 km<sup>2</sup> were urbanized. The urbanized areas in 2000 were over 6000 km<sup>2</sup>, including disperse habitat that increased to more than 13,000 km<sup>2</sup> (Moliní and Salgado 2010). Mostly of the areas affected are located particularly in the eastern coastland and southern of Spain. Finally, forest fire affected >50,000 km<sup>2</sup> during the 1981–2010, in many cases with repeated fires in the same area; a gross evaluation of total area burned can be evaluated at least in 20,000 km<sup>2</sup> (Enríquez and del Moral 2012), being eastern Spanish land highly affected too.

#### 4.3 Temporal variations of CDD

Monthly analyses reveal high spatial variation of diurnal and nocturnal temperatures variability in Spanish land and suggest that factors that can affect  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  vary along the year (see Fig. 4). From March to October (i.e. spring, summer and autumn months) the CDD for  $T_{\min}$  is lower than  $T_{\max}$ , and then the spatial variability of nighttime temperatures is higher than diurnal ones during the high radiation period. These results are in agreement with Hopkinson et al. (2012) in Canada, Brunetti et al. (2006) in Italy and also with New et al. (2000) and Caesar et al. (2006) at global scale for mid-latitudes.

Following Betts et al. (2013), during the winter period, both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  are more related with cloud, as longwave cooling dominates over the net shortwave flux, which is reduced by the high solar zenith angle. During November, December and January, higher spatial variability in  $T_{\max}$  than  $T_{\min}$  was detected in Spanish mainland, and no clear differences emerged between coastland and inland in diurnal temperatures. In the Iberian Peninsula, cold months correspond to the wettest period in the north and western areas and then the high spatial variability of  $T_{\max}$  in the northern coastland areas could be related to cloud cover; this fact apparently disagree with global results from Sánchez-Lorenzo et al. (2008), but we must considered that these authors reported a seasonal global correlation and not spatial differences in the relationship between cloud cover and temperature. These arguments do not seem to be applicable to the inland areas where high spatial



variability of  $T_{\max}$  was found in cold months. In these areas, frequent foggy conditions enhanced by local topographical depressions promoted by inversion processes could be suggested as one of the main reasons of spatial variability in diurnal temperatures, enhanced by the persistence of winter anticyclonic atmospheric condition which is the most frequent weather type in winter (Cortesi et al. 2013a). It means that in extended areas of the inland Iberian Peninsula, high winter  $T_{\max}$  spatial variability is the consequence of a combination of global factors (low radiation) and more local ones as relief and clouds, and the results is that diurnal temperatures suffer higher spatial variability than nighttime in between November, December and January. Under this conditions, the dynamic of diurnal mixing layer in extended areas could be reduced by temperature inversion as it usually occur in nighttime; this diurnal inversion then could promote higher diurnal spatial variability and remain at night. This fact does not extend during February when CDD  $T_{\max}$  values are higher than 200 km. We have no answer at present for that question, except the reduction of anticyclonic conditions between January to February around 20 % during 1981–2010 (Cortesi et al. 2013a) and the fact that is a transition period between cold and warm conditions.

## 5 Final remarks and conclusions

Global analyses have suggested that CDD (using  $r=0.50$  as threshold) for temperature usually are  $\geq 1000$  km. Notwithstanding, regional studies reduces substantially the threshold distance of CDD to a few hundreds of kilometers in agreement with our results in the Iberian Peninsula both for  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ . In Spain, we have use a more exigent threshold value ( $r=0.70$ ) and found that interstation common variance decreases to values lower than 50 % at distances almost always lower than 200 km. To our knowledge, such spatial variability of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  has not been previously taken into account in past climate change studies in the Iberian Peninsula where the analysis is usually concerned only with differences in temperature trend (Brunet et al. 2006; del Río et al. 2011, 2012; Bladé and Castor-Díez 2010); as a result, the high spatial variability detected in this study in  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  suggests that monthly temperature trends in the Iberian Peninsula could be better expressed by using different regional temperature series of both  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$ . Further analyses in progress, using high-density database of temperatures, perhaps would be able to elucidate if spatial differences in temperature trends can be due or related to spatial variability of temperatures described by CDD, considering that trends in  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  could differ substantially.

These findings suggest that spatial variability of  $T_{\max}$  and  $T_{\min}$  in the Iberian Peninsula is high and variable through the

different months in which general factors, coupled with more local ones related to land-use changes, seems can play a major role particularly in  $T_{\min}$ . Then, a reasonable threshold distance for the selection of neighborhood stations in climate analyses should be evaluated according to the examined area and the period of the year. In any case, an average value of threshold distance of about 200 km should be considered as a limit, lower than what previously accepted in the literature. This variability also suggests that temperature trend in Spanish continuous land should be evaluated separately for different subregional areas. Research in progress is focused on such objective.

To conclude, to our knowledge, these results offer for the first time new information about the behaviour of diurnal and nocturnal temperature spatial variability that could be valuable for many objectives and climate research tasks, as regional climate series construction, reference series selection, grid interpolation, etc., in the Iberian Peninsula. Also, these results offer information either to extrapolate the information down to a site location, or to upscale it to a model grid box.

**Acknowledgments** Financial support given by Gobierno de España-FSE, Research Project CGL2011-27574-C02-01, and Gobierno Regional de Aragón DGA-FSE, and Grupo de Investigación Consolidado “Clima, Agua, Cambio Global y Sistemas Naturales” (BOA 69, 11-06-2007). Nicola Cortesi and Dhais Peña are PhD students, FPI Program, Gobierno de España. Authors give special thanks for the comments of Dr. S Vicente (IP-CSIC). Data provided by AEMet.

## References

- Agustí A, Thompson R, Livingstone DM (2000) Reconstruction temperature variations at high elevation lake sites in Europe during instrumental period. *Verh Int Ver Limnol* 27:479–483
- Auer I, Böhm R, Jurkovic A et al (2005) A new instrumental precipitation dataset for greater Alpine region for the period 1800–2002. *Int J Climatol* 25:139–166
- Baeza EJ, Perez JJ, Lopez JC et al (2010) Performance of a day/night water heat storage system for heating and cooling of semi-closed greenhouses in mild winter climate. *Acta Horticult* 927:535–542
- Balbontin C, Calera A, Gonzalez J et al (2011) Vineyards evapotranspiration measurements in a semiarid environment: eddy covariance and Bowen ratio comparison. *Agrociencia* 45:87–103
- Betts AK, Desjardins R, Worth D (2013) Cloud radiative forcing of the diurnal cycle climate of the Canadian Prairies. *J Geophys Res Atmos*. doi:10.1002/jgrd.50593
- Bladé I, Castor-Díez Y (2010) Tendencias atmosféricas en la Península Ibérica durante el periodo instrumental en el contexto de la variabilidad natural. In: Perez F and Boscolo R (eds) *Clima en España: pasado, presente y futuro*. MedCLIVAR Spain. pp 25–42
- Briffa KR, Jones PD (1993) Global surface air temperature variations over the twentieth century. Part 2: implication for large scale paleoclimatic studies of the Holocene. *The Holocene* 3:77–88
- Brunet M, Saladié O, Sigo J et al (2006) The development of a new dataset of Spanish Daily Adjusted Temperature Series (SDATS) (1850–2003). *Int J Climatol* 26:1777–1802

- Brunetti M, Maugeri M, Monti F, Nanni T (2006) Temperature and precipitation variability in Italy in the last two centuries from homogenized instrumental time series. *Int J Climatol* 26:345–381
- Caesar J, Alexander L, Voss R (2006) Large-scale changes in observed daily maximum and minimum temperatures: creation and analysis of a new gridded data set. *J Geophys Res* 111, D05101. doi:10.1029/2005JD006280
- Campra P, Millstein D (2013) Mesoscale climatic simulation of surface air temperature cooling by highly reflective greenhouses in SE Spain. *Environ Sci Technol* 47:12284–12290
- Capel JJ (1981) Los climas de España. Oikos-Tau (Ed), Barcelona, pp 429
- Christy JR, Norris W, Redmond K, Gallo KP (2006) Methodology and results of calculating central California surface temperature trends: evidence of human-induced climate change? *J Clim* 10:548–563
- Christy JR, Norris WB, McNider RT (2009) Surface temperature variations in East Africa and possible causes. *J Clim* 22:3342–3356
- Cortesi N, Trigo R, Gonzalez-Hidalgo JC, Ramos A (2013a) Modelling monthly precipitation with circulation weather types for a dense network of stations over Iberia. *Hydrol Earth Syst Sci* 9:665–678
- Cortesi N, Gonzalez-Hidalgo JC, Brunetti M, de Luis M (2013b) Spatial variability of precipitation in Spain. *Reg Environ Chang*. doi: 10.1007/s10113-012-0402-6
- Dai A, Trenberth KE, Karl T (1999) Effects of clouds, soil moisture, precipitation, and water vapor on diurnal temperature range. *J Clim* 12:2451–2473
- del Río S, Herrero L, Pinto-Gomes C, Penas A (2011) Spatial analysis of mean temperature trends in Spain over the period 1961–2006. *Global Planet Chang* 78:65–75
- del Río S, Cano-Ortiz A, Herrero L, Penas A (2012) Recent trends in mean maximum and minimum air temperatures over Spain (1961–2006). *Theor Appl Climatol* 109:605–626
- Durre I, Wallace JM (2001) Factors influencing the cold-season diurnal temperature range in the United States. *J Clim* 14:3263–3278
- Eischeid JK, Baker CB, Karl TR, Diaz HF (1995) The quality control of long term climatological data using objective data analysis. *J Appl Meteorol* 34:2787–2795
- Enriquez E, Del Moral L (2012) Los Incendios Forestales en España. Decenio 2001–2010. Ministerio de Agricultura. Alimentación y Medio Ambiente, Madrid, pp 138
- Frias MD, Rodríguez-Puebla C, Zubillaga J (2002) Variability study in winter maximum air temperature over the Iberian Peninsula: a comparison between observations and models. 2. Asamblea Hispano-Portuguesa de Geodesia y Geofísica Valencia, Universidad Politécnica de Valencia
- Gandin LS (1988) Complex quality control of meteorological observations. *Mon Weather Rev* 116:1137–1156
- González-Hidalgo JC, Brunetti M, de Luis M (2011) A new tool for monthly precipitation analysis in Spain: MOPREDAS database (monthly precipitation trends December 1945–November 2005). *Int J Climatol* 31:715–731. doi:10.1002/joc.2115
- Gunst R (1995) Estimating spatial correlations from spatial-temporal meteorological data. *J Clim* 8:2454–2470
- Hansen J, Lebedeff S (1987) Global trends of measured surface air temperature. *Jr Geophys Res* 92:13345–13372
- Hofstra N, New M (2009) Spatial variability in correlation decay distance and influence on angular-distance weighting interpolation of daily precipitation over Europe. *Int J Climatol* 29:1872–1880
- Hopkinson RF, Hutchinson MF, McKenney DW et al (2012) Optimizing input data for gridding climate normal for Canada. *J Appl Meteorol Climatol* 51:1508–1518
- Irvine EA, Gray SL, Methven J, Renfrew IA (2011) Forecast impact of targeted observations: sensitivity to observation error and proximity to steep orography. *Mon Weather Rev* 139:69–78
- Jones PD, Briffa KR (1996) What can the instrument records tell us about longer timescale paleoclimatic reconstructions?. In: Bradley RS and Jouzel J (eds) *Climate variations and forcing mechanisms of the last 2000 years*. NATO ASI Series 141. Springer-Verlag, Berlin-Heidelberg, pp 625–644
- Jones PD, Moberg A (2003) Hemispheric and large-scale surface air temperature variations: and extensive revision and update to 2001. *J Clim* 16:206–223
- Jones PD, Osborn TJ, Briffa RK (1997) Estimating sampling errors in large-scale temperature averages. *J Clim* 10:2548–2568
- Kalnay E, Cai M (2003) Impact of urbanization and land-use change on climate. *Nature* 423:528–531
- Kim KY, North GR (1991) Surface temperature fluctuations in a stochastic climate model. *J Geophys Res* 27:405–430
- Klotzbach PJ, Pielke RA Sr, Pielke RA Jr et al (2009) An alternative explanation for differential temperature trends at the surface and the lower troposphere. *J Geophys Res* 114, D21102. doi:10.1029/2009JD011841
- Madden RA, Shea DJ, Branstator GW et al (1993) The effects of imperfect spatial and temporal sampling on estimates of the global mean temperature: experiments with model data. *J Clim* 6:1057–1066
- Mahmood R, Pielke R, Hunnard K et al (2010) Impacts of land use/land cover change on climate and future research priorities. *Bull Am Meteorol Soc* 91:37–46
- Mann M, Park J (1993) Spatial correlation of interdecadal variation in global surface temperatures. *Geophys Res Lett* 20:1055–1058
- Martin-Vide J (2004) Spatial distribution of a daily precipitation concentration index in peninsular Spain. *Int J Climatol* 24: 959–971
- McNider RT, Christy JR, Biazar A (2010) A stable boundary layer perspective on global temperature trends. International Conference on Planetary Boundary Layer and Climate Change, IOP Conf. Series: Earth and Environmental Science 13, Number: 012003. Cape Town SA, doi: 10.1088/1755-1315/13/1/012003
- Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación (2009) Encuesta sobre superficies y rendimientos de cultivos. Informe sobre regadíos en España. Publicaciones de la Secretaría General Técnica, Subdirección General de Estadística, Madrid
- Mitchell TD, Jones PD (2005) An improved method of constructing a database of monthly climate observations and associated high-resolution grids. *Int J Climatol* 25:693–712
- Molini F, Salgado M (2010) Superficie artificial y viviendas unifamiliares en España, dentro del debate entre ciudad compacta y dispersa. *Bol Asoc Geógrafos Españoles* 54:125–147
- Moratiel R, Martínez-Cob A (2013) Evapotranspiration and crop coefficients of rice (*Oryza sativa* L.) under sprinkler irrigation in a semiarid climate determined by the surface renewal method. *Irrig Sci* 31:411–422
- New M, Hulme M, Jones P (2000) Representing twentieth-century space-time climate variability. Part II: development of 1901–1996 monthly grids of terrestrial surface climate. *J Clim* 13:2217–2238
- Osborn TJ, Hulme M (1997) Development of a relationship between station and grid-box rain day frequencies for climate model evaluation. *J Clim* 10:1885–1908
- Pannekoucke O, Berre L, Desroziers G (2008) Background error correlation length-scale estimates and their sampling statistics. *Quat J R Meteorol Soc* 134:497–511
- Peng S, Piao S, Zeng Z et al (2014) Afforestation in China cools local land surface temperature. *PNAS* 111:2915–2919
- Pielke RA, Matsui T (2005) Should light wind and windy nights have the same temperature trends at individual levels even if the boundary layer averaged heat content change is the same? *Geophys Res Lett* 32, L21813. doi:10.1029/2005GL024407
- Raynaud L, Berre L, Desroziers G (2008) Spatial averaging of ensemble-based background-error variances. *Quat J R Meteorol Soc* 134: 1003–1014

- Sánchez-Lorenzo A, Sigró J, Calbó J et al. (2008) Efectos de la nubosidad e insolación en las temperaturas recientes de España. In: Sigró J, Brunet M, Aguilar E (Eds) Cambio Climático Regional y sus Impactos. Publicaciones de la Asociación Española de Climatología, Serie A, n° 6, Tarragona, pp 273–283
- Shen SSP, Dzikowski P, Li GL, Griffith D (2001) Interpolation of 1961–97 daily temperature and precipitation data onto Alberta polygons of ecodistrict and soil landscapes of Canada. *J Appl Climatol* 40:2162–2177
- Srivastava AK, Rajeevan M, Kshirsagar SR (2009) Development of a high resolution daily gridded temperature data set (1969–2005) for the Indian region. *Atmos Sci Lett* 10:249–254
- Staudt M, Esteban-Parra MJ, Castro-Díez Y (2007) Homogeneization of long-term monthly Spanish temperature data. *Int J Climatol* 27: 1809–1823
- Tang Q, Leng G (2009) Changes in cloud cover, precipitation, and summer temperature in North America from 1982 to 2009. *J Clim* 26:1733–1744





## 10. The influence of weather types on the monthly average maximum and minimum temperature in the Iberian Peninsula

**Revista:** Atmospheric Research

**Título:** "The influence of weather types on the monthly average maximum and minimum temperature in the Iberian Peninsula "

**Autores:** Dhais Peña-Angulo, Ricardo M Trigo, Nicola Cortesi, José Carlos Gonzalez-Hidalgo

**Volumen:** 178-179

**Páginas:** 217-230

**Año:** 2016

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.1016/j.atmosres.2016.03.022>

**Estado:** Publicado

**Índice de calidad:**

<b>Impact Factor</b> <b>2.844</b> <b>2.872</b> 2014 5 años		
Categoría de JCR ®	Clasificación en la categoría	Cuartil en la categoría
METEOROLOGY & ATMOSPHERIC SCIENCES	<b>22 de 77</b>	<b>Q2</b>
Datos de la edición 2014 de Journal Citation Reports®		

### Editorial

ELSEVIER SCIENCE INC, 360 PARK AVE SOUTH, NEW YORK, NY 10010-1710 USA

**ISSN:** 0169-8095

**eISSN:** 1873-2895

### Dominio de investigación

Meteorology & Atmospheric Sciences







Contents lists available at ScienceDirect

Atmospheric Research

journal homepage: [www.elsevier.com/locate/atmosres](http://www.elsevier.com/locate/atmosres)



# The influence of weather types on the monthly average maximum and minimum temperatures in the Iberian Peninsula



D. Peña-Angulo <sup>a,b,\*</sup>, R.M. Trigo <sup>c</sup>, N. Cortesi <sup>d</sup>, J.C. González-Hidalgo <sup>a,b</sup>

<sup>a</sup> Department of Geography, University of Zaragoza, Zaragoza, Spain

<sup>b</sup> Institute University of Research in Sciences Environmental (IUCA), University of Zaragoza, Zaragoza, Spain

<sup>c</sup> Institute of Geophysics do Infante D. Luiz, University of Lisbon, Portugal

<sup>d</sup> Earth Science Department, Barcelona Supercomputing Center (BSC), Barcelona, Spain

## ARTICLE INFO

### Article history:

Received 14 December 2015

Received in revised form 17 March 2016

Accepted 21 March 2016

Available online 5 April 2016

### Keywords:

Weather types

Lamb's classification

Monthly maximum and

minimum temperatures

Iberian Peninsula

Stepwise regression model

Adiabatic process

## ABSTRACT

The climate of the Iberian Peninsula is highly variable due to geographic and atmospheric factors. To better understand and characterize this variability in this work a stepwise regression procedure is used to model the relationship between the atmospheric circulation patterns (expressed by weather types) and the monthly mean value of maximum and minimum temperatures in the Iberian Peninsula (1950–2010). The study uses a temperature database with high spatial resolution that allows the estimation of the type and strength of the relationship between weather types and temperatures, and also the definition of spatial areas with specific behaviors for each month. The results show that estimations are better for Tmin than Tmax, during winter months than summer ones, and in coastal areas than inland. The analyses of directional weather types and temperature show a generalized adiabatic processes across Iberian Peninsula affecting Tmax, not detected in Tmin.

© 2016 Elsevier B.V. All rights reserved.

## Contents

1. Introduction . . . . .	218
2. Databases and methods . . . . .	218
2.1. Study area. . . . .	218
2.2. Databases . . . . .	218
2.3. Weather type classification . . . . .	219
3. The model . . . . .	220
4. Results . . . . .	220
4.1. Model validation. . . . .	220
4.2. Spatial variability of temperatures . . . . .	222
4.3. Contribution of weather types to monthly temperature . . . . .	222
4.3.1. WT with mostly positive contributions. . . . .	223
4.3.2. WT with monthly negative contribution . . . . .	224
4.3.3. Zonal advections contribution. . . . .	225
5. Discussion and conclusions . . . . .	226
5.1. General consideration of model approach to WT effects on temperature. . . . .	226
5.2. The different effects of WT on temperature . . . . .	228
5.3. Final remarks . . . . .	229
References . . . . .	229

\* Corresponding author.

E-mail addresses: [dhaipa@gmail.com](mailto:dhaipa@gmail.com) (D. Peña-Angulo), [rmtrigo@fc.ul.pt](mailto:rmtrigo@fc.ul.pt) (R.M. Trigo), [nicolacortesi@gmail.com](mailto:nicolacortesi@gmail.com) (N. Cortesi), [jcgh@unizar.es](mailto:jcgh@unizar.es) (J.C. González-Hidalgo).

## 1. Introduction

The use of atmospheric circulation patterns, commonly named Weather Types (WTs), has become standard procedure in the last decades for different purposes because of its advantages to resume the spatial distribution of the continuum of the atmospheric pressure fields into a set of specific patterns. Following this argument, WTs have been associated with numerous processes such as soil erosion (Nadal-Romero et al., 2014), forest fires (Montserrat, 2000), rainfall and floods droughts (Vicente-Serrano and López-Moreno, 2006), extreme temperatures (García-Herrera et al., 2005; Fernández-Montes et al., 2013), and pollution affecting human health (Santurtún et al., 2015), among others. In addition, considering the generalized consensus regarding the reliability with which climate models are able to capture the distribution of pressure fields, studying the relation between WTs and climatic elements (i.e., temperature, rainfall, etc.) can provide relevant information in downscaling processes and in the analysis of the climate change (Ramos et al., 2014).

The classifying processes to obtain the Weather Types (WTs) can be of two types (Philipp et al., 2010): subjective classifications are based on expert's opinions (e.g. Lamb, 1972), while the objective ones are based on techniques such as Principal Component Analysis and clustering strategies (Romero et al., 1999; Esteban et al., 2006), Synoptic Processes Objectives (PSO), iterative algorithms (Fernández et al., 2003), or atmospheric circulation indices. Sometimes, the difference between classification approaches is less obvious, e.g. the subjective classification proposed by Lamb (1972) was adapted to an objective algorithm by Jenkinson and Collison (1977) and improved later by Jones et al. (1993) is of special relevance for its direct physical interpretation and has been widely used in Iberia (Trigo and DaCamara, 2000; Cortesi et al., 2013a; Ramos et al., 2014).

Several previous studies have analyzed the relationships between WTs and the Iberian Peninsula (IP) climate, but most of them have dealt with rainfall data (Azorín Molina and López Bustins, 2004; Paredes et al., 2006; Casado et al., 2010; Garau and Garau, 2012; Fernández-González et al., 2012; Ramos et al., 2014), while studies on temperature data are less frequent (Prieto et al., 2004; Bermejo and Ancell, 2009; Fernández-Montes et al., 2012, 2013). However, these studies have used datasets with low spatial density. Those works that employed higher density datasets have focused at a regional level and with different methodologies, such as studies in the eastern Mediterranean coast (Romero et al., 1999; Miró et al., 2015), in Catalonia (Albentosa Sánchez, 1973), in the Northern Plateau (Calonge Cano, 1984), in the Iberian System (Ortega, 1992), or in the central Pyrenees (Creus Novau, 1983). Up to now, no study has provided a detailed and spatially precise description of the interactions between WTs and temperatures for the IP as a whole using high-density datasets.

This study analyzes the relationship between WTs and monthly average maximum (Tmax) and minimum (Tmin) temperatures in the IP for the period 1951–2010. Using a stepwise regression model, the WTs that best explain the behavior of Tmax and Tmin are selected. In addition, this study analyzes the spatial behavior of temperatures (i.e., how they increase or decrease in different regions of the IP) is influenced by the different WTs. The study was performed using a high-resolution grid (10 × 10 km) of monthly averages of Tmax and Tmin obtained from the MOTEDAS database (González-Hidalgo et al., 2015), which provides an unprecedented high spatial detail for temperatures in the IP.

## 2. Databases and methods

### 2.1. Study area

The climate in the IP is influenced by its position in the area of subtropical transition in the European western facade (Lionello, 2012).

IP's climate is also affected by its position between the Atlantic Ocean and the Mediterranean Sea, with contrasting characteristics, and by the distribution its main mountain systems, with east–west orientations, dividing the space into three major climatic areas: i) the north coast; ii) the mid-west regions spanning down to the south coast; and iii) the Mediterranean coast (Font Tullot, 1983; Martín and Olcina, 2001). The large interior space is divided into two large units (the North and South Plateaus) with high elevations (values above 600 m over the sea level in the Northern Plateau and around 400 m over the sea level in the Southern Plateau). The relief distribution is a critical element determining the distribution of climate elements, such as rainfalls and its different gradients, as well as spatial differences along the year according as pressure systems evolve with the solar zenith.

Studies of synoptic climatology in the IP indicate that, throughout the year, a sequence of different types of air masses is observed, implying different WTs (Martín and Olcina, 2001). These WTs impact on the temperature distribution, so that the temperature climatology typically exhibits variations in the directions north–south, inland-coast and altitude effects caused by: (1) the north–south distance (circa 1000 km), (2) the position between two contrasting masses of water, and (3) the altitude and distribution of the most relevant mountain ranges. On the other hand, it has been generally accepted that the spatial temperature distribution is less variable than rainfall, although recent studies have shown that the spatial variability can be very high even at distances less than 100 km as has been suggested by Peña-Angulo et al. (2015) and Miró et al. (2015) using different approaches, decorrelation distance decay function (CDD) and statistical downscaling of high spatial resolution respectively.

### 2.2. Databases

This study uses the high-resolution grid version (10 × 10 km) of the MOTEDAS database published recently (González-Hidalgo et al., 2015). MOTEDAS has been developed after exhaustive quality control and homogenization procedure of the c. 4000 original stations stored at Meteorological Agency from Spain (AEMet) archives. All 4000 series went through a reconstruction step to fill in the gaps and missing data. This process required the use of reference series calculated from selected neighbors not far than 50 km and highly correlated, and finally weighted by inverse distance. From the total amount of reconstructed series, a set of 1358 stations were chosen favoring those with higher percentage of original data and reconstructed by distances was selected to perform a high resolution grid (10 km × 10 km). Then, MOTEDAS grid version consists of 5236 pixels of complete monthly Tmax and Tmin series from 1951 to 201 (Fig. 1a). The grid was complemented with data from 28 stations from the IPMA (Portuguese Institute of Sea and Atmosphere) to which we applied the same quality control process and reconstruction. Given the lower density of information in the Portuguese territory, this data is used in its original location (coordinates of observatories) without including it in the Spanish grid, and it is used to test the spatial coherence between the results in the two countries.

Here, WTs are analyzed using the daily database of surface pressures from NCAR/NCEP, with a spatial resolution of 2° (Kistler et al., 2001). It was chosen because it provides information from 1948 onwards (unlike other reanalyzes datasets often used, but that start later in time, such as ERA-Interim, ERA-40, or MERRA).

The authors are aware that using monthly data instead of daily data presents both advantages and disadvantages. Beyond the first and more intuitive advantage of the higher density available with the monthly precipitation networks, monthly data also reduces the existing uncertainties of the temperature records, given the difficulty of having reliable and homogeneous daily temperature datasets. In our case, each monthly series is complete during all the study period, so station density is constant in time, and homogeneously distributed all over the IP, while for daily series this is often a problematic issue. However, using monthly data has the important disadvantage of masking the



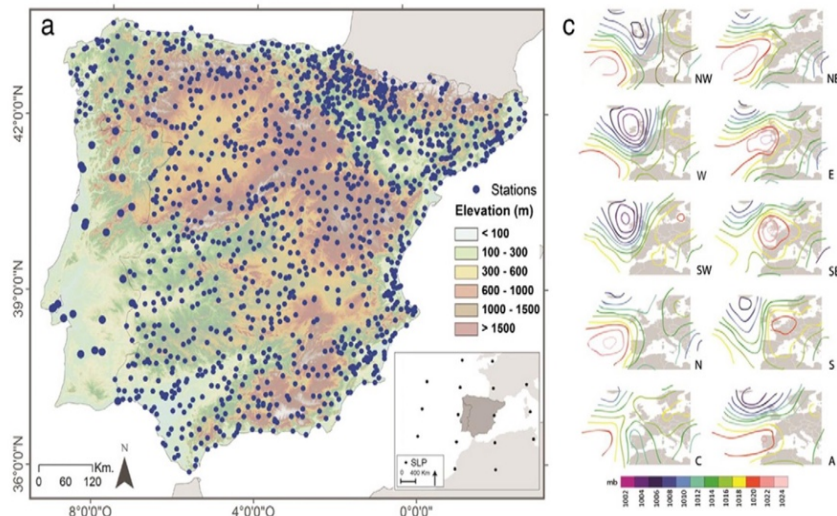


Fig. 1. a) Spatial distribution of stations and elevation of the IP. Portugal points have a larger size than the points in Spain for better viewing. b) Points of SLP fields. c) Mean SLP field configuration of the 10 WTs (directional and pure). The contour interval is 2 hPa.

spatial and temporal uncertainty associated to extreme events and very specific atmospheric configurations (e.g. Vicente-Serrano et al., 2009). Moreover, with a daily dataset it is not necessary to introduce a regression model to calculate the regression coefficients associated to the WTs, from which all the predicted temperature values are derived: they can be directly obtained from the observed daily data, without introducing all the uncertainties typical of a regression model (due to autocorrelation, multicollinearity, heteroscedasticity, non-Gaussian residuals, etc.).

### 2.3. Weather type classification

To analyze the relationship between temperatures and WTs, it is necessary to define the set of observable WTs in the studied region. Due to the aforementioned complexity in the atmospheric dynamics in the IP, there is no consensus on which is the most suitable method to classify the WTs in this territory (Martín-Vide, 2002; Philipp et al., 2010). Some of the most recent studies in this field (Spellman, 2000; Trigo and DaCamara, 2000; Cortesi et al., 2013a; Santurtún et al., 2015) have used the classification method proposed by Lamb (1972) and automatized by Jenkinson and Collison (1977), which was further developed by Jones et al. (1993) and adapted to the Iberian Peninsula by Trigo and DaCamara (2000). A recent discussion of the method's strengths and caveats can be read in Jones et al. (2014).

Here, this classification method is applied to daily pressure data at 16 grid points  $p_1 \dots p_{16}$  centered on the IP (Fig. 1b), spaced  $5^\circ$  in the longitudinal sense and  $2.5^\circ$  in the latitudinal sense. These data were obtained averaging the 6-hourly data from the NCEP/NCAR Reanalysis database (period 1951–2010). Six geostrophic indices were computed taking into account the wind direction (D), force (F) and vorticity (Z). The equations to get the six geostrophic indices are:

- Southerly flow:  $F_s = 1.305[0.25(p_5 + 2p_9 + p_{13}) - 0.25(p_4 + 2p_8 + p_{12})]$
- Westerly flow:  $F_w = [0.50(p_{12} + p_{13}) - 0.50(p_4 + p_5)]$
- Southerly shear vorticity:  $Z_s = 0.85[0.25(p_6 + 2p_{10} + p_{14}) - 0.25(p_5 + 2p_9 + p_{13}) - 0.25(p_4 + 2p_8 + p_{12}) + 0.25(p_3 + 2p_7 + p_{11})]$
- Westerly shear vorticity:  $Z_w = 1.12[0.5(p_{15} + p_{16}) - 0.5(p_8 + p_9)] - 0.91[0.5(p_8 + p_9) - 0.5(p_1 + p_2)]$

- Total flow:  $F = (F_s + F_w)0.5$
- Total shear vorticity:  $Z = Z_s + Z_w$

The numerical coefficients in the above formulas depend only on the latitude of the central grid point. Using these six geostrophic indices, daily WTs were obtained following these rules:

- The wind direction is calculated as:  $D = \tan^{-1}(F_w / F_s)$ ;  $180^\circ$  being added if  $F_w$  is positive. D is subsequently classified using the eight directions of the compass rose, allowing  $45^\circ$  per sector.
- If  $|Z| < F$ , the flow is directional, and the WTs are defined, depending on the compass rose, as: 'N', 'NE', 'E', 'SE', 'S', 'SW', 'W', 'NW'.
- If  $|Z| > 2F$ , the WT is considered the pure cyclonic type 'C' (if  $Z > 0$ ) or the pure anticyclonic type 'A' (if  $Z < 0$ ).
- If  $F < |Z| < 2F$ , the WT is considered an hybrid type, cyclonic if  $Z > 0$ : 'CN', 'CNE', 'CE', 'CSE', 'CS', 'CSW', 'CW', 'CNW' or anticyclonic if  $Z < 0$ : 'AN', 'ANE', 'AE', 'ASE', 'AS', 'ASW', 'AW', 'ANW'.

In summary, a total of 26 WTs was obtained, divided into i) 8 directional WTs (North 'N', South 'S', East 'E', West 'W', Northeast 'NE', Northwest 'NW', Southeast 'SE', and Southwest 'SW'); ii) 2 pure WTs (anticyclonic 'A' and cyclonic 'C'); and iii) the combination of both to conform 16 hybrid WTs ('AN', 'AS', 'AE', 'AW', 'ANE', 'ANW', 'ASE', 'ASW', 'CN', 'CS', 'CE', 'CO', 'CNE', 'CNW', 'CSE' and 'CSW'). Like in Trigo and DaCamara (2000), an unclassified type was not defined, opting to disseminate the fairly few cases ( $< 2\%$ ) with possibly unclassified situations among the retained 26 types. This was done in order to solve the problem of the sudden increase in the unclassified type during summer for IP with Jenkinson and Collison's method detected by Martín-Vide (2002) and caused by the dominant low-pressure summer gradient over IP.

The main drawback of Lamb's classification is that WTs have not been defined to maximize the explained variance of the target variable ( $T_{max}$  and  $T_{min}$  in this study). Thus, many WTs are not influential on the target variable. Another limitation is that even for WTs that behave as climate drivers of the target variable, that variable usually has a high variability within that WT, making the classification useless for many practical applications (i.e.: downscaling). In particular, classifications with few WTs are those with the highest intra-WT variability. However, using a higher number of WTs (usually 27 or 41) has the disadvantage of reducing the WT frequency, which for some WTs can lead to very few days associated, especially if the study period is short and/or the

analysis is done at monthly or seasonal scale. WT's with a low frequency of occurrence don't allow to perform robust statistical analysis; for example, they are bad predictors in regression models such as the one used in the present study. Finally Jenkinson and Collinson's method is related to the absence of pressure data at other levels besides SLP, which can artificially increase the frequency of cyclonic days (both pure and hybrid) during the summer months in some IP areas, as a consequence of frequent low pressures at surface level during this season. Nevertheless, we found that this problem does not affect the IP when studied as a whole: summer frequencies for the combined 9 cyclonic WT's are always below 3 days/months. Fig. 2 shows the monthly frequency of all WT's. The most frequent WT's throughout the year are A, C and the eight directional types. NE, E and N types have a high frequency in the summer, which decreases in the rest of the seasons. Conversely, SE, S, W and SW types are more common in winter. The cyclonic type is most frequent during the spring. The NW type does not present a clear seasonality, although it shows a higher frequency during November, December and May. In general, winter shows a greater variety of WT's than the summer. Fig. 1c shows the patterns the most frequently (directional and pure).

### 3. The model

A forward stepwise multiple regression was applied to estimate the monthly series of Tmax and Tmin at each grid point of the MOTEDAS dataset and at each Portuguese point independently. The predictors were the 26 series of the monthly occurrences (counts) of each daily WT's. This model corresponds to an adaptation of the model proposed by Cortesi et al. (2013a) for reconstructing monthly rainfall data in the IP.

The model first selects the WT's that best explain temperatures, thus avoiding possible over fitting problems caused by the use of a high number of predictors (Storch and Zwiers, 2000) and allowing easier interpretations of the results obtained with the model. In this study, the predictor selection at each grid point is carried out based on the measured error (RMSE) and not by the explained variance ( $R^2$ ). Thus, the process of selecting the model predictors begins by choosing the WT (from the full set of 26 WT's) with smallest RMSE and, in successive steps, the WT that mostly reduces the RMSE is added, one at time. A minimum reduction of 0.03 °C – empirically selected – of the RMSE is imposed for each new WT added. Such a critical temperature parameter was found to be the optimal threshold, which minimize model over fitting. To justify the use of RMSE instead of  $R^2$  as criterion to select the predictors, Fig. 3 shows the variation of these two error indices as a result of increasing the number of selected predictors in the regional series in winter and summer. The figure shows that, while  $R^2$  systematically increases with each new predictor added in the model (Martínez, 2005), the RMSE value shows an optimal number of predictors above which the model performance (in terms of the error) gets worse by the effect of the over fitting.

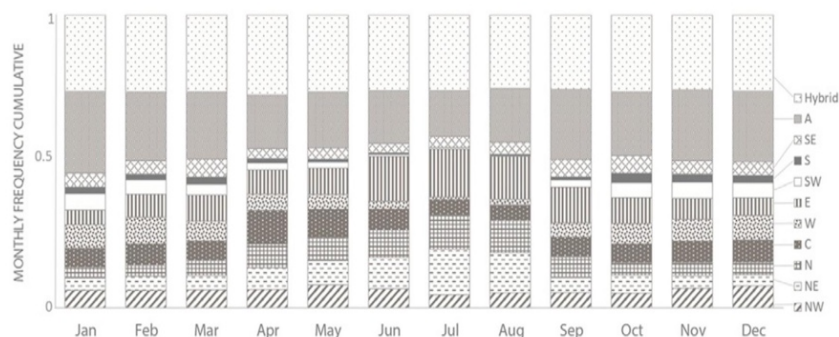


Fig. 2. Monthly cumulative frequency of the 10 directional and pure WT's, and 16 hybrid WT's.

The computation of the RMSE was performed for each month and pixel of the IP territory using the equation:

$$RMSE(p, m, k) = \left[ n^{-1} \sum_{i=1}^n (P_{(p,m,k)} - O_{(p,m)})^2 \right]^{0.5}$$

where  $p$ ,  $m$  and  $k$  refer to the grid point, month and predictor combination (i.e. WT monthly frequency) respectively;  $n$  the total amount of years, and  $P$  and  $O$  refer to the predicted and observed values. For each month and point, it was verified that the regression residuals followed a Gaussian distribution.

The correlation of the 26 WT's was computed and a few values over 0.5 were detected during July (between N and W), in November (between N and NE), and in December (between N and NW). This aspect is of relevance as for these combinations of WT's and months; their associated regression coefficients have a high uncertainty because of the high correlations between their WT's.

The regression coefficient's error can be high even in the absence of autocorrelations. For this reason, to evaluate the impact of each WT on the average monthly temperatures, we analyzed the spatial distribution of the significance of the correlations between the monthly occurrence of the WT's and the monthly temperatures, instead of analyzing the spatial distribution of the regression coefficient associated to each WT.

The model calibration-validation procedure was performed using a "leave-one-out" procedure (Wilks, 2006) i.e., to estimate the temperature for each year – in a specific month and location – only the data of the rest of the years was used to generate the model (Cortesi et al., 2013a). The predicted temperature was compared to the one observed each year to obtain an estimation of the model error. The Mean Absolute Error (MAE) was used in this case.

In addition to the leave-one out validation, a complementary procedure was carried out to evaluate the suitability of the proposed model to predict temperatures in the long term (instead of predicting yearly temperature using information from immediately preceding and subsequent years). Thus, the temperature data of the last 10 years registered (2001–2010) in a representative location (Madrid's cell, approximately the IP center) were estimated using a model trained with information from all previous years (1950–1999). Results were obtained only for the two months in which the best estimations (November for Tmin) and worst ones (May for Tmax) had been obtained with the leave-one-out procedure.

### 4. Results

#### 4.1. Model validation

Fig. 4 shows the overall results of the spatial distribution of the MAE. The observed MAE for Tmax is greater than that for Tmin in all months, except for December. The highest values of MAE for Tmax (0.9–1.5 °C) are located in the inner regions of the IP and during the warmest



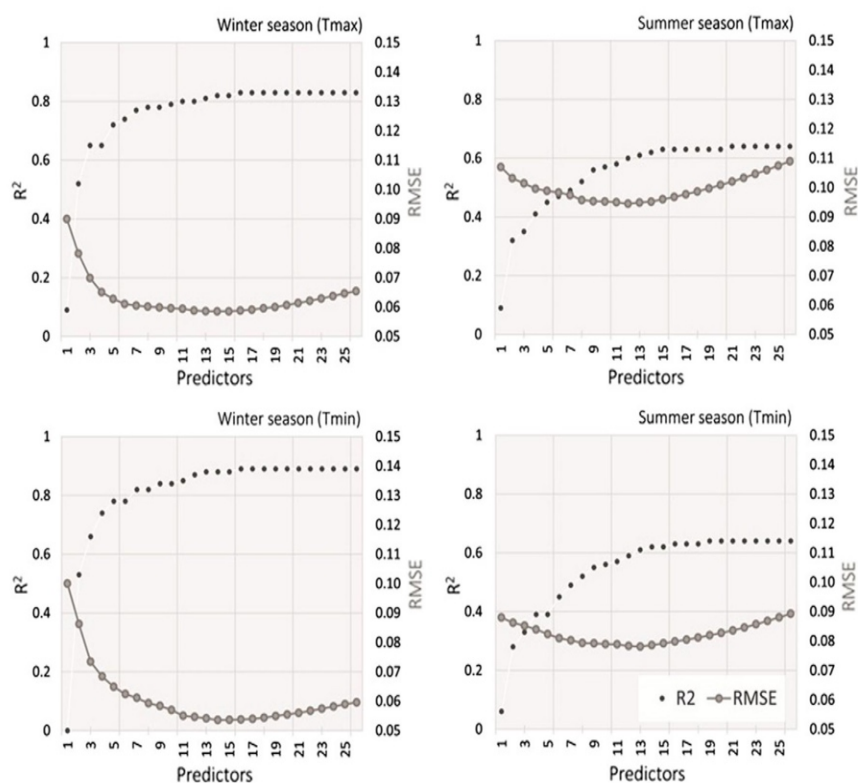


Fig. 3. Evolution of the RMSE and the determination coefficient ( $R^2$ ) as the number of predictors selected with the stepwise regression model increases. Results for Tmax (up) and Tmin (down) data in the IP during winter (left) and summer (right).

months (May to October). The spatial behavior of the MAE in November and February is homogeneous, with values lower than  $0.9\text{ }^{\circ}\text{C}$ ; the same occurs in January, except for the Ebro valley and the Duero basin, where the MAE increases. The lowest MAE values ( $<0.7\text{ }^{\circ}\text{C}$ ) are measured in December in the south of IP. The Tmin MAE values are

very homogeneous in space and time ( $0.7\text{--}0.9\text{ }^{\circ}\text{C}$ ), and only in specific cases the MAE values decrease below this range (November) or increase above it (in the North of IP in January and September).

Fig. 5 illustrates the results of the generated model using the second validation procedure in the cell corresponding to Madrid during the

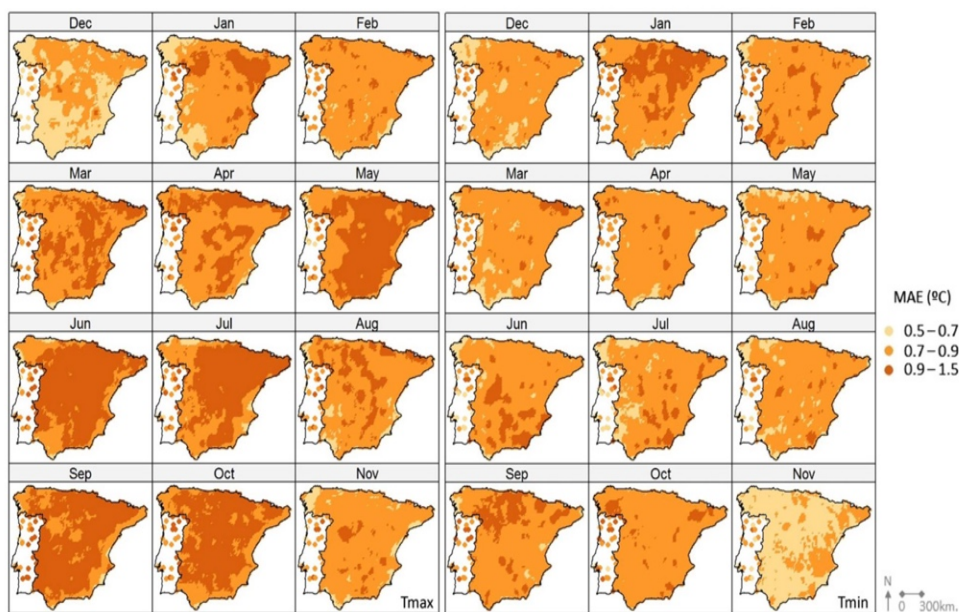


Fig. 4. MAE results with the leave-one-out validation of the multivariate regression model using WTs to estimate Tmax (left) and Tmin (right) data.

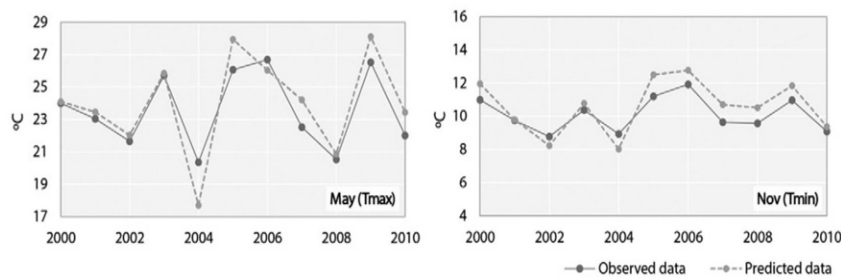


Fig. 5. Observed (blue) and estimated (red) temperatures with a model trained with data from the period 1950–1999 and validated with data in the period 2000–2010. Results shown are for Madrid's cell for Tmax in May (left) and Tmin in November (right).

months of May (for Tmax) and November (for Tmin). In this case, the model was trained during the period 1950–1999 to estimate the temperatures in the period 2000–2010. The figure shows that better estimations are obtained for the initial years of the estimated period, that is, years, which are closer to the final part of the calibration period. It also shows that the WTs are, in general, capable of explaining a large part of the temporal inter-annual variability of the temperature.

#### 4.2. Spatial variability of temperatures

Fig. 6 shows the spatial distribution of the number of predictors selected by the model. Results vary with the month and grid points analyzed and are different for Tmax and Tmin. For Tmin more than five WTs are selected between November and February, while in the remaining months it is less than five. For Tmax, the number of predictors tends to be higher than for Tmin (>5, most of the times) except for December, January, July, August, and, to a lesser extent, April.

The months with fewer predictors for Tmax are the coldest ones (January and December) and warmest ones (July and August). For Tmin, the months with fewer predictors are observed between March and October. The distribution of the number of predictors along the annual cycle shows a pattern, which is similar to the monthly behavior of the “correlation decay distance” (CDD) for Tmax and Tmin in the IP, as presented in Peña-Angulo et al. (2015). Fig. 7 shows the average monthly CDD values and the number of predictors of regional series of

the peninsular region of Spain. It means that the higher the number of predictor WTs, the less spatially variable is the temperature. The lowest values of CDD (corresponding to a higher spatial variability of temperatures) are located, for Tmax, in January, December, July and August; for Tmin, the lowest CDDs are found in March and between July and August. Spatially, the lowest number of predictors considered is located in regions where lowest CDD values are observed (southeast peninsula). In summary, the highest spatial variability of temperatures matches the areas in which the number of WTs selected is lower.

#### 4.3. Contribution of weather types to monthly temperature

Table 1 shows the percentage of grid points (in the Spanish territory) and stations (in Portugal) with a significant ( $p < 0.05$ ) positive or negative correlation, between the most frequent WTs (i.e., directional and pure) and Tmax/Tmin data for all months. In addition, Figs. 8–17 show a set of maps with the spatial patterns of correlations (significant and non-significant) between WT and both Tmax (left) and Tmin (right). The correlation was computed between the detrended temperature series and the WTs frequency series. The detrended series were obtained subtracting their respective linear trends for each grid point.

We will discuss the results accordingly the most prominent effect of each WT, thus WT are classified as positive/negative considering the number of months in which the significant positive/negative

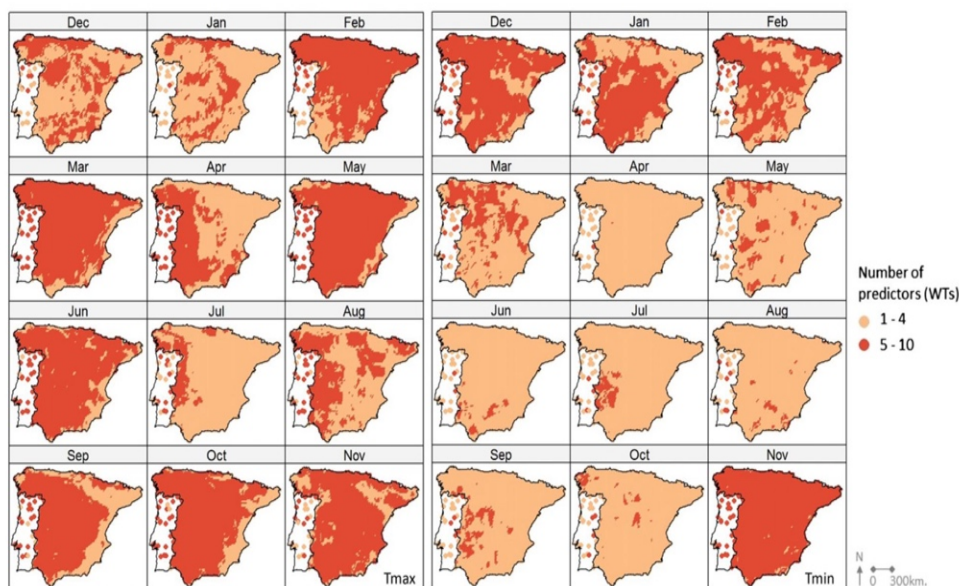


Fig. 6. Spatial distribution of the number of predictors used for Tmax (left) and Tmin (right).



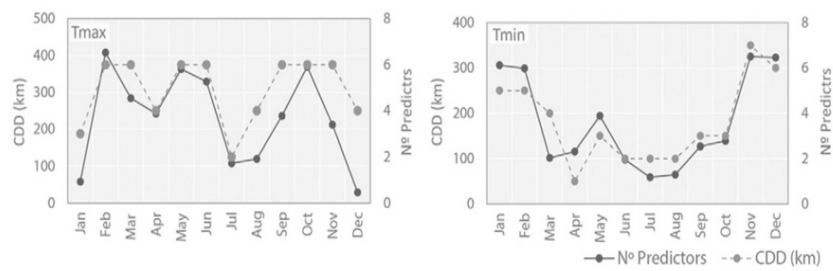


Fig. 7. Number of predictors (dashed lines) and CDD (in km, solid lines) for the IP along the year and for Tmax (left) and Tmin (right) data.

percentage of pixels was larger than 50%; WT's with mainly positive contribution were S, SE, SW and A; WT's with mainly negative contribution were N, NW, NE and C, and finally the zonal advections E and W.

#### 4.3.1. WT with mostly positive contributions

The SW advection correlates positive and significantly with Tmin over 75% of total land between October and March. The monthly frequency of this WT is higher (>1 day/month) during these months when correlation is at higher values. Its relationship with Tmax is clearly lower and only significant and positive in December (>75% of total land) and during November along the Mediterranean coast to the east. Between March and September the correlation with Tmax is mostly negative (except in July) but mostly not significant, reaching 37% of total land in May in central-western (Table 1). There is not a clear spatial distribution of correlations between SW and Tmin, while in Tmax (discarding the significance) we detect a SW–NE/W–E gradient with negative/positive (Fig. 8).

The SE advection also presents a high monthly frequency (>1 day/month) except June (Fig. 2). The correlation is positive and significant for Tmax in more than 50% of total land between April–June and August–September and, to a lesser extent, in March and October (>30%). The highest and significant correlation values obtained with Tmin are observed in April–May and August (>50% of total land) and, to a lesser extent, September and October (>30%, Table 1). The spatial distribution of correlation with Tmax presents

a SE–NW/E–W gradient with negative/positive; this spatial gradient is not observed in Tmin, and sometimes S–N gradient can be identified (November, December, January) or E–W (April, May, August) (Fig. 9).

Both southerly advection SE and SW present a spatial distribution of correlation signal with positive temperature values to the N–NE–E under SW flow, and to the N–NW under the SE type. In both cases the coastland areas under the influence of flows correlate negatively.

The third positive flow is the S, which monthly frequency is low (<1 day/month, Fig. 2). Under this, WT Tmax is correlated positively and significantly across IP (>50%) in September and November, and with Tmin in September, November–December and March (Table 1). The spatial correlation distribution does not show any spatial contrast between opposite regions of Iberia (Fig. 10).

Finally, positive correlation has been identified between the A type and temperature. This WT is the most frequent along the year (>5 day/month) and at highest frequency between September–March (>7 day/month, Fig. 2) and is correlated significantly and spatially generalized (>50%) with Tmax except in December, July and August (Table 1). The positive correlation with Tmin is limited to February, March and May (>75%), while negative correlation has been identified in January and December (in >75% of total land) and in July (>50%). In Tmin a N–S gradient with negative correlation and significant is detected in the southern areas in December and January, while in July the negative signal is located to the north (Fig. 11).

Table 1

Percentage of land (by pixels) with significant Pearson's correlation coefficients (p-value <0.05) estimated between temperatures (Tmax and Tmin) and WT's (directional and pure).

		Positive										Negative									
		NE	N	NW	C	A	SW	S	SE	W	E	NE	N	NW	C	A	SW	S	SE	W	E
Tmax	Jan					67	2	1		8		33	36	58	38			5	12		46
	Feb					100	6		7	2		71	99	57	100				4	9	49
	Mar			2		99			28	36		4	91	5	100		2		3	70	5
	Apr					92	1	1	75	2	17	6	2	80	47					53	6
	May					95			90		74		17	100	65		37			20	
	Jun					59			16	59	44			96	55					25	
	Jul		2		9	1	17	9	7		17		28	1	6	9				16	10
	Aug					6			14	79	1	41	39	54	35	3	2			8	3
	Sep					92			97	65	23	9	99	45	62					50	
	Oct					99	11	3	30		6	76	81	76	96					75	
	Nov					85	38	84	11	23		64	99	32	52						10
	Dec					18	97	36		76		30	67	63	45				6		54
Tmin	Jan				77		100			100		100				77		1	3		97
	Feb					93	100			100		100	100	2	37				15		100
	Mar					95	86	90		70		72	83		25				37		96
	Apr					23	25	7	60	4		31	6	6							15
	May					88			57		3			70	95	4	4				
	Jun					33			2		17			100	19					1	
	Jul	5			36		7	11	1	17			25	9		50				15	6
	Aug				29			19	74		30	1	25	5		12	1				
	Sep					17			62	34	8	41	91	38					36		
	Oct					11	81	25	30			100	89	22					2		
	Nov						100	100	5	100		100	100	1							79
	Dec				17		100	87		100		57	10	1		79		7			100

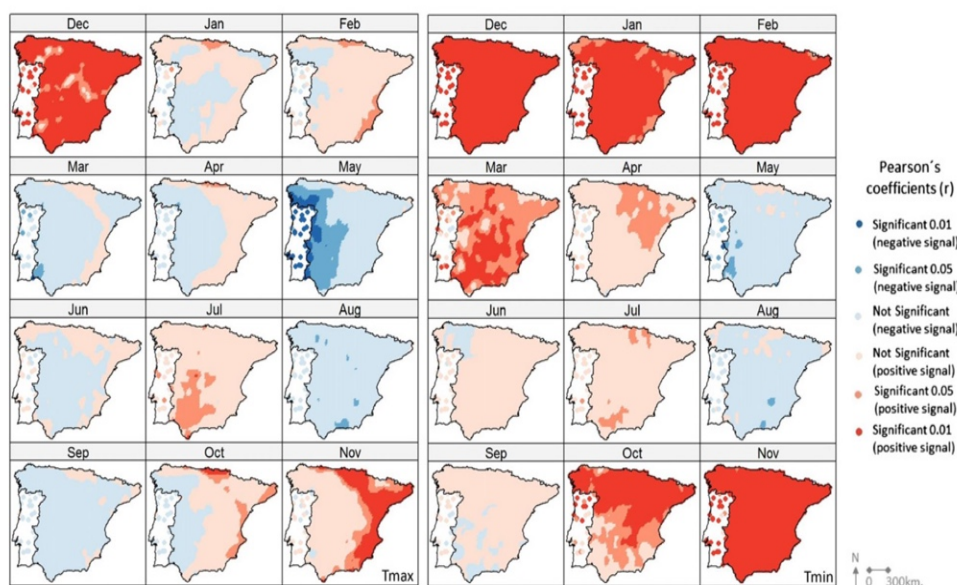


Fig. 8. Pearson's coefficients ( $r$ ) between the SW advection and Tmax (left) and Tmin (right).

#### 4.3.2. WT with monthly negative contribution

The NE type affects Tmin during the cold months between October–March (>50% of total land), and to a lesser extent in September and April (>30% of total land). The signal of correlation is negative and significant Tmax in more than 50% of total area in February, October and November (Table 1). The spatial distribution of correlation for Tmin shows a well-contrasted months: in December the negative-significant correlation is located to the extreme southwest, while in September it is mostly in the Northwest. The spatial distribution of correlation with Tmax shows a NE–SW/E–W with negative/positive values (Fig. 12). It is interesting to notice that monthly frequency of this WT is high (>1 day/month) between July and August (Fig. 2) when no significant correlations are detected with temperatures.

The NW advection presents the highest percentage of land (>75%) with significant and negative correlation respect to the other directional WT in May and June for Tmin (Table 1), when it is at the highest frequency (Fig. 2). The spatial distribution of correlation with Tmax shows a NW–SE orientation with negative/positive values, not observed in Tmin (Fig. 13). Except March, July, August, September and November, the spatial correlation is significant in >50% of land.

The NE and NW advectons resemble the SW and SE advection pattern changing the areas under positive and negative correlations, and suggest that the spatial gradient emerges as a consequence of the impact of Iberian relief in the air masses implying negative correlation values in coastland areas where flows from northern latitudes arrive, and positive correlation to the southern coastland.

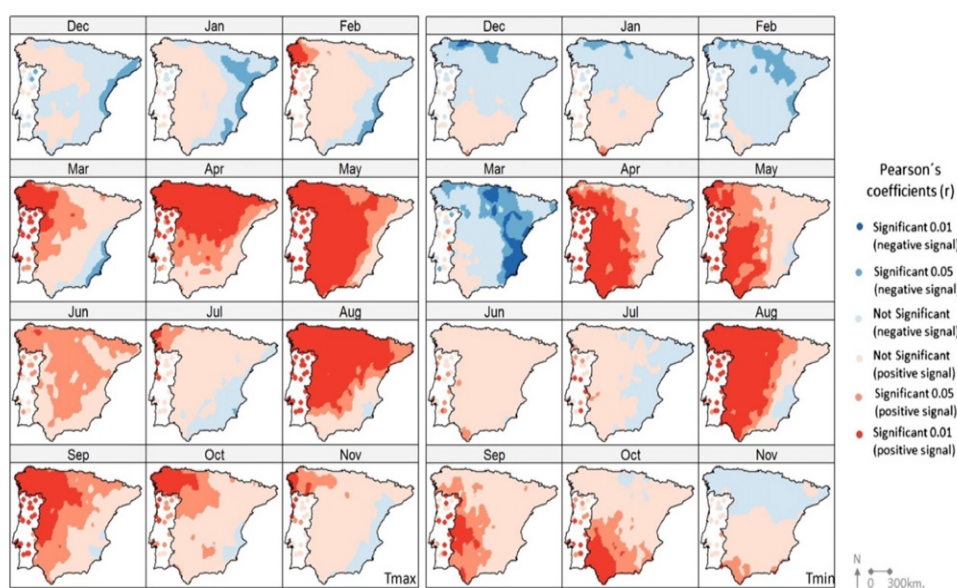


Fig. 9. Pearson's coefficients ( $r$ ) between the SE advection and Tmax (left) and Tmin (right).



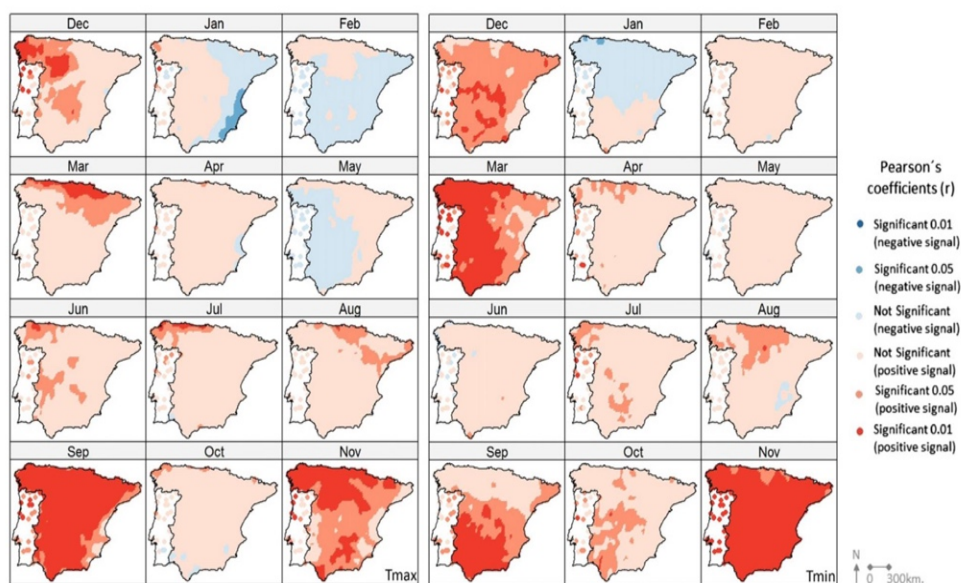


Fig. 10. Pearson's coefficients ( $r$ ) between the S advection and Tmax (left) and Tmin (right).

Finally, N advection, characterized by high monthly frequency particularly in July and August (>3 day/month, Fig. 2) correlates negative and significantly (>50%) with Tmax particularly in February–March and August–December, and in February–March and September–November in Tmin (Table 1). No spatial contrast pattern has been observed (Fig. 14).

The C type is the last WT with generalized negative correlation values with both temperatures; this WT has a high frequency >2 days/month, except in July and August (Fig. 2). Its correlation with Tmax is mostly negative (Table 1), the reverse than observed for A type, and highest correlation values tend to be observed the southern areas under a strong S–N gradient (Fig. 15). The correlation pattern obtained with Tmin varies considerably between months and seems to be of

lower relevance, with positive areas in northern IP (July–August) or southern ones (January).

#### 4.3.3. Zonal advections contribution

The E advection (Fig. 16) presents a significantly negative correlation with Tmin from November to March in over 75% of the territory (Table 1). This negative contribution of E is also seen in the same months for Tmax (except in March), but in a much smaller area, located in the northern facade, the inner Northeast, and the Mediterranean fringe. The negative influence observed in the rest of the months for Tmax and Tmin is limited to the Southeast coast of the territory (Fig. 16). On the contrary, the significantly positive correlation is observed in larger areas for Tmax than for Tmin, and it is located in

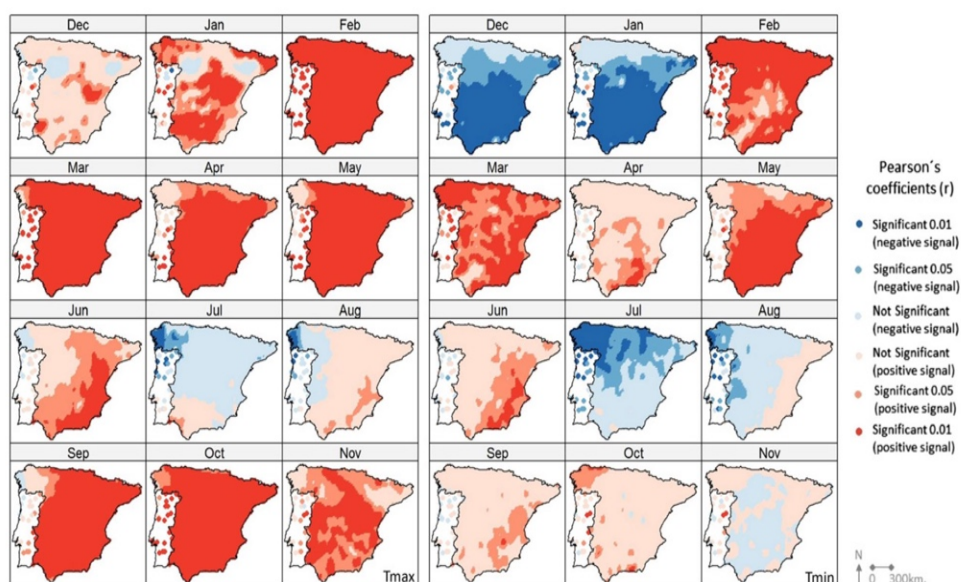


Fig. 11. Pearson's coefficients ( $r$ ) between the A advection and Tmax (left) and Tmin (right).

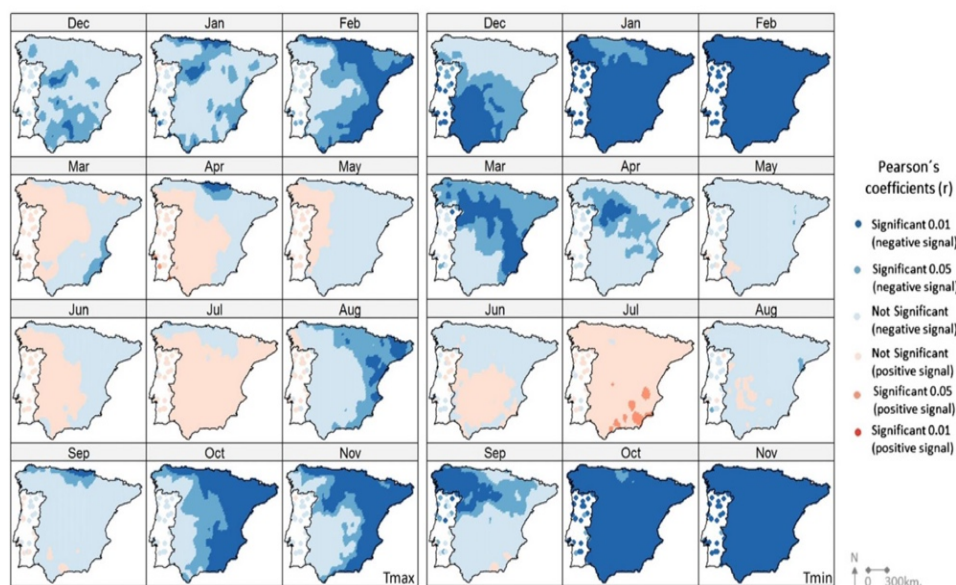


Fig. 12. Pearson's coefficients ( $r$ ) between the NE advection and Tmax (left) and Tmin (right).

both cases in the western parts of the IP. These areas with positive correlation vary in size between March and October for Tmax, and from May to September for Tmin. In summary, with the exception of cold months, the E flow shows an east–west gradient, shifting from negative to positive effects.

The opposite is observed with the flow from W (Fig. 17). The correlation between this WT and Tmin is significantly positive in most of the territory (>50%) from November until March (Table 1). In the rest of the months, this flow has very little influence on temperatures except for regions in the southwest (where the correlation is negative). Negative non-significant correlations are observed in large areas between May and October. As for Tmax, the effect of W is markedly different in time and space. In general this WT causes a drop of temperatures in the western facade between January and November, with the months

with the highest incidence (>50% of the territory) being March, April, September and October. Therefore, W flows tend to lower Tmax and to increase, especially in winter, Tmin values.

## 5. Discussion and conclusions

### 5.1. General consideration of model approach to WT effects on temperature

The study of the relationship between WTs and temperatures confirms that atmospheric patterns provide meaningful information to understand the spatial and temporal variations of Tmax and Tmin in the IP. Particularly, the high spatial density of temperature data used in this analysis allows the comprehensive identification of regions with different behavior, most of which influenced by the relief as a

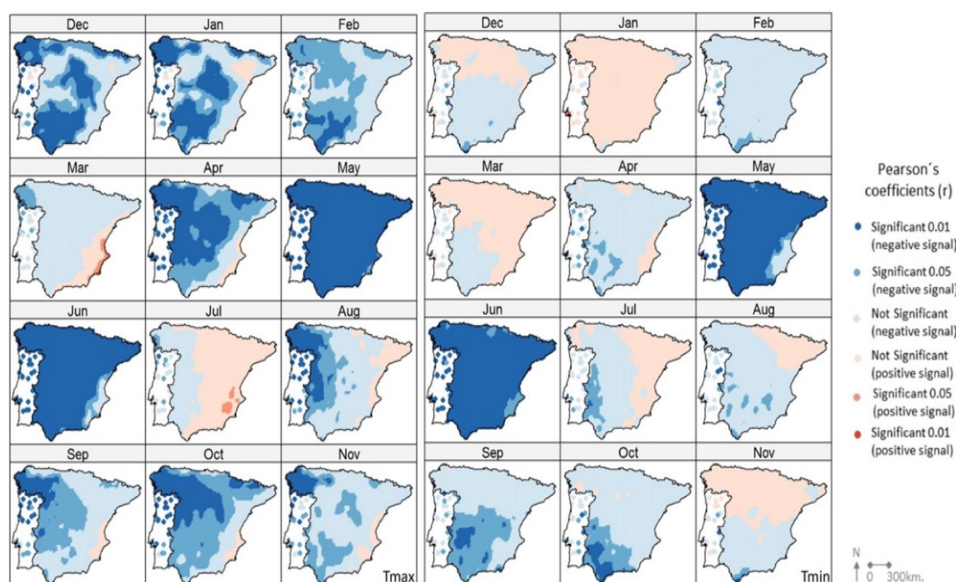


Fig. 13. Pearson's coefficients ( $r$ ) between the NW advection and Tmax (left) and Tmin (right).



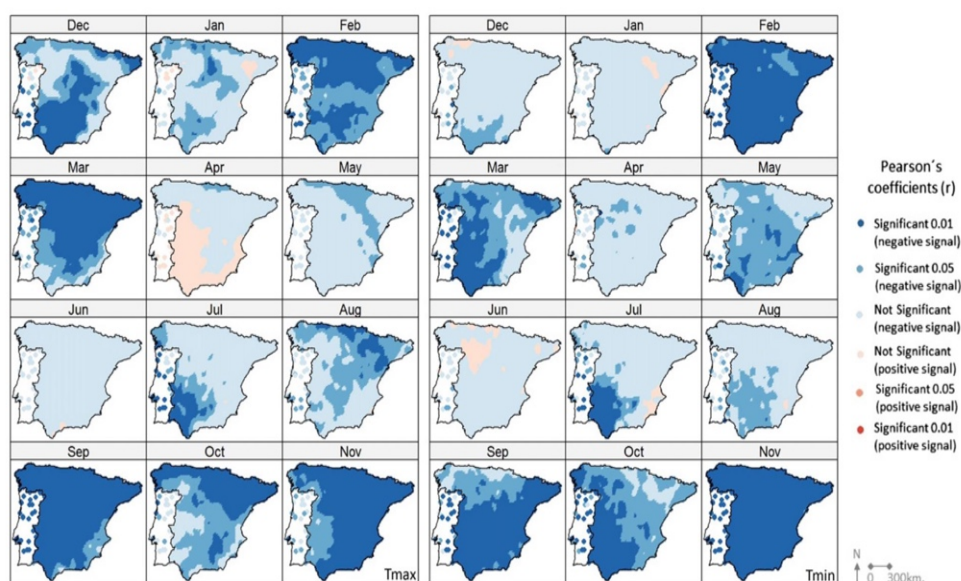


Fig. 14. Pearson's coefficients ( $r$ ) between the N advection and Tmax (left) and Tmin (right).

critical element that delimits different areas. In the Portuguese territory, although the scarcity of spatial information does not allow such a dense analysis of WT–temperature interrelationships as in the Spanish territory, the model shows results that are consistent with those attained for the Spanish territory, and give an idea of the space–time continuum from the peninsular center to the Atlantic coast.

The model validation based on the MAE indicates that nightly temperatures are better modeled than daily ones. Additionally, MAE results are more robust in coastal than in the inner regions, and they are, on the average, more reliable in winter as compared to the summer period. The lower number of predictors (WTs) that Tmin models uses (as compared to Tmax) suggests that night temperatures are less sensitive to pressure variations that take place in the general circulation of the atmosphere.

Results are consistent with the general conclusions formulated in the study conducted on precipitation in the IP using the same spatial resolution (Cortesi et al., 2013b): the lowest number of predictors is located in the southeastern fringe of the territory, near the Mediterranean Sea. It is however noteworthy that clear differences are observed between temperatures and rainfall due to the very nature of these two climate variables. On the one hand, rainfall data correspond to cumulative precipitation for each month, and so they are influenced by isolated events directly associated with a specific WT. Temperature data, on the other hand, correspond to the monthly averaging of daily records.

The spatial distribution indicates that the lower number of predictors associated with Tmax and Tmin matches the areas in which the spatial variability of temperatures (CDD) is higher, that is, in the

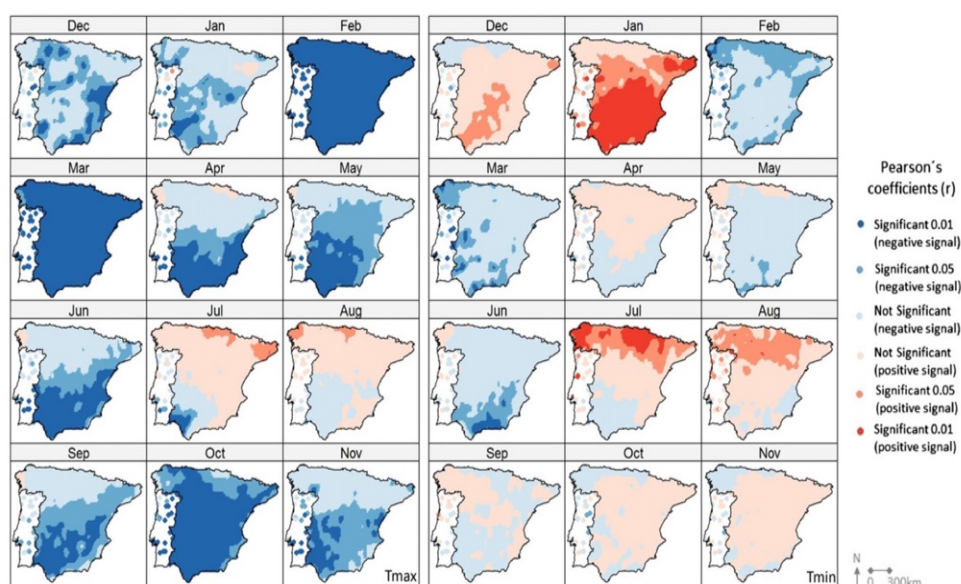


Fig. 15. Pearson's coefficients ( $r$ ) between the C advection and Tmax (left) and Tmin (right).

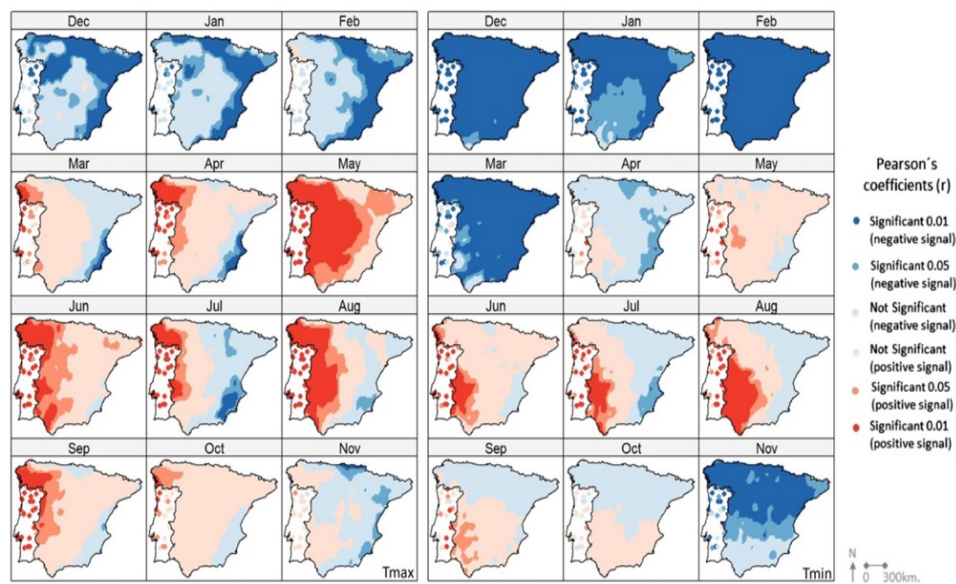


Fig. 16. Pearson's coefficients ( $r$ ) between the E advection and Tmax (left) and Tmin (right).

southeast and east (Peña-Angulo et al., 2015). This indicates that local factors may cancel the effect of some WTs representing the atmospheric overlying conditions in the IP. Recent results in eastern IP demonstrated that relief effect on inversion layers could be one of the most relevant factor to understand spatial variability of Tmin particularly (Miró et al., 2015).

Future analyses, comparing NCAR/NCEP with other long daily SLP database, such as the EMSLP (Ansell et al., 2006) or the 20th Century Project (Compo et al., 2011), could help improving reconstruction accuracy. Other possible improvement of the method could be achieved expanding daily SLP field to include also information given by geopotential heights, or including the geostrophic indexes

as potential predictors (the ones that can be defined also at monthly time scale).

## 5.2. The different effects of WT on temperature

Day-time (Tmax) and night-time (Tmin) measurements are usually influenced by a combination of slightly different mechanisms. Thus, Tmax is mostly driven by the solar radiation cycle, and modulating effect of cloud cover, water vapor, aerosols and the latent heat from evaporation (Dai et al., 1999; Philipona et al., 2005; Makowsky et al., 2008; Lauritsen and Rogers, 2012). On the other hand, Tmin is also conditioned by cloud cover and the latent heat fluxes from soils

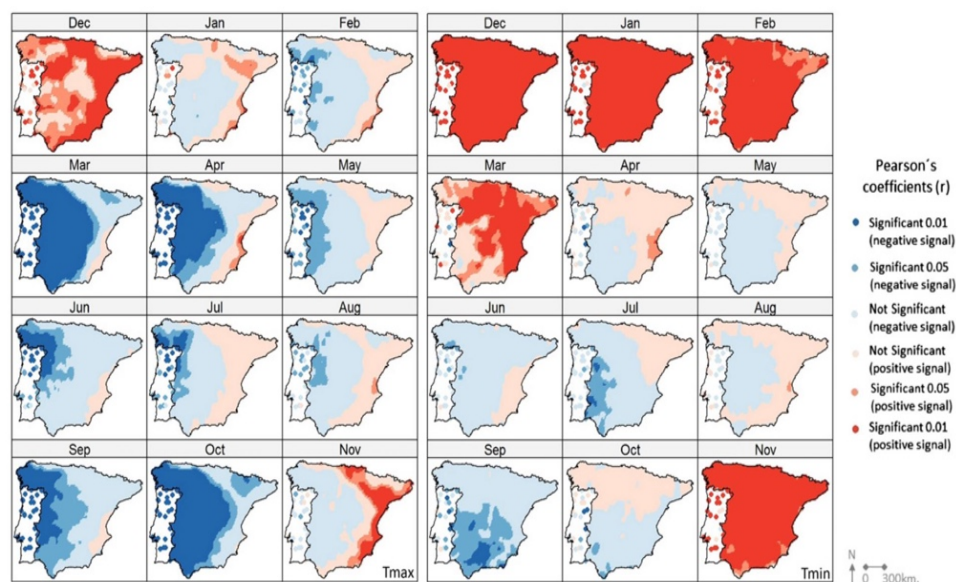


Fig. 17. Pearson's coefficients ( $r$ ) between the W advection and Tmax (left) and Tmin (right).



during night-time, that can vary by more localized factors such as land-use changes (Kalnay and Cai, 2003; Christy et al., 2006, 2009; Jones et al., 2008; Ren et al., 2009; Klotzbach et al., 2009), and the relief that can promote inversion layers (Miró et al., 2015). These underlying factors must be taken into account in the spatial and temporal analyses of correlation maps obtained between WT and both Tmax and Tmin as we have presented here. In this context, the WT approach is useful to provide the synoptic forcing, but its role to understand the monthly spatial variations of temperature should be evaluated considering the other factors mentioned above that control the radiation component.

The present analyses confirm that, in general, WTs related to northern advections (N, NE, NW) cause a decrease in temperatures in the IP, while WTs related to southerly ones (SW, S, SE) cause an increase of temperatures. These results match previous works using much less dense datasets (Rasilla, 2003; Fernández-Montes et al., 2012; Martín and Olcina, 2001), but we find that they differ significantly at spatial and temporal levels (months), and sometimes the effect varies between Tmax and Tmin. Furthermore, the spatial analyses of correlations suggest that in the IP, the Tmax values under directional WT suffer a generalized adiabatic processes with observed Tmax gradients presenting an overall shape in accordance with the air mass origin. Therefore, it is understandable that in this processes the spatial distribution of main mountain chains plays a key role. We suggest that the unclear spatial distribution in Tmin under these WTs could be related to the effect of more local factors as was referred previously. Research in progress about land use changes and temperature in the Spanish mainland perhaps would be able to elucidate in future such important question.

Zonal advections represented by WTs W and E are likely the most useful ones to reveal the effect of the relief on temperature spatial patterns (Fig. 1). Regardless of its origin, both advections (W and E) cause inflows of sea air that in turn lead to a lower than usual temperatures in the affected coastal areas. As soon as these air masses enter into the IP from Mediterranean Sea (under E type), they ascend mountain ranges and when descending on the other side of the relief causes an effect of adiabatic heating, and thus, the relationship sign is inverted (increase of temperatures) in the central-western areas, which are further from the flow direction. Therefore, E flows reduce the temperatures in the Mediterranean coast but their effect changes and it ends up causing an increase of temperatures in the central-western regions. This effect is especially visible during summer months. On the contrary, under W flow, a negative contribution is observed in the western-central regions of Iberia, leading to an increase of the temperatures in the Mediterranean coast, a result that had been observed before in the analyses of extreme temperature (Fernández-Montes et al., 2012).

Finally, the two pure WTs (A and C) have quite different impacts. Under the A type we detected a positive/negative effect on Tmax/Tmin, particularly in winter months. The positive contribution of A on Tmax is likely related with the increase in sunshine duration detected in the IP (Sánchez-Lorenzo et al., 2007; Trigo et al., 2002), except for inner regions where large fogbanks can be developed (Martín and Olcina, 2001). The negative effect of A type in Tmin could be related with the decrease in cloudiness in the IP (Sánchez-Lorenzo et al., 2007, 2012) and its effect on irradiation losses (Fernández-Montes et al., 2012; Trigo et al., 2002). Water vapor, as a major GHG, seems to play a minor role because specific humidity in the IP has not changed significantly (Vicente-Serrano et al., 2014a, 2014b); these results agree with the effect of water vapor and cloudiness on Tmax suggested by Dai et al. (1999), Trigo et al. (2002) and Philippon et al. (2005) between others. In the remaining months, A causes a generalized increase of temperatures, except for July and August, when A type frequency is lower and sunshine has decreased (Sánchez-Lorenzo et al., 2007).

The mechanism that controls the relationship between C-type and temperatures does not appear to be so clear, and C type mainly causes

a temperature drop for Tmax (except for July and August), while its influence on Tmin is minimal.

### 5.3. Final remarks

The statistical relationships established between WTs and monthly temperature for present climate by the regression model can also be employed to estimate temperature changes in future by assessing the change in WTs frequency on the base of simulated SLP data from global circulation models (Demuzere et al., 2009; Lorenzo et al., 2011) or from regional climate models (Astrom et al., 2015). However, such an approach is based on the so-called 'stationarity hypothesis' or 'robustness assumption' (Gutiérrez et al., 2013), that considers the relationships to be constant in time, in order to remain valid under climate change conditions. This hypothesis is difficult to verify and is an ongoing research field (Hertig and Jacobeit, 2013). For this reason, even in case the frequency of one or more WTs might not change in the near future, the contribution of each WT to Tmax or Tmin might change in an unpredictable way.

The WT classification could be improved taking into account other predictors. A recent preliminary assessment of 46 statistical downscaling methods (of which 4 relying on the weather type approach) for the European region done in the framework of the COST Action VALUE ES1102 (2015), has demonstrated that the better performing methods in predicting local daily temperature and precipitation are those who takes into account, beyond SLP, also other large-scale variables well simulated by climate models such as the geopotential height and the humidity. In this work, a relatively simple WT classification was preferred because the main objective was understanding the physical links between WTs and temperature in the IP, not validating a state-of-the-art method for predicting temperatures.

### References

- Albentosa Sánchez, L., 1973. Los climas de Cataluña. Estudio de Climatología Dinámica. Tesis Doctoral Universidad de Barcelona.
- Ansell, T., Jones, P.D., Allan, R.J., Lister, D., Parker, D.E., Brunet-India, M., Moberg, A., Jacobeit, J., Brohan, P., Rayner, N., Aguilar, E., Alexandersson, H., Barriendos, M., Brazdil, R., Brandsma, T., Cox, N., Drebs, A., Founda, D., Gerstengarbe, F., Hickey, K., Jonsson, T., Luterbacher, J., Nordli, O., Oesterle, H., Rodwell, M., Saladié, O., Sigró, J., Slonosky, V., Srnc, L., Suarez, A., Tuomenvirta, H., Wang, X., Wanner, H., Werner, P., Wheeler, D., Xoplaki, E., 2006. Daily mean sea level pressure reconstructions for the European-North Atlantic region for the period 1850–2003. *J. Clim.* 19, 2717–2742. <http://dx.doi.org/10.1175/JCLI3775.1>.
- Astrom, H., Sunyer, M., Madsen, H., Rosbjerg, D., Arnbjerg-Nielsen, K., 2015. Explanatory analysis of the relationship between atmospheric circulation and flood generating events in a coastal city. *Hydrol. Process.* <http://dx.doi.org/10.1002/hyp.10767> (In progress).
- Azorín Molina, C., López Bustins, J.A., 2004. Catálogo sinóptico manual y causas atmosféricas de la precipitación en la provincia de Alicante. *Bol. A.G.E.* 38, 279–310.
- Bermejo, M., Ancell, R., 2009. Observed changes in extreme temperatures over Spain during 1957–2002, using weather types. *Rev. Climatol.* 9, 45–61.
- Calonge Cano, G., 1984. Climatología de los inviernos de Valladolid. Secretariado de Publicaciones de la Universidad de Valladolid, p. 357.
- Casado, M.J., Pastor, M.A., Doblas-Reyes, F.J., 2010. Links between circulation types and precipitation over Spain. *Phys. Chem. Earth* 35, 437–447.
- Christy, J.R., Norris, W., Redmond, K., Gallo, K.P., 2006. Methodology and results of calculating central California surface temperature trends: evidence of human-induced climate change? *J. Clim.* 10, 548–563.
- Christy, J.R., Norris, W.B., McNider, R.T., 2009. Surface temperature variations in East Africa and possible causes. *J. Clim.* 22, 3342–3356.
- Compo, G.P., Whitaker, J.S., Sardeshmukh, P.D., Matsui, N., Allan, R.J., Yin, X., Gleason, B.E., Vose, R.S., Rutledge, G., Bessemoulin, P., Brönnimann, S., Brunet, M., Crouthamel, R.I., Grant, A.N., Groisman, P.Y., Jones, P.D., Kruk, M.C., Kruger, A.C., Marshall, G.J., Maugeri, M., Mok, H.Y., Nordli, Ø., Ross, T.F., Trigo, R.M., Wang, X.L., Woodruff, S.D., Worley, S.J., 2011. The twentieth century reanalysis project. *Q. J. R. Meteorol. Soc.* 137, 1–28. <http://dx.doi.org/10.1002/qj.776>.
- Cortesi, N., Trigo, R.M., González-Hidalgo, J.C., Ramos, A.M., 2013a. Modelling monthly precipitation with circulation weather types for a dense network of stations over Iberia. *Hydrol. Earth Syst. Sci.* 17, 665–678.
- Cortesi, N., González-Hidalgo, J.C., Trigo, R.M., Ramos, A.M., 2013b. Weather types and spatial variability of precipitation in the Iberian Peninsula. *Int. J. Climatol.* 34, 2661–2677.
- COST Action VALUE ES1102, 2015. Preliminary Report on the Results of VALUE Experiments 1a and 1b.



- Creus Novau, J., 1983. El clima del Alto Aragón Occidental. Monografías del Instituto de Estudios Pirenaicos (CSIC), Jaca (ISBN: 0210-99-48, 233 páginas).
- Dai, A., Trenberth, K.E., Karl, T., 1999. Effects of clouds, soil moisture, precipitation, and water vapour on diurnal temperature range. *J. Clim.* 12, 2451–2473.
- Demuzere, M., Werner, M., Van Lipzig, N.P.M., Roeckner, E., 2009. An analysis of present and future ECHAM5 pressure fields using a classification of circulation patterns. *Int. J. Climatol.* 29, 1796–1810. <http://dx.doi.org/10.1002/joc.1821>.
- Esteban, P., Martín-Vide, J., Mases, M., 2006. Daily atmospheric circulation catalogue for western Europe using multivariate techniques. *Int. J. Climatol.* 26, 1501–1515.
- Fernández, A.J., Martín, J., Díaz, Y.A., Mestre, A., 2003. Aplicación de los procesos sinópticos objetivos a la península ibérica en otoño. *Investig. Geogr.* 31, 37–65.
- Fernández-González, S., Del Río, S., Castro, A., Penas, A., Fernández-Raga, M., Calvo, A.I., Fraile, R., 2012. Connection between NAO, weather types and precipitation in León, Spain (1948–2008). *Int. J. Climatol.* 32, 2181–2196. <http://dx.doi.org/10.1002/joc.2431>.
- Fernández-Montes, S., Seubert, S., Rodrigo, F.S., Hertig, E., 2012. Wintertime circulation types over the Iberian Peninsula: long-term variability and relationships with weather extremes. *Clim. Res.* 53, 205–227.
- Fernández-Montes, S., Rodrigo, F.S., Seubert, S., Sousac, P.M., 2013. Spring and summer extreme temperatures in Iberia during last century in relation to circulation types. *Atmos. Res.* 127, 154–177.
- Font Tullot, I., 1983. Climatología de España y Portugal. Ediciones Universidad de Salamanca Vol. 2007 (ISBN: 978-84-7800-944-2).
- Garau, J.L., Garau, G.A., 2012. Clasificación sinóptica automática de Jenkinson y Collison para los días de precipitación mayor o igual a 200 mm en la isla de Mallorca. *Territoris* 8, 143–152.
- García-Herrera, R., Díaz, J., Trigo, R.M., Hernández, E., 2005. Extreme summer temperatures in Iberia: health impacts and associated synoptic conditions. *Ann. Geophys.* 23, 239–251.
- González-Hidalgo, J.C., Peña-Angulo, D., Brunetti, M., Cortesi, N., 2015. MOTEDAS: a new monthly temperature database for mainland Spain and the trend in temperature (1951–2010). *Int. J. Climatol.* 35, 4444–4463. <http://dx.doi.org/10.1002/joc.4298>.
- Gutiérrez, J.M., San-Martín, D., Brands, S., Manzanar, R., Herrera, S., 2013. Reassessing statistical downscaling techniques for their robust application under climate change conditions. *J. Clim.* 26, 171–188. <http://dx.doi.org/10.1175/JCLI-D-11-00687.1>.
- Hertig, E., Jacobbeit, J., 2013. A novel approach to statistical downscaling considering nonstationarities: application to daily precipitation in the Mediterranean area. *J. Geophys. Res. Atmos.* 118, 520–533. <http://dx.doi.org/10.1002/jgrd.50112>.
- Jenkinson, A.F., Collinson, F.P., 1977. An Initial Climatology of Gales Over the North Sea. Synoptic Climatology Branch Memorandum, 62, 18 Pages. Meteorological Office, Bracknell.
- Jones, P.D., Hulme, M., Briffa, K.R., 1993. A comparison of Lamb circulation types with an objective classification scheme. *Int. J. Climatol.* 13, 655–663.
- Jones, P.D., Lister, D.H., Li, Q., 2008. Urbanization effects in large-scale temperature records with an emphasis on China. *J. Geophys. Res.* 113, D16122. <http://dx.doi.org/10.1029/2008JD009916>.
- Jones, P.D., Osborn, T.J., Harpham, C., Briffa, K.R., 2014. The development of Lamb weather types : from subjective analysis of weather charts to objective approaches using reanalyses. *Weather* 69, 128–132.
- Kalnay, E., Cai, M., 2003. The impact of urbanization and land-use change on climate. *Nature* 423, 528–531.
- Kistler, R., Kalnay, E., Collins, W., Saha, S., White, G., Woollen, J., Chelliah, M., Ebisuzaki, W., Kanamitsu, M., Kousky, V., Van Den Dool, H., Jenne, R., Fiorino, M., 2001. The NCEP–NCAR 50-year reanalysis: monthly means CD-ROM and documentation. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* 82, 247–267.
- Klotzbach, P.J., Pielke Sr., R.A., Pielke Jr., R.A., Christy, J.R., McNider, R.T., 2009. An alternative explanation for differential temperature trends at the surface and the lower troposphere. *J. Geophys. Res.* 114, D21102. <http://dx.doi.org/10.1029/2009JD011841>.
- Lamb, H.H., 1972. British Isles weather types and a register of daily sequence of circulation patterns. *Geophysical Memoir* Vol. 116. HMSO, London (85. pages).
- Lauritsen, R.G., Rogers, J.C., 2012. U.S. diurnal temperature range variability and regional causal mechanisms, 1901–2002. *J. Clim.* 25, 7216–7231.
- Lionello, P., 2012. The Climate of the Mediterranean Region from the Past to the Future. Elsevier, Amsterdam, The Netherlands, p. 592.
- Lorenzo, M.N., Ramos, A.M., Taboada, J.J., Gimeno, L., 2011. Changes in present and future circulation types frequency in Northwest Iberian Peninsula. *PLoS One* 6, e16201. <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0016201>.
- Makowsky, K., Wild, M., Ohmura, A., 2008. Diurnal temperature range over Europe between 1950 and 2005. *Atmos. Chem. Phys.* 8, 6483–6498.
- Martín, J., Olcina, J., 2001. Climas y tiempos de España. Historia y Geografía. Alianza Editorial, S.A. Madrid (264 páginas. ISBN: 84-206-5777-8).
- Martínez, E., 2005. Errores frecuentes en la interpretación del coeficiente de determinación lineal. *Anuario Jurídico y Económico Escurialense*, XXXVIII (1133–3677), pp. 315–332.
- Martín-Vide, J., 2002. Aplicación de la clasificación sinóptica automática de Jenkinson y Collison a días de precipitación torrencial en el este de España. In: Cuadrat, J.M., Vicente, S.M., Saz, M.A. (Eds.), La información climática como herramienta de gestión ambiental. Universidad de Zaragoza, Zaragoza, pp. 123–127.
- Miró, J.J., Estrella, M.J., Olcina, J., Fellow researcher, 2015. Statistical downscaling and attribution of air temperature change patterns in the Valencia region (1948–2011). *Atmos. Res.* 156, 189–212.
- Montserrat, D., 2000. Mapas sinópticos medios correspondientes al inicio de grandes incendios forestales en Catalunya. La Climatología Española en los albores del s. XXI. AEC, Publicaciones de La Asociación Española de Climatología, Serie A Vol. 1, pp. 339–346.
- Nadal-Romero, E., Cortesi, N., González-Hidalgo, J.C., 2014. Weather types, runoff and sediment yield in a Mediterranean mountain landscape. *Earth Surf. Process. Landf.* 39, 427–437.
- Ortega, M.T., 1992. El clima del sector norte de la Cordillera Ibérica. Estudio Geográfico. Universidad de Valladolid. Secretariado de Publicaciones El, p. 359 (ISBN: 9788477622888).
- Paredes, D., Trigo, R.M., García-Herrera, R., Trigo, I.F., 2006. Understanding precipitation changes in Iberia in early spring: weather typing and storm-tracking approaches. *J. Hydrometeorol.* 7, 101–113.
- Peña-Angulo, D., Cortesi, N., Brunetti, M., González-Hidalgo, J.C., 2015. Spatial variability of maximum and minimum monthly temperature in Spain during 1981–2010 evaluated by correlation decay distance (CDD). *Theor. Appl. Climatol.* 102, 35–45.
- Philippa, R., Dürr, B., Ohmura, A., Ruckstuhl, C., 2005. Anthropogenic greenhouse forcing and strong water vapour feedback increase temperature in Europe. *Geophys. Res. Lett.* 32, L19809. <http://dx.doi.org/10.1029/2005GL023624>.
- Philipp, A., Bartholy, J., Beck, C., Erpicum, M., Esteban, P., Fettweis, X., Huthe, R., James, P., Jourdain, S., Kreienkamp, F., Krennert, T., Lykoudis, S., Michalides, S.C., Pianko-Kluczynska, K., Postm, P., Rasilla, D., 2010. Cost733cat – a database of weather and circulation type classifications. *Phys. Chem. Earth* 35, 360–373.
- Prieto, L., García Herrera, R., Díaz, J., Hernández, E., Del Teso, T., 2004. Minimum extreme temperatures over Peninsular Spain. *Glob. Planet. Chang.* 44, 59–71.
- Ramos, A.M., Cortesi, N., Trigo, R.M., 2014. Circulation weather types and spatial variability of daily precipitation on the Iberian Peninsula. *Int. J. Climatol.* 34, 2661–2677.
- Rasilla, D., 2003. Aplicación de un método de clasificación sinóptica a la Península Ibérica. *Investig. Geogr.* 30, 27–45.
- Ren, G., Zhou, Y., Chu, Z., Zhou, J., Zhang, A., Guo, J., Liu, X., 2008. Urbanization effects on observed surface air temperature trends in north China. *J. Clim.* 21, 1333–1348.
- Romero, R., Ramis, C., Guijarro, J.A., 1999. Daily rainfall patterns in the Spanish Mediterranean area: an objective classification. *Int. J. Climatol.* 19, 95–112.
- Sánchez-Lorenzo, A., Brunetti, M., Calbó, J., Martín-Vide, J., 2007. Recent spatial and temporal variability and trends of sunshine duration over the Iberian Peninsula from a homogenized dataset. *J. Geophys. Res.* 112, D20115. <http://dx.doi.org/10.1029/2007JD008677>.
- Sánchez-Lorenzo, A., Calbó, J., Wild, M., 2012. Increasing cloud cover in the 20th century: review and new findings in Spain. *Clim. Past* 8, 1199–1212.
- Santurtún, A., González-Hidalgo, J.C., Sánchez-Lorenzo, A., Zarrabeitia, M.T., 2015. Surface ozone concentration trends and its relationship with weather types in Spain (2001–2010). *Atmos. Environ.* 101, 10–22 (Available at: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1352231014008632>).
- Spellman, G., 2000. The application of an objective weather-typing system to the Iberian peninsula. *Weather* 55, 375–385.
- Storch, H.V., Zwiers, F.W., 2000. Statistical analysis in climate research. *Science* 20, 811–812.
- Trigo, R.M., DaCamara, C.C., 2000. Circulation weather types and their influence on the precipitation regime in Portugal. *Int. J. Climatol.* 20, 1559–1581.
- Trigo, R.M., Osborn, T.J., Corte-Real, J.M., 2002. The North Atlantic Oscillation influence on Europe: climate impacts and associated physical mechanism. *Clim. Res.* 20, 9–17.
- Vicente-Serrano, S.M., López-Moreno, J.L., 2006. The influence of atmospheric circulation at different spatial scales on winter drought variability through a semi-arid climatic gradient in northeast Spain. *Int. J. Climatol.* 26, 1427–1453.
- Vicente-Serrano, S.M., Beguería, S., López-Moreno, J.L., 2009. A multiscale drought index sensitive to global warming: the standardized precipitation evapotranspiration index. *J. Clim.* 23, 1696–1718.
- Vicente-Serrano, S.V., Azorín-Molina, C., Sánchez-Lorenzo, A., Morán-Tejeda, E., Lorenzo-Lacruz, J., Revuelto, J., López-Moreno, J.L., Espejo, F., 2014a. Temporal evolution of surface humidity in Spain: recent trends and possible physical mechanisms. *Clim. Dyn.* 42, 2655–2674.
- Vicente-Serrano, S., Azorín-Molina, C., Sánchez-Lorenzo, A., Revuelto, J., López-Moreno, J.L., González-Hidalgo, J.C., Morán-Tejeda, E., Espejo, F., 2014b. Reference evapotranspiration variability and trends in Spain, 1961–2011. *Glob. Planet. Chang.* 121, 26–40.
- Wilks, D.S., 2006. Statistical methods in the atmospheric sciences. *Int. Geophys. Ser.* 102, 380.

## Parte III.

## Discusión y Conclusiones

*El apartado final de la tesis se dedica a realizar una reflexión global de la investigación realizada, tomando en muchos casos información relevante procedente de investigaciones realizadas por otros autores, que sirven para afianzar algunas de nuestras conclusiones o, en su caso, para plantear temas de trabajos futuros. La autora muestra su reconocimiento a dichos investigadores con esta introducción.*





## 11. Discusión

Los trabajos publicados, los no incluidos en la presente memoria y las diversas contribuciones a congresos nacionales e internacionales, forman parte de una línea de investigación enfocada a analizar la variabilidad espacio temporal del comportamiento de las temperaturas máximas y mínimas en el territorio peninsular español.

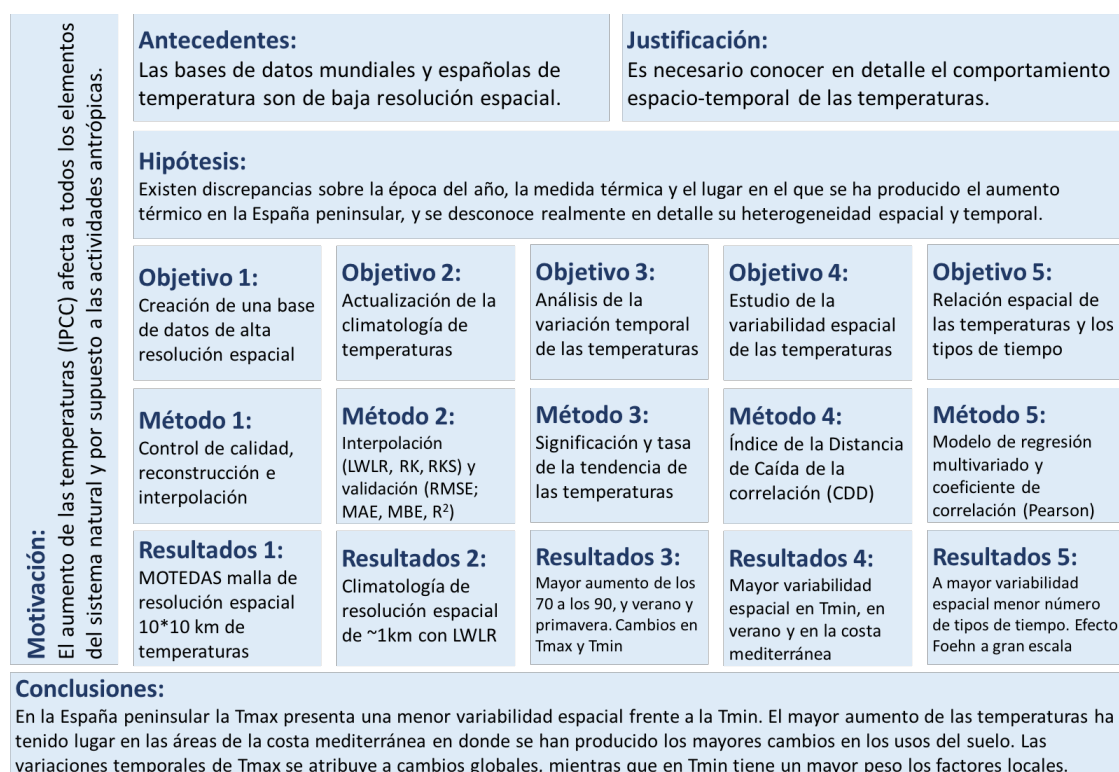


Figura 41. Esquema del proceso metodológicos y sus resultados realizado en el proyecto de investigación.

En la Figura 41 se muestra un esquema global en el que se incluyen el desarrollo de los principales objetivos y los métodos empleados que han venido exponiéndose en los capítulos previos, y los resultados obtenidos, antes de realizar una breve discusión global de los mismos. La discusión se centrará en los aspectos fundamentales obtenidos: la variabilidad espacial y temporal de las temperaturas y sus posibles causas.

### 11.1. La variabilidad espacial y temporal de las temperaturas en el territorio peninsular español

La variabilidad espacial de las temperaturas en el territorio peninsular español se ha manifestado en esta investigación de diversas maneras, como por ejemplo en la nueva climatología, en el análisis de las distancias entre observatorios con variancia común y en el estudio de tendencias.

La nueva climatología realizada con los promedios mensuales actualizados de máximas y mínimas demostró, en el proceso de validación del método de

interpolación, que las peores estimaciones se logran en verano tanto en temperaturas diurnas como nocturnas, y las mejores predicciones en el invierno en  $T_{\max}$  y en primavera en  $T_{\min}$ . En ambos casos, desde el punto de vista espacial, las áreas de mayor elevación son las que presentaron peores predicciones, entre otras razones por un menor número de estaciones.

La naturaleza del método que ofreció mejores resultados, el denominado LWLR, parece ser la causa de que haya ofrecido los mejores resultados en comparación con los restantes analizados. El LWLR se corresponde a un modelo de regresión lineal entre la temperatura y la altitud que pondera los observatorios en función de diversos factores geográficos como la orientación, latitud, longitud, pendiente y distancia a la costa, todos ellos reconocidos como capaces de modificar la temperatura de un lugar. Por tales razones se entiende que el método utilizado ha podido captar con detalle y coherencia espacial la variación mensual de máximas y mínimas. No obstante, la ausencia de observaciones en altitud impone cautelas, si bien en las áreas elevadas el LWLR fue el que mejores resultados obtuvo cuando se ha podido disponer de datos originales.

Dada la variabilidad espacial de la temperatura mostrada en otros apartados de la presente tesis, y la coherencia de los resultados de la nueva climatología, los resultados sugieren que el método empleado ha capturado razonablemente bien su distribución espacial, por lo que se sugiere que en futuras climatologías se utilice siempre métodos que incluyan factores geográficos a escala local como los empleados en el presente estudio.

Una segunda manifestación de la variabilidad espacial de las temperaturas en el territorio analizado surge del análisis de distancias y variancias comunes entre observatorios a partir del denominado CDD. Los resultados generales de este análisis muestran que la temperatura nocturna es más variable espacialmente que la diurna, que existe un gradiente latitudinal general NW-SE, que la mayor variabilidad espacial se localiza en la franja mediterránea y la más baja en el interior, norte y oeste, y en cuya explicación el relieve parece cobrar relevancia. Esta variabilidad también difiere en el tiempo, aumentando en las mínimas entre los meses de marzo a octubre y disminuyendo de noviembre a febrero, que pudiera tener relación directa con la radiación solar; sin embargo en las máximas el comportamiento es contrario.

Uno de los resultados más novedosos de este análisis ha sido identificar umbrales de distancias de variancia común entre observatorios que resultan ser muy inferiores a los señalados en estudios precedentes. De hecho el estudio presentado es el primero que se realiza en el territorio analizado. Por ejemplo, en el sureste se constata que solamente se supera un 50 % de varianza común en observatorios a distancias no superiores a 150 km, e incluso hay áreas en que apenas se llega a los 50 km (provincia de Almería). En áreas del interior y oeste del territorio el umbral estimado se localiza en torno a 300 km. Por ello, se recomienda que en el territorio de la España peninsular los estudios espaciales de temperatura (interpolaciones, series de referencia, etc.) utilicen como distancia máxima 200 km.

Por último, el análisis de la variancia común en diferentes intervalos de altitud revela que la variabilidad espacial es mayor en  $T_{\min}$  que en  $T_{\max}$  en cualquiera de los intervalos, excepto en los meses fríos de noviembre, diciembre y enero. En general la variabilidad espacial de  $T_{\max}$  disminuye con la elevación y se incrementa en baja cota,

mientras que en  $T_{min}$  es más homogénea en cualquiera de los intervalos de altitud, excepto en los meses fríos.

La señal general de la evolución de las temperaturas en las décadas recientes (1951-2010) en el territorio español peninsular es positiva. La serie regional muestra tres fases ampliamente reconocidas: una disminución desde los años 50 hasta los 70; un máximo entre 1970 y 1990, y una etapa final caracterizada por la disminución de la intensidad de calentamiento que no es significativa, a excepción de la primavera en  $T_{min}$ . Este último periodo, denominado “hiato”, ha sido recogido en otros trabajos a escala global (Easterling y Wehner 2009; Fyfe et al. 2013; Kosaka y Xie 2013), y se define por la falta de significación estadística en la tendencia del calentamiento (Meehl et al., 2011).

Las explicaciones del hiato son variadas, e incluyen la disminución en la concentración de vapor de agua de la estratosfera (Solomon et al., 2010), la redistribución del calor entre las capas altas y bajas del océano, particularmente en el pacífico (Meehl et al., 2011; Chen y Tung, 2014), la combinación de la variabilidad interna del clima y forzamientos radiativos, incluyendo factores antrópicos (Kaufmann et al., 2011), el efecto de alta frecuencia del acoplamiento mar y tierra, como los eventos El niño – La niña, y una transferencia de calor de las profundidades del océano (Kosaka y Xie, 2013; Tollefson 2014; Trenberth et al., 2014; Douville et al., 2015).

El inicio del hiato normalmente se señala en torno al año 2000 por lo que su duración estaría en torno a 10-15 años, y en el momento actual hay un debate muy intenso sobre si ha terminado o no (Trenberth et al., 2014; Schmidt et al., 2014; Kaufmann et al., 2011; Loehle, 2009; Meehl et al., 2011; Kosaka y Xie 2013; England et al., 2014; Swanson y Tsonis 2009; Liebmann et al., 2010; Quirk, 2012; Fyfe et al., 2013). En este proyecto de investigación, el inicio del hiato se ha identificado en el inicio de la década anterior, de modo que durante los últimos 20 años las tendencias de temperatura no han sido significativas en la escala anual, si bien el comportamiento estacional es diverso entre máximas y mínimas.

El aumento global de la temperatura durante el siglo XX en España se ha atribuido fundamentalmente al invierno (Brunet et al., 2007), y en las décadas recientes (periodo 1971-2000) al verano y la primavera (Brunet et al., 2007). Similares resultados fueron encontrados por del Río et al. (2011, 2012), Rios et al. (2012), Llorente (2012), Guijarro (2013), Ramos et al., (2011), y concuerdan con los resultados presentados en esta tesis. No obstante, los resultados en este proyecto de investigación difieren de los anteriores en tanto que en las décadas recientes la tasa de las mínimas supera la de las máximas en algunos meses.

El máximo aumento térmico se ha detectado en el periodo 1970-1990 por medio del análisis de ventanas móviles; este método además ha permitido confirmar que en los 20 años recientes (hasta final de MOTEDAS, 2010) las tendencias no han sido significativas en los promedios anuales y estacionales, lo que sugiere que el hiato en el territorio analizado ha sido un fenómeno evidente, cuyo inicio ha sido previo a la fecha indicada en otros lugares del mundo, y que necesita ser analizado y comprendido en sus causas.

Los análisis de evolución de temperaturas máximas y mínimas a escala estacional permiten además detectar variaciones entre mediciones y periodos del año. En el caso de  $T_{min}$  las mayores tasas de calentamiento significativo se produjeron en primavera, verano y otoño entorno a los 70, mientras la evolución de  $T_{max}$  no ha sido significativa

en las décadas recientes. Por último queremos señalar que el estudio estacional esconde un hecho importante, pues el valor de su tendencia muchas veces oculta el comportamiento diferenciado de los meses incluidos.

Las tendencias de Tmax y Tmin no solo varían de mes a mes, sino también en el espacio. Durante el periodo de estudio (1951-2010) la evolución de las máximas mensuales ha sido positiva y significativa en febrero y marzo al Oeste del territorio, y en junio y agosto prácticamente en su totalidad. Por su parte Tmin presenta una tendencia positiva y significativa, en el área este del territorio, en marzo, abril, mayo, septiembre y octubre, y ocupa todo el área en los meses de verano. Si a ello sumamos que la tasa en las décadas recientes ha sido superior en algunas áreas y meses en las temperaturas nocturnas que diurnas, ello implica que la tendencia de la amplitud térmica puede haber sido positiva o negativa según áreas y meses. Futuros análisis de las tendencias mensuales con ventanas móviles podrán quizás aportar nueva información para precisar con detalle estos aspectos.

En términos generales se ha señalado durante décadas que la tendencia de DTR presentaba una señal positiva hasta 1980 y que habría cambiado a negativa en fechas recientes. Anteriormente ya hemos comentado este hecho, que en el caso del área de estudio está sometido a debate dado que las investigaciones más recientes muestran resultados con tendencias positivas bien en el conjunto del territorio (Brunet et al., 2007; Bermejo y Ancell 2009; del Río et al., 2012; Rios et al., 2012; Guijarro, 2013), o algunas áreas específicas (Abaurrea et al., 2001; Brunet et al., 2001; Morales et al., 2005; del Río et al., 2007; Galán et al., 2001), mientras que también se han señalado tendencias negativas en ambos casos (Staudt et al., 2005; El Kenawy et al., 2012; Martínez et al., 2010; Ramos et al., 2011; Miró et al., 2006; Horcas et al., 2001; Esteba-Parra et al., 2003; García-Barrón y Pita, 2004).

Los resultados de la presente investigación nos permiten sugerir que, pese a la dificultad de comparar investigaciones de distintos periodos y densidad de observaciones, la nueva base de datos MOTEDAS permite encontrar cierta coherencia entre todos ellos. Entendemos que la razón estriba en la elevada densidad de información que incluye MOTEDAS, en cuyos análisis hemos podido observar una señal positiva en la mitad norte, salvo en octubre, noviembre y mayo, mientras en la mitad sur del territorio y costa mediterránea la señal es preferentemente negativa, a excepción de enero, febrero, marzo, abril y junio, que concuerda con los resultados de la mayoría de los estudios regionales que normalmente incluyen mayor densidad de información.

## 11.2. La variabilidad térmica: El diferente comportamiento de las temperaturas máximas y mínimas y sus posibles causas

La variabilidad espacial de las temperaturas en el planeta se ha atribuido a diversos factores, entre los que podemos citar la orografía (Irvine et al., 2011), el contacto Tierra-Océano (Hopkinson et al., 2012), los mecanismos atmosféricos que gobiernan el clima y las estaciones (Hansen y Lebedeff 1987), etc. En otras ocasiones la citada variabilidad térmica se han relacionado con la modificación del balance de energía,



incluyendo entre las posibles causas los aerosoles, los cambios en los usos del suelo, el albedo, o la humedad del suelo (Tang y Leng 2009; Peng et al., 2014).

El diferente comportamiento observado en el espacio y en el tiempo entre  $T_{min}$  y  $T_{max}$ , especialmente en los estudios de variancia común o tendencias, pero no solo, nos lleva a considerar qué factores son los que controlan las temperaturas diurnas y nocturnas (Mahmood et al., 2010), y sino también considerar cómo han podido actuar en el área de estudio.

Es generalmente aceptado que la temperatura diurna, expresada por  $T_{max}$ , representa la temperatura de la columna de aire y los cambios que ocurren en ella por procesos adiabáticos y depende de factores más generales como la radiación solar modulada por la cobertura de nubes, y el calor latente de la evaporación de la humedad del suelo (Dai et al., 1999; Lauritsen y Rogers 2012). Sin embargo son menos claros los factores que influyen en las temperaturas nocturnas, expresadas por  $T_{min}$ , porque sus valores registran la temperatura de un volumen de aire más pequeño al disminuir el espesor de la capa límite durante la noche por el balance de energía negativo (McNider et al., 2010; Christy et al., 2009 a; Klotzbach et al., 2009). Como consecuencia, cabría esperar una mayor variabilidad espacial de las medidas nocturnas que diurnas, tal como se ha detectado en general en el presente estudio, y especialmente en las áreas en donde los factores modificadores de las mismas hayan sufrido mayores cambios.

En el área de estudio algunas investigaciones han señalado una correlación significativa positiva/negativa entre  $T_{max}$  y la insolación/nubosidad en primavera, verano y otoño, pero no en invierno (Sánchez-Lorenzo et al., 2008). Estas correlaciones se enmarcan en la evolución negativa (dimming) de la insolación desde 1950 hasta los años 80, periodo al que ha seguido una señal positiva (brightening) en consonancia con el descenso de la nubosidad en las décadas recientes (Sánchez-Lorenzo et al., 2007, 2012). Los resultados son coherentes con la señal negativa (no significativa) de las precipitaciones (de Luis et al., 2010), y la ausencia de tendencia generalizada en la humedad específica (Vicente-Serrano et al., 2014a), que concuerda con el estudio de Philipona et al. (2005) quien ha detectado una evolución negativa del vapor de agua sobre la Península Ibérica en dicho periodo, causa para estos autores de su enfriamiento térmico en la década 1995-2004. De lo anterior se podría deducir que el periodo más reciente en la Península Ibérica ha estado caracterizado por un aumento de la insolación y reducción de la nubosidad, ligado a un incremento de la evapotranspiración potencial causada por el aumento térmico global que redujo la humedad relativa, pero sin experimentar cambios significativos en la humedad específica ni en la precipitación.

En las décadas más recientes la evolución de los promedios estacionales, anuales y gran parte de los mensuales de  $T_{max}$  ha resultado ser no significativa, y una posible explicación pudiera ser que no ha habido la transferencia “normal” del vapor de agua desde los océanos, como han sugerido Philipona et al. (2005), Simmons et al. (2010), y Vicente-Serrano et al. (2014a), en consonancia con el comportamiento de la insolación, nubosidad, precipitaciones, y humedad relativa y específica ya citados. De este modo, al disminuir la cantidad de vapor de agua sobre el área de estudio se podría considerar que su ausencia pudiera ser una de las razones de que el aumento de  $T_{max}$  en las últimas décadas se hubiera detenido; estos resultados son acordes con los efectos del vapor de agua sobre  $T_{max}$  sugerido por Dai et al. (1999) y Philipona et al. (2005), pues

recordemos que el vapor de agua es el gas con mayor poder de efecto invernadero, y abren un camino de futuras investigaciones. Pero la evolución de los valores de  $T_{min}$  en el tiempo no parece poderse explicar por el mismo argumento, porque el incremento de  $T_{min}$  normalmente se ha asociado precisamente con altos valores de humedad (Philipona et al., 2005), y por otro lado se reconoce que factores locales pueden tener gran influencia en sus registros.

En este sentido, si entendemos la circulación atmosférica como un factor de escala general o global, los resultados de algunos de los análisis presentados ofrecen nueva información sobre las posibles causas de la variabilidad espacial de las temperaturas, especialmente diurnas.

El estudio de la circulación atmosférica y su relación con los tipos de tiempo ha permitido observar que durante los meses fríos el número de situaciones es mayor en  $T_{min}$  que en  $T_{max}$  y a su vez que los meses con menor número de predictores de  $T_{max}$  son diciembre, enero, julio y agosto, mientras que en  $T_{min}$  abarcan desde marzo a octubre. Durante los meses fríos el menor número de predictores de las mínimas se localiza al sureste y algunas regiones del norte, mientras los meses con menos predictores de las máximas son diciembre, enero, julio y agosto y no muestran un patrón espacial claro.

Los resultados coinciden con los comentarios previos de variancia común y distancia entre observatorios, y permiten deducir que en las áreas con mayor variabilidad espacial el número de tipos de tiempo que explican la variabilidad de las temperaturas es menor. Por ello cabe pensar que en las áreas, meses y medida termométrica donde se observa una mayor variabilidad espacial y un menor número de predictores, los factores que condicionan el comportamiento de las temperaturas están relacionados no con cuestiones de la circulación general de la atmosfera expresado a partir de los tipos de tiempo, sino con factores locales.

Los tipos de tiempo de manera individual suponen un aumento o disminución de las temperaturas mensuales, sobre todo si estos presentan una alta frecuencia mensual. Como es lógico pensar, las advecciones meridionales tienden a aumentar la temperatura junto con las situaciones anticiclónicas, y a la inversa las advecciones septentrionales y las situaciones ciclónicas. En este contexto un caso especial y particular son las advecciones zonales del Este y Oeste que tienen contribuciones positivas y negativas simultáneamente en el territorio. Estos resultados coinciden con algunos estudios previos (Rasilla 2003; Fernández-Montes et al., 2012; Martín-Vide y Olcina, 2001), si bien en esta ocasión la densidad de información permite precisar con mucha nitidez los límites espaciales de la influencia de cada tipo de tiempo. Muestra de ello es el caso de las advecciones del mediterráneas del Este y las atlánticas del Oeste y su relación con las temperaturas máximas. En condiciones de advecciones mediterráneas del Este se produce un descenso de las temperaturas diurnas a lo largo de la costa mediterránea mientras al otro lado de la barrera montañosa la correlación positiva sugiere un calentamiento adiabático a lo largo de todo el centro de la España peninsular hasta las costas portuguesas; y lo contrario con el tipo de tiempo Oeste, dando lugar a un efecto foehn a escala peninsular.

En conclusión, la interacción de los tipos de tiempo (considerados como un factor global) con un factor de carácter más local como el relieve, aporta información relevante para comprender al menos en determinadas condiciones la variabilidad espacial de las temperaturas diurnas.

Las observaciones previas sobre los posibles efectos de factores globales en las temperaturas (humedad, insolación, circulación atmosférica etc.) no son aplicables a las temperaturas nocturnas, con las que las relaciones estudiadas han arrojado resultados muy poco concluyentes. Por ello parece poder sugerirse que las temperaturas mínimas han estado y están siendo influenciadas en mayor medida por factores locales.

Desde mediados de los años setenta en diversas regiones españolas ha habido importantes modificaciones de los paisajes que han afectado a extensas áreas. Estos cambios de usos del suelo incluyen nuevos regadíos (Stellmes et al., 2013; Hill et al., 2008; Grindlay et al., 2011), infraestructuras y urbanización (Zuniga et al., 2012), e incendios (Enríquez y Del Moral, 2012), y han tenido especial incidencia en la mitad sur y vertiente mediterránea.

En el presente estudio se ha detectado la mayor variabilidad espacial de las temperaturas nocturnas donde los cambios de uso del suelo han sido más intensos. Por ello, la posibilidad de que los cambios de usos del suelo hayan podido tener, y en este momento tengan, un control sobre la evolución reciente de las temperaturas, es una posibilidad que no se debería desechar.

---

### 11.3. Consideraciones finales

---

La presente tesis de doctorado se ha desarrollado empleando la nueva base de datos MOTEDAS cuya alta resolución espacial nos ha permitido definir en el espacio los fenómenos analizados con un detalle no logrado hasta el momento, que en parte son la causa para sugerir algunos posibles factores de la propia variabilidad térmica en el área de estudio. MOTEDAS no es algo terminado, y en estos párrafos finales se quiere destacar la necesidad de seguir completando sus registros mediante la digitalización de la información disponible en los libros de resúmenes mensuales y aumentar la resolución temporal y espacial de sus observaciones que permitan mejorar los análisis futuros.

Esta labor podría cubrir algunos de los vacíos espaciales detectados en los mapas de distribución espacial de las estaciones meteorológicas, no solo en las áreas de montaña donde se encuentra el mayor déficit de estaciones, sino también en algunas áreas del interior como Albacete, Badajoz y Toledo. Una alta densidad de estaciones mejoraría los futuros estudios y quizá ampliaría el periodo temporal en áreas en las que la información hoy día es muy escasa.

Por último, se destaca que la base de datos MOTEDAS no está libre de errores. A pesar del control de calidad realizado (1/3 de las estaciones fueron corregidas por inhomogéneas) es muy posible que persistan series con problemas de inhomogeneidad o datos anómalos no detectados. Ello nos sugiere que mantener el control de calidad a los datos actuales, aplicar nuevos controles a los que se puedan rescatar de los libros mensuales, y continuar en futuras actualizaciones aplicando nuevos controles es una tarea imprescindible, aceptando que todo control de calidad no es algo definitivo.

## 12. Conclusiones

---

La conclusión general que se obtiene de las investigaciones realizadas en la presente tesis de doctorado es que las temperaturas mensuales en las décadas recientes (1951-2010) en el territorio peninsular de España muestran una alta heterogeneidad temporal y espacial, que diferencia claramente el comportamiento de máximas y mínimas. Esta heterogeneidad de las temperaturas se manifiesta en la distribución espacial de los promedios mensuales de la nueva climatología, en las variaciones espaciales de la variancia común, en el diferente comportamiento de las tendencias mensuales, estacionales y anuales de sus valores diurnos y nocturnos y su distribución espacial, y, por último, en el reparto diferenciado en el espacio de las relaciones con los tipos de tiempo.

Las principales conclusiones que se extraen de este proyecto de tesis son:

- Las temperaturas han aumentado en el territorio peninsular español en el periodo 1951-2010. El aumento se produce fundamentalmente en primavera y verano. El incremento de las temperaturas no ha sido constante, y se puede datar el máximo calentamiento entre 1970-1990.
- El periodo final, cuyo inicio se data en torno a 1990, presenta una tendencia no significativa de las temperaturas. Este patrón se le conoce como hiato cuyo inicio se anticipa una década a la fecha generalmente señalada. La detección del hiato varía estacionalmente. En las últimas dos décadas solamente la tendencia positiva es significativa en las mínimas de primavera.
- En el periodo analizado se detecta un comportamiento distinto en máximas y mínimas en la escala mensual, estacional y anual. Se detectan diferencias espaciales en las tendencias de máximas y mínimas que se entienden como una manifestación de la heterogeneidad espacial de las temperaturas. Los valores estacionales en muchos casos ocultan la heterogeneidad del comportamiento de los meses incluidos.
- La amplitud térmica mensual divide el territorio estacionalmente en los meses más cálidos, con tendencias positivas no significativas en la mitad norte, y negativas y significativas en la mitad sur y costa mediterránea. El comportamiento de la amplitud es un reflejo de la variabilidad espacial de las temperaturas máximas y mínimas, lo que sugiere que son diferentes los factores de control en las temperaturas diurnas y nocturnas.
- La nueva climatología actualizada de alta resolución se ha realizado mediante un modelo de interpolación (LWLR) que incluye diferentes factores geográficos de escala local, lo que permite obtener resultados óptimos en las áreas más elevadas del territorio.
- En general las mínimas son más variables en el espacio que las máximas. Los estudios de variancia común en el espacio sugieren diferencias entre máximas y mínimas según el momento del año: las máximas son más variables en los meses extremos de invierno y verano (mínima y máxima radiación), y las mínimas en el periodo marzo-octubre. La variabilidad espacial de las temperaturas es superior en las cotas bajas y zonas de costa.



- El distinto comportamiento observado en máximas y mínimas en sus tendencias, las relaciones con los tipos de tiempo, los promedios climáticos y sus variancias comunes, sugieren aceptar que las temperaturas diurnas y nocturnas representan diferentes condiciones de la atmósfera, y pueden estar afectados por diversos factores.
- Los resultados de la presente investigación son coherentes con las conclusiones generales ofrecidas por estudios previos sobre las relaciones entre máximas y mínimas con insolación y nubosidad, precipitaciones, humedad, y sugieren que la evolución más reciente de las temperaturas diurnas puede haber estado controlada entre otros factores globales por la ausencia de transferencias de vapor de agua desde los océanos; mientras que en la temperatura nocturna podrían tener un fuerte peso los factores locales como los cambios en los usos del suelo.
- Espacialmente, factores globales como la circulación atmosférica representada por los tipos de tiempo, se combinan con factores de carácter más local como el relieve. Es el caso de las áreas afectadas por advecciones Este y Oeste que principalmente se manifiestan en las temperaturas diurnas (no tanto las nocturnas), dando lugar a un efecto fohen a escala peninsular.
- La variabilidad espacial y temporal de las mínimas es superior en la mitad sur de la península, costa mediterránea y meses cálidos. Esta situación coincide espacialmente con las áreas donde los paisajes han sido modificados con mayor intensidad en las décadas recientes por la actividad del hombre.

## 13. Conclusions

---

The overall conclusion is that monthly temperatures during the recent decades (1951-2010) and in mainland Spain present high spatial and temporal heterogeneity, which clearly differentiates the patterns observed in maximum and minimum temperatures. The heterogeneity in temperatures is manifested in i) the spatial distribution of monthly averages of the new climatology; ii) in the spatial variations of the common variance; iii) in the different behaviour of monthly, seasonal and yearly trends in daily and nightly data and their spatial distribution; and finally iv) in the differential distribution over the space of the relationships between temperatures and weather types.

The main conclusions derived from this project are:

- Temperatures have increased in mainland Spain between 1951 and 2010. The increase is especially marked in Spring and Summer, it has not been constant along the time, and the highest warming is observed during the period 1970-1990.
- The most recent period, which starts around 1990, presents a non-significant trend in temperatures. This pattern is known as hiato is detected in the studied area, which starts with 10 years of anticipation with respect to the generally estimated starting date for this phenomenon according to other studies. The detection of this hiatus changes within seasons. During the last two decades, a significant positive trend in temperatures is only observed for minimum temperatures in Spring.
- During the analysed period, a different behaviour is observed for maximum and minimum temperatures for the monthly, seasonal and yearly scales. Spatial differences are encountered between maximum and minimum temperatures, which is interpreted as a manifestation of the spatial heterogeneity of temperatures. In many cases, the seasonally averaged values hide this heterogeneity, which is observable in a monthly scale.
- The DTR distinguishes two scenarios: a.) during the warm months, positive non-significant trends are observed in the northern half of the territory, and b.) negative significant trends are observed in the South and along the Mediterranean coast. The behaviour of the DTR reflects the spatial variability of maximum and minimum temperatures, which indicates that the climatic factors affect daily and nightly registres differently.
- The new updated high-resolution climatology has been generated using an interpolation method (LWLR) that includes geographic factors at a local scale. This allows the achievement of optimal results in the most elevated areas of the territory.
- In general, minimum temperatures are more spatially variable. The common variance studies reflect differences between maximum and minimum temperatures that depend on the period of the year: maximum temperatures are more variable in Summer and Winter months (maximum and minimum radiation), and, in turn, minimum temperatures are more variable during the

period March-October. The spatial variability of temperatures is higher in coastal regions and in lowlands.

- The different behaviour observed in the trends of maximum and minimum temperatures, the relationship between temperatures and weather types, the climatology and their common variances indicate that daily and nightly temperatures represent different atmospheric conditions, and they may be affected by different factors.
- The results presented here are in agreement with previous studies about the relationship between maximum and minimum temperatures and sunshine, cloudiness, precipitation and moisture. These results suggest that the most recent evolution of daily temperatures may have been affected (among other global factors) by the absence of water vapour transfer from the oceans. On the other hand, local factors such as land uses appear to have a higher relevance on nightly temperatures.
- Spatially, global factors such as the atmospheric circulation represented by the weather types are combined with more local factors (e.g., the relieve). This occurs in areas affected by East and West advections, which are mainly manifested in daily temperatures, leading to a so-called Fohen's effect at the peninsular scale.
- The spatial and temporal variability of minimum temperatures is higher in the southern half of the peninsula, the Mediterranean coast and during the warm months of the year. This situation matches spatially with regions in which the landscapes have been especially altered during the recent decades by human activities.

## 14. Trabajos futuros

---

A raíz de los trabajos previamente presentados surgen líneas de investigación en las que se debe continuar trabajando. A continuación se muestra brevemente el conjunto de trabajos en curso:

- Ampliación de los registros de temperatura mediante la digitalización de los datos incluidos en los informes anuales publicados por los diferentes servicios meteorológicos hasta 1950, lo que supone un aumento de la información espacial y temporal. Además, como parte del proyecto DESEMON (Desarrollo de índices de sequía sectoriales: mejora de la monitorización y alerta temprana de las sequías en España, CGL2014-52135-C3-1-R), se está trabajando en la confección de una base de datos de temperatura de mayor resolución temporal lo que incrementará las posibilidades de estudios.
- El método de interpolación LWLR ofreció muy buenos resultados para las temperaturas frente a otras técnicas de interpolación, por lo que es interesante realizar la climatología con este método de interpolación en otras variables climáticas como es la precipitación. Esto supone una actualización de la base de datos de precipitación MOPREDAS (Gonzalez-Hidalgo et al., 2011) y su posterior conversión a malla.
- La variación temporal de las temperaturas a partir de las tendencias se continúa estudiando en ventanas móviles mensuales, así como los efectos en la significación de Mann Kendall frente a la longitud de la serie temporal. Una vez realizado el estudio de la tendencia en ventanas móviles de las temperaturas estacionales, y comprobado en el estudio de la tendencia de 60 años las grandes diferencias que existen entre meses de una misma estación, es interesante obtener las ventanas móviles de tendencia para cada mes de las variables térmicas.
- El efecto Foehn a gran escala encontrado en el estudio de la influencia de los tipos de tiempo en las temperaturas abre una nueva línea de investigación en la cual interesa conocer la relación de la temperatura y los tipos de tiempo, con otros elementos climáticos (por ejemplo la humedad). En este proyecto de investigación se ha indicado que frente a determinados tipos de tiempo la temperatura aumenta o disminuye según el momento del día, la época del año y la región. Esto demuestra que en la relación entre los tipos de tiempo y las temperaturas hay otros elementos como el relieve que determinan esta dependencia. De igual forma se piensa que otros elementos climáticos como es la humedad interviene en esta relación entre las temperaturas y los tipos de tiempo.
- También, se considera de interés realizar un estudio en el que se analice la relación entre las temperaturas mensuales de la España peninsular y los patrones de teleconexión que más afectan al área de trabajo (NAO, EA, SCAN, WEMOI, etc), así como con la temperatura de las dos masas de agua que rodean a España, la radiación solar y la cobertura de nubes.
- Comparación de la base de datos MOTEDAS con datos de los reanálisis (JRA-55, ERA-Interim y NCEP/NCAR), que permite validar dichos modelos y conocer



desde el punto de vista espacial dónde se producen las mayores diferencias. Algunos estudio (Kalnay y Cai, 2003; Mooney et al., 2011) mencionan las diferencias apreciables entre los valores de temperatura de los modelos climáticos y los datos observados. En estos trabajos se sugiere que las diferencias entre los datos observados y los modelos, se deben a que los segundos tienen en cuenta las condiciones generales de la atmosfera, pero no los efectos locales como pueden ser la influencia de los distintos usos del suelo.

- Durante la estancia en el centro de investigación ICARUS del Departamento de Geografía de la Universidad de Maynooth de Irlanda se comenzó el estudio de la relación entre las temperaturas y los usos del suelo. En esta estancia se realizó la clasificación de los usos del suelo de la ciudad de Zaragoza mediante imágenes satélites Landsat y la obtención de índices a partir de la combinación de las bandas de la imagen.



## Bibliografía de la Parte I y III<sup>1</sup>

---

- Abaurrea, J., Asín, J., Erdozain, O., Fernández, E., (2001): Climate variability analysis of temperature series in the Mediterranean Ebro River Basin. In: Brunet, M., López, D., (Eds). *Detecting and modelling regional climate change*. Springer, Heidelberg, 109–118 pp.
- Aguado, E. and Burt, J., (2004): *Understanding weather and climate*. Prentice Hall, 560 pp.
- Alexandersson, H. and Moberg, A., (1997): Homogenization of Swedish temperature data. Part I: homogeneity test for linear trends. *International Journal of Climatology*, 17, 25-34 pp.
- Alexandersson, A., (1986): A homogeneity test applied to precipitation data. *Journal of Climatology*, 6, 661-675 pp.
- Álvarez, V., Lorenzo, M., Taboada, J., Santos-González, F., (2012): Tendencia y variabilidad climática para el siglo XXI en Galicia. En: Rodríguez Puebla, C., Ceballos Barbancho, A., González Reviriego, N., Morán Tejeda, E., y Hernández Encinas, A., (Eds). *Cambio climático. Extremos e impactos*. Publicaciones de la Asociación Española de Climatología (AEC), Serie A, 23-32 pp.
- Barry, R. and Hall-McKim, E., (2014): *Essentials of the Earth's climate system*. Cambridge Univ. Press, 271 pp.
- Bermejo, M. and Ancell, R., (2009): Observed changes in extreme temperatures over Spain during 1957-2002, using Weather Types. *Revista de Climatología*, 9, 45-61 pp.
- Bladé, I. y Castro-Díez, Y., (2010): Tendencias atmosféricas en la Península ibérica durante el periodo instrumental en el contexto de la variabilidad climática. En *Clima en España: pasado, presente y futuro*. Red Temática CLIVAR-ESPAÑA. Pérez, F. y Boscolo, R., 25-42 pp.
- Bladé, I. et al., (2010): *Clima en España: Pasado, presente y futuro*. Informe de Evaluación del Cambio Climático Regional. Red Temática CLIVAR-ESPAÑA. 83 pp.
- Briffa, K.R. and Jones, P.D., (1993): Global surface air temperature variations over the twentieth century. Part 2: implication for large scale paleoclimatic studies of the Holocene. *Holocene*, 3, 77-88 pp.
- Brunet, M., Aguilar, E., Saladie, O., Sigró, J., López, D., (1999): Evolución térmica reciente de la región catalana a partir de la construcción de series climáticas regionales. En: Raso, J. M. y Martín-Vide, J. (Eds). *La Climatología en los albores del Siglo XXI*. I Congreso de la Asociación Española de Climatología. Serie A, Barcelona, 91-101 pp.
- Brunet, M., Aguilar, E., Saladie, O., Sigró, J., López, D., (2001): The variations and trends of the surface air temperature in the Northeastern of Spain from middle nineteenth century onwards. *Detecting and modelling regional climate change*. Springer, Heidelberg, 109–118 pp.

---

<sup>1</sup> La Parte II que corresponde a los artículos publicados tiene su propia bibliografía.

- Brunet, M., Sigró, J., Saladie, O., Aguilar, E., Jones, P., Moberg, A., Walther, A., Lopez, D., (2005): Spatial patterns of long-term spanish temperature change. *Gephysical Research Abstract*, 7, 04007.
- Brunet, M., Saladie, O., Jones, P., Sigró, J., Aguilar, E., Moberg, A., Lister, D., Walther, A., Lopez, D., Almarza, C., (2006): The development of a new dataset of Spanish daily adjusted temperature series (SDATS) (1850-2003). *International Journal of Climatology* 26: 1777-1802 pp.
- Brunet, M., Jones, P., Sigró, J., Saladie, O., Aguilar, E., Moberg, A., Della-Marta, P.M., Lister, D., Walther, A., Lopez, D., (2007): Temporal and spatial temperature variability and change over Spain during 1850-2005. *Journal of Gephysical Research*, 112, D12117.
- Brunetti, M., Maugeri, M., Monti, F., Nanni, T., (2006): Temperature and precipitation variability in Italy in the last two centuries from homogenized instrumental time series. *International Journal Climatology*, 26, 345-381 pp.
- Brunetti, M., Maugeri, M., Nanni, T., Simolo, C. y Spinoni, J., (2014): High-resolution temperature climatology for Italy: interpolation method intercomparison. *International Journal of Climatology*, 34 (4), 1278–1296 pp.
- Buishand, T.A., (1982): Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J. Hydrol.* 58, 11-27 pp.
- Caesar, J., Alexander, L., Vose, R., (2006): Large-scale changes in observe daily maximum and minimum temperatures: Creation and analysis of a new gridded data set. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 111, D05101.
- Cañada, R., Galán, E., Fernández, F., Cervera, B., (2001): Análisis de las tendencias de las temperaturas máximas y mínimas medias anuales en la Meseta Sur española durante el siglo XX. En: Pérez-Cueva, A., López, E., Tamayo, J., (Eds). *El tiempo del clima. II Congreso AEC. Serie A, Valencia*, 53–63 pp.
- Castro-Díez, Y., Esteban-Parra, M.J., Staudt, M., Gámiz-Fortis, S., (2007): Temperature and precipitation changes in Andalusia in the Iberian Peninsula and Northern Hemisphere context. In: Sousa, A., García-Barrón, L., Jurado, V. (Eds). *Climate change in Andalusia: trends and environmental consequences. Consejería de Medio Ambiente (Junta de Andalucía), Sevilla*, 55–77 pp.
- Ceballos, A., Morán, E., Quirós, M., (2007): Evolución de las temperaturas y precipitaciones en las capitales de Castilla y León en el periodo 1961-2006. *Polígonos, Revista de Geografía*, 17, 59-81 pp.
- Chen, X., Tung, K-K., (2014): Varying planetary heat sink led to global-warming slowdown and acceleration. *Science*, 345, 897-903 pp.
- Christy, J.R., Norris, W.B., McNider, R.T., (2009): Surface temperature variations in East Africa and possible causes. *Journal of Climate*, 22, 3342-3356 pp.
- Cortesi, N., Trigo, R.M., González-Hidalgo, J.C., Ramos, A.M., (2013a): Modelling monthly precipitation with circulation weather types for a dense network of stations over Iberia. *Hydrology and Earth System Sciences*, 17, 665–678 pp.
- Cortesi, N., González-Hidalgo, J.C., Trigo, R.M., Ramos, A.M., (2013b): Weather types and spatial variability of precipitation in the Iberian Peninsula. *International Journal Climatology*, 34, 2661-2677 pp.
- Cruz, R., Lage, A., (2006): Análisis de la evolución de la temperatura y precipitación en el periodo 1973-2004 en Galicia. En: Cuadrat, J., Saz, M., Vicente Serrano, S.M., Lanjeri, S., De Luis, M., González-Hidalgo, J. (Eds). *Clima, Sociedad y Medio*



- Ambiente. V Congreso de la Asociación Española de Climatología, Zaragoza, 113-124 pp.
- Dai, A., Trenberth, K.E., Karl, T., (1999): Effects of clouds, soil moisture, precipitation, and water vapor on diurnal temperature range. *Journal of Climate*, 12, 2451-2473 pp.
- De Castro, E., Matín-Vide, J., Alonso, S., (2005): El clima de España: pasado, presente y escenarios de clima para el siglo XXI. En Moreno Rodríguez, J.M. (Coord.): Evaluación preliminar de los impactos en España por efecto del cambio climático. Ministerio de Medio Ambiente y Universidad de Castilla-La Mancha, 1-64 pp.
- de Luis, M., Brunetti, M., González-Hidalgo, J.C., Longares, L.A., Martín-Vide, J., (2010): Changes in seasonal precipitation in the Iberian Peninsula during 1946–2005. *Global and Planetary Change*, 74, 27–33 pp.
- del Río, S., Penas, A., Fraile, R., (2005): Analysis of recent climatic variations in Castile and Leon (Spain). *Atmospheric Research*, 73, 69-85 pp.
- del Río, S., Fraile, R., Herrero, L., Penas, A., (2007): Analysis of recent trends in mean maximum and minimum temperatures in a region of the NW of Spain (Castilla y León). *Theoretical and Applied Climatology*, 90, 1-12 pp.
- del Río, S., Cano-Ortiz, A., Herrero, L., Penas, A., (2012): Recent trends in mean maximum and minimum air temperatures over Spain (1961–2006). *Theoretical and Applied Climatology*, 109, 605–626 pp.
- Douville, H., Voldoire, A., Geoffroy, O., (2015): The recent global warming hiatus: What is the role of Pacific variability? *Geophysical Research Letters*, 42, 880–888 pp.
- Easterling, D.R., Horton, B., Jones, J.P., Peterson, T., Karl, T.R., Parker, D.E., Salinger, M.J., Razuvayev, V., Plummer, N., Jamason, P., Folland, K., (1997): Maximum and Minimum Temperature Trends for the Globe. *Science*, 277, 364-367 pp.
- Easterling, D., Wehner, M.F., (2009): Is the climate warming or cooling? *Geophysical Research Letter*, 36, L08706.
- El Kenawy, A., Lopez-Moreno, J.I., Vicente, S., (2012): Trend and variability of surface air temperature in northeastern Spain (1920–2006): Linkage to atmospheric circulation. *Atmospheric Research*, 106, 159–180 pp.
- England, M.H., McGregor, S.A., Spence, P.I., Meehl, G., Timmermann, A., Cai, W., Gupta, A.S., McPhaden, M.J., Purich, A., Santoso, A., (2014): Recent intensification of wind-driven circulation in the Pacific and the ongoing warming hiatus. *Nature Climate Change*, 4, 222-227 pp.
- Enríquez, E., Del Moral, L., (2012): Los Incendios Forestales en España. Decenio 2001-2010. Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente. Madrid, 138 pp.
- Esteban-Parra, M.J., Pozo-Vázquez, D., Castro-Días, Y., (2003): Temperature and precipitation variability and trends in northern Spain in the context of the Iberian Peninsula climate. In Bolle, H.J. (Eds). *Mediterranean climate variability and trends*, Springer, NY, 259-276 pp.
- Fernández-Montes, S., Seubert, S., Rodrigo, F.S., Hertig, E., (2012): Wintertime circulation types over the Iberian Peninsula: long-term variability and relationships with weather extremes. *Climate Research*, 53, 205-227 pp.
- Fernández-Montes, S., Rodrigo, F., Subert, S., Sousa, P.M., (2013): Spring and summer extreme temperatures in Iberia during the last century in relation to circulation types. *Atmospheric Research*, 127, 154-177 pp.

- Folland, C.K., Karl, T.R., Christy, J.R., Clarke, R.A., Gruza, G.V., Jouzel, J., Mann, M.E., Oerlemans, J., Salinger, M.J., Wang, S.W., (2001): Observed climate variability and change. In Houghton, J.T., Ding, Y., Griggs, D.J., Noguer, M., Van de Linden, P.J., Dai, X., Maskell, K., Johnson, C. A. (Eds). *Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, 881 pp.
- Fyfe, J.C., Gillett, N.P., Zwiers, F.W., (2013): Overestimated global warming over the past 20 years. *Nature Climate Change*, 3, 767-769 pp. 6.
- Gil Olcina, A., y Olcina Cantos, J. (2001). Circulación atmosférica general y diversidad climática. En Gil Olcina y Gómez Mendoza, *Geografía de España*, 87-128, Ariel, Barcelona.
- Galán, E., Cañada, R., Fernández, F., Cervera, B., (2001): Annual temperature evolution in the Southern Plateau from the construction of regional climatic time series. In: Brunet M, López D (Eds). *Detecting and modelling regional climatic change*. Springer, Heidelberg, 119–131 pp.
- García-Barrón, L. and Pita, M.F., (2004): Stochastic analyses of time series of temperaturas in the south-west of the Iberian Peninsula. *Atmósfera*, 17, 225-244 pp.
- García-Barrón, L., Morales, J., Jurado, V., Sousa, A., (2006): Caracterización temporal del régimen térmico intraanual en Andalucía occidental. En: Cuadrat, J., Saz, M., Vicente Serrano, S.M., Lanjeri, S., De Luis, M., González-Hidalgo, J. (Eds). *Clima, Sociedad y Medio Ambiente. V Congreso de la Asociación Española de Climatología*, Zaragoza, 625–633 pp.
- Grindlay, A.L., Lizárraga, C., Rodríguez, M.I., Molero, E., (2011): Irrigation and territory in the southeast of Spain: evolution and future perspectives within new hydrological planning. *WIT Trans. Ecol. Environ.* 150, 623 – 638 pp.
- González-Hidalgo, J.C., Brunetti, M., de Luis, M., (2011): A new tool for monthly precipitation analysis in Spain: MOPREDAS database (Monthly precipitation trends December 1945- November 2005). *International Journal of Climatology*, 31, 715-731 pp.
- González-Hidalgo, J.C., Peña-Angulo, D., Simolo, C., Brunetti, M., Cortesi, N. (2014): Variación espacial de las temperaturas medias estacionales de las máximas y mínimas en España (1981-2010). En: 9º Congreso de la Asociación Española de Climatología, Universidad de Almería del 28 al 30 de octubre de 2014.
- Guijarro, J.A., (2013): Tendencias de la Temperatura. En García-Lega, C. y Valero, F. (Eds). *Fenómenos meteorológicos adversos en España*. WCRP, AMV ediciones, Madrid, 313-323 pp.
- Hansen, J. and Lebedeff, S., (1987): Global trends of measured surface air temperature. *Journal Geophysical Research*, 92, 13345-13372 pp.
- Hansen, J., Ruedy, R., Sato, M., Lo, K., (2010): Global surface temperature change. *Review of Geophysics*, 48, RG4004, 29 pp.
- Hayakawa, Y.S., Oguchi, T., y Lin, Z., (2008): Comparison of new and existing global digital elevation models: ASTER G-DEM and SRTM-3. *Geophysical Research Letters*, 35, L17404.
- Hengl, T., (2007): A Practical Guide to Geostatistical Mapping of Environmental Variables. JCR Scientific and Technical Reports. European Community, Luxembourg. Available <http://spatial-analyst.net/book/> ISBN 978-90-9024981-0.

- Herrera, S., Gutiérrez, J.M., Ancell, R., Pons, M.R., Frías, M.D. y Fernández, J., (2012): Development and analysis of a 50-year high-resolution daily gridded precipitation dataset over Spain (Spain02). *International Journal of Climatology*, 32 (1), 74–85 pp.
- Hill, J., Stellmes, M., Udelhoven, Th., Röder, A., Sommer, S., (2008): Mediterranean desertification and land degradation. Mapping related land use change syndromes based on satellite observations. *Global Planetary Change*, 64, 146–157 pp.
- Hopkinson, R.F., Hutchinson, M.F., McKenney, D.W., Milewska, E.J., Papadopol, P., (2012): Optimizing input data for gridding climate normal for Canada. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 51, 1508-1518 pp.
- Horcas, R., Rasilla, D. and Fernández-García, F., (2001): Temperature variations and trends in the Segura River Basin. An exploratory analysis. In: Brunet, M., López, D. (Eds) *Detecting and modelling regional climate change*. Springer, Heidelberg, 133–142 pp.
- IPCC (2013): *Climate Change. The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Stocker, T.F., D. Qin, G.-K. Plattner, M. Tignor, S.K. Allen, J. Boschung, A. Nauels, Y. Xia, V. Bex and P.M. Midgley (Eds.). Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 1–30 pp.
- Irvine, E.A., Gray, S.L., Methven, J., Renfrew, I.A., (2011): Forecast Impact of Targeted Observations: Sensitivity to Observation Error and Proximity to Steep Orography. *Monthly Weather Review*, 139, 69-78 pp.
- Jenkinson, A.F. and Collison, F.P., 1977. An Initial Climatology of Gales Over the North Sea. *Synoptic Climatology Branch Memorandum*, 62, 18 pp. Meteorological Office, Bracknell.
- Jones, P.D., Osborn, T.J., Briffa, R.K., (1997): Estimating sampling errors in large-scale temperature averages. *Journal of Climate*, 10, 2548-2568 pp.
- Jones, P.D., Lister D., Osborn., T. J., Harpham C., Salmon M., y Morice, C.P., (2012): Hemispheric and large-scale land-surface air temperature variations: An extensive revision and an update to 2010. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 117, D05127.
- Karl, T.R., Jones, P.D., Knight, R.W., Kukla, G., Plummer, N., Razuvayev, V., Gallo, K.P., Lindsey, J., Charlson, R.J., Peterson, T.C., (1993): Asymmetric trends of daily maximum and minimum temperature. *Bulletin American Meteorological Society*, 74, 1007-1023 pp.
- Kaufmann, R.K., Kauppi, H., Mann, M.L., Stock, J.H., (2011): Reconciling anthropogenic climate change with observed temperature 1998–2008, *Proc. Nat. Acad. Sci.*, 108, 11790-11793 pp.
- Keiser and Griffiths (1977): Problems associated with homogeneity testing in climate variation studies: a case study of temperature. *International Journal of Climatology*, 17, 497–510 pp.
- Klein-Tank, A.M.G., Wijngaard, J.B., Können, G.P. et al (2002): Daily dataset of 20th-century surface air temperature and precipitation series for the European Climate Assessment. *Int. J. Climatol.*, 22, 1441–1453 pp.
- Kalnay, E. and Cai, M., (2003): Impact of urbanization and land-use change on climate. *Nature*, 423, 528-531 pp.

- Kistler, R., Kalnay, E., Collins, W., Saha, S., White, G., Woollen, J., Chelliah, M., Ebisuzaki, W., Kanamitsu, M., Kousky, V., Van Den Dool, H., Jenne, R., and Fiorino, M., (2001): The NCEP-NCAR 50-year reanalysis: Monthly means CD-ROM and documentation. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 82, 247–267 pp.
- Klok, E. J. and Klein-Tank, A.M.G., (2009): Updated and extended European dataset of daily climate observations, *Int. J. Climatol.*, 29, 1182–1191 pp.
- Klotzbach, P.J., Pielke, R.A. Sr, Pielke, R.A. Jr, Christy, J.R., McNider, R.T., (2009): An alternative explanation for differential temperature trends at the surface and the lower troposphere. *Journal of Geophysical Research* 114, D21102.
- Kosaka, Y. and Xie, S.P., (2013): Recent global-warming hiatus tied to equatorial Pacific surface cooling. *Nature*, 501, 403-407 pp.
- Labajo, J.L. y Piorno, A., (1999): Comportamiento de variables climáticas en Castilla y León: temperatura mínima media anual. En: Raso Nadal, J. M., Martín-Vide, J. (Eds). *La Climatología en los albores del siglo XXI*. Barcelona, 259–266 pp.
- Lauritsen, R.G. and Rogers, J.C., (2012): U.S. Diurnal Temperature Range Variability and Regional Causal Mechanisms, 1901–2002. *Journal of Climate*, 25, 7216-7231 pp.
- Lawrimore, J. H., Menne, M. J., Gleason, B. E., Williams, C. N., Wuertz, D. B., Vose, R. S., Rennie, J., (2011): An overview of the Global Historical Climatology Network monthly mean temperature data set, version 3. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 116, D19121.
- Liebmann, B., Dole, R.M., Jones, C., et al. (2010): Influence of choice of time on global surface temperature trend estimated. *Bulletin American Meteorological Society* 91, 1485-1491 pp.
- Llorente, M., (2012): Tendencias españolas de variables agrometeorológicas en los últimos 30 años. Proyecto Departamento de Producción Vegetal, Universidad Politécnica de Madrid, ETSIA, 99 pp.
- Loehle, C., (2009): Trend analysis of satellite global temperature data. *Energy and Environment*, 20, 1087-1098 pp.
- Mahmood, R., Pielke, R., Hunnard, K., Niyogi, D., Bonan, G., et al (2010): Impacts of land use/land cover change on Climate and future research priorities. *Bulletin American Meteorological Society*, 91, 37-46 pp.
- Mann, H.B., (1945): Non parametric test against trend. *Econometrica*, 13, 245–259 pp.
- Martín Vide, J. y Olcina Cantos, J. (2001): *Climas y tiempos de España*. Alianza Editorial, S.A. Madrid, 256 pp.
- Martín-Vide, J., (2002): Aplicación de la clasificación sinóptica automática de Jenkinson y Collison a días de precipitación torrencial en el este de España. En: Cuadrat, J.M., Vicente, S.M., Saz, M.A. (Eds). *La información climática como herramienta de gestión ambiental*. Universidad de Zaragoza, Zaragoza, 123–127 pp.
- Martínez, M.D., Serra, C., Burgueño, A., Lana, X., (2010): Time trends of daily maximum and minimum temperatures in Catalonia (NE Spain) for the period 1975–2004. *International Journal of Climatology*, 30, 267–290 pp.
- Matheron, G., (1970): *La Théorie des Variables Régionalisées et ses applications*. Centre Géostatistique et Morphologie Mathématique. Ecole Nationale Supérieure des Mines de Paris. Paris, 220 pp.



- McNider, R.T., Christy, J.R., Biazar, A., (2010): A Stable Boundary Layer Perspective on Global Temperature Trends. IOP Conference Series: Earth and Environmental Science, 13, 012003.
- Meehl, G.A., Arblaster, J.M., Fasullo, J.T., Hu, A., Trenberth, K.E., (2011): Model based evidence of deep-ocean heat uptake during surface-temperature hiatus periods. *Nature Climate Change*, 1, 360-364 pp.
- Miró, J.J., Estrela, M.J., Millan, M., (2006): Summer temperature trends in a mediterranean area (Valencia, Spain). *International Journal of Climatology*, 26, 1051-1073 pp.
- Morales, C.G., Ortega, M.T., Labajo, J.L., Piorno, A., (2005): Recent trends and temporal behavior of thermal variables in the region of Castilla–Leon (Spain). *Atmósfera*, 18, 71–90 pp.
- Mooney, P.A., Mulligan, F.J., Fealy, R., (2011): Comparison of ERA-40, ERA-Interim and NCEP/NCAR reanalysis data with observed surface air temperatures over Ireland. *International Journal of Climatology*, 31, 545-557 pp.
- Oñate, J.J. and Pou, A., (1996): Temperature variations in Spain since 1901: a preliminary analysis. *Int J Climatol*, 16 (7), 805–815 pp.
- Osborn, T.J. and Hulme, M., (1997): Development of a relationship between station and grid-box rainfall frequencies for climate model evaluation. *Journal of Climate*, 10, 1885-1908 pp.
- Pannekoucke, O., Berre, L., Desroziers, G., (2008): Background error correlation length-scale estimates and their sampling statistics. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 134, 497–511 pp.
- Peng, S.A., Piao, S., Zeng, Z., Ciais, P., Zhou, L., Li, L.Z.X., Myneni, R.B., Yin, Y., Zeng, H., (2014): Afforestation in China cools local land surface temperature. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111, 2915-2919 pp.
- Peña, J.C., García-Sellés, C., Esteban, P., Martí, G., Prohom, M., (2006): Análisis de la temperatura en alta montaña: reciente descenso térmico invernal en el pirineo oriental y su relación con la circulación atmosférica. Resultados preliminares. En: Cuadrat, J., Saz, M., Vicente Serrano, S.M., Lanjeri, S., De Luis, M., González-Hidalgo, J. (Eds). *Clima, Sociedad y Medio Ambiente. Asociación Española de Climatología*, Zaragoza, 261–272 pp.
- Peterson, T. and Easterling, D., (1994): Creation of homogeneous composite climatological reference series. *International Journal of Climatology*, 14, 671–679 pp.
- Pettit, A.N. (1979): A non-parametric approach to the change-point problem. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)* Vol. 28, No. 2, 126-135 pp.
- Philipona, R., Dürr, B., Ohmura, A., Ruckstuhl, C., (2005): Anthropogenic greenhouse forcing and strong water vapour feedback increase temperature in Europe. *Geophysical Research Letter*, 32, L19809.
- Pielke, R.A., (1984): Mesoscale Meteorological Modeling. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 111, 671-672 pp.
- Prieto, L., García-Herrera, R., Díaz, J., Hernández, E., Del Teso, T., (2004): Minimum extreme temperatures over Peninsular Spain. *Global and Planetary Change*, 44, 59–71 pp.

- Quereda, J., Gil-Olcina, A., Perez-Cuevas, A., Olcina-Cantos, J., Rico, A., Monton, E., (2000): Climatic warming in the Spanish Mediterranean: natural trends or urban effects. *Climate Change*, 46, 473-483 pp.
- Quirk, T., (2012): Did the global temperature trend change at the end of the 1990s? *Asia-Pacific Journal of Atmospheric Sciences*, 48 (4), 339-344 pp.
- Ramos, A.M., Trigo, R.M., Santo, F.E., (2011): Evolution of extreme temperatures over Portugal: recent changes and future scenarios. *Climate Research*, 48, 177-192 pp.
- Rasilla, D., (2003): Aplicación de un método de clasificación sinóptica a la Península Ibérica. *Investig. Geogr.* 30, 27-45 pp.
- Rios, D., Penas, D., del Río, S., (2012): Comparative analysis of mean temperature trends in continental Spain over the period 1961-2010. *International Journal of Geobotanical Research* 2, 41-55 pp.
- Rodríguez-Puebla, C., Garcia-Casado, L.A., Frias, M.D., Saenz, J., (2002): Trend and interannual variations in air temperature over the Iberian Peninsula. In 13th Symposium on Global Change and Climate Variations. American Meteorological Society, USA, 106-108 pp.
- Rohde, R., Muller, R.A., Jacobsen, R., Muller, E., Perimutter, S., Rosenfeld, A., Wurtele, J., Groom, D., Wickham, C., (2013): A New Estimate of the Average Earth Surface Land Temperature Spanning 1753 to 2011. *Geoinfor Geostat: An Overview*, 1.
- Sánchez-Lorenzo, A., Brunetti, M., Calbó, J., Martín-Vide, J., (2007): Recent spatial and temporal variability and trends of sunshine duration over the Iberian Peninsula from a homogenized dataset. *Journal Geophysical Research*, 112, D20115.
- Sánchez-Lorenzo, A., Calbó, J., Martín-Vide, J., Brunet, M., Aguilar, E., Brunetti, M., (2008): Efectos de la nubosidad e insolación en las temperaturas recientes de España. En Sigró, J., Brunet, M., Aguilar, E., (Eds). *Cambio climático regional y sus impactos*. Publicaciones de la Asociación Española de Climatología. Serie A, nº 6, 273-283 pp.
- Sánchez-Lorenzo, A., Calbó, J., Wild, M., (2012): Increasing cloud cover in the 20th century: review and new findings in Spain. *Climate of the Past*, 8, 1199-1212 pp.
- Santurtún, A., González-Hidalgo, J.C., Sanchez-Lorenzo, A., Zarrabeitia, M.T., (2015): Surface ozone concentration trends and its relationship with weather types in Spain (2001–2010). *Atmospheric Environment*, 101, 10–22 pp.
- Schmidt, G.A., Shindell, D.T., Tsigaridis, K., (2014): Reconciling warming trends. *Nature Geoscience*, 7, 158-160 pp.
- Seluchi M. E., Norte, F. A., Satyamurty, P., Chan Chou, S., (2003): Analysis of three situations of the Foehn Effects over the Andes (Zonda Wind) Using the Eta-CPTC Regional Model. *Weather and Forecasting*, 18, 481-501 pp.
- Sen, P.K., (1968): Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's Tau. *Journal of the American Statistical Association*, 63, 1379-1389 pp.
- Serra, C., Burgueño, A., Lana, X., (2001): Analysis of maximum and minimum daily temperatures recorded at Fabra Observatory (Barcelona, NE Spain) in the period 1917–1998. *International Journal of Climatology*, 21 (5), 617–636 pp.
- Sigró, J., Brunet, M., Aguilar, E., Saladié, O., López, D., (2006): Variabilidad de la temperatura estival en Cataluña 1950–1998. En Cuadrat, J.M., Saz, M.A., Vicente, S., Lanjeri, S., de Luis, M., Gonzalez-Hidalgo, J.C. (Eds). *Clima, Sociedad y Medio Ambiente*. Asociación Española de Climatología, Serie A, Zaragoza, 301–310 pp.

- Simmons, A.J., Willett, K.M., Jones, P.D., Thorne, P.W., Dee, D.P., (2010): Low-frequency variations in surface atmospheric humidity, temperature, and precipitation: Inferences from reanalyses and monthly gridded observational data sets. *Journal of Geophysical Research*, 115, D01110.
- Solomon, S., Rosenlof, K.H., Portman, R.W., Daniel, J.S., Davis, S.M., Sanford, T.J., Plattner, G.K., (2010): Contributions of stratospheric water vapor to decadal changes in the rate of global warming. *Science*, 327, 1219-1223 pp.
- Spellman, G., (2000): The application of an objective weather- typing system to the Iberian Peninsula. *Weather*, 55, 375–385 pp.
- Staudt, M., Esteban-Parra, M.J., Castro-Díez, Y., (2005): Evolution and changes in Spanish monthly maximum and minimum temperatures with homogeneized data. *Geophysical Research Abstract*, 7, 06754.
- Staudt, M., Esteban-Parra, M.J., Castro-Díez, Y., (2007): Homogeneization of long-term monthly Spanish temperature data. *International Journal of Climatology*, 27, 1809-1823 pp.
- Steel, R.G.D. and Torrie, J.H., (1960): Principles and procedures of statistics. McGraw-Hill Book Company, New York. 481 pp.
- Stellmes, M., Röder, A., Udelhoven, T., Hill, J., (2013): Mapping syndromes of land change in Spain with remote sensing time series, demographic and climatic data. *Land Use Policy*, 30, 685–702 pp.
- Storch, H.V. and Zwiers, F.W., (2000) Statistical analysis in climate research. *Science*, 20, 811–812 pp.
- Swanson, L.L. and Tsonis, A.A., (2009): Has the climate recently shifted?. *Geophysical Research Letter*, 36, L06711.
- Tang, Q. and Leng, G., (2009): Changes in cloud cover, precipitation, and summer temperature in North America from 1982 to 2009. *Journal of Climate*, 26, 1733–1744 pp.
- Taylor, J.R., (1997): An Introduction to Error Analysis: The Study of Uncertainties in Physical Measurements. University Science Books, Sausalito, CA. 345 pp.
- Tobler, W. R., (1970): A computer model simulation of urban growth in the Detroit region. *Economic Geography* 46 (2), 234-240 pp.
- Tollefson, J. (2014): Climate change. The case of the missing heat. *Nature*, 505, 276-278 pp.
- Trenberth, K.E., Fasullo, J.T., Branstator, G., Phillips, A.S., (2014): Seasonal aspects of the recent pause in surface warming. *Nature Climate Change*, 4, 911-916 pp.
- Trigo, R.M. and DaCamara, C.C., (2000): Circulation weather types y their influence on the precipitation regime in Portugal. *International Journal of Climatology*, 20, 1559–1581 pp.
- USGS, (1996): Global 30 Arc-Second Elevation (GTOPO30). United States Geological Survey.
- Vicente-Serrano, S.V., Azorin-Molina, C., Sanchez-Lorenzo, A., Morán-Tejeda, E., Lorenzo-Lacruz, J., Revuelto, J., López-Moreno, J.I., Espejo, F., (2014a): Temporal evolution of surface humidity in Spain: recent trends and possible physical mechanisms. *Climate Dynamic*, 42, 2655–2674 pp.
- Vose, R.S., Easterling, D.R., Gleason, B., (2005): Maximum and minimum temperature trends for the globe: an update through 2004. *Geophysical Research Letter* 32, L23822.

- Wijngaard, J.C., Klein-Tank, A.M.G., Können, G.P., (2003): Homogeneity of the 20th century European daily temperature and precipitation series. *International Journal of Climatology*, 23, 679-692 pp.
- Wilks, D.S., (2006): Statistical Methods in the Atmospheric Sciences. *International Geophysics Series*, 102, pp. 380–380.
- Yue, S., Pilon, P., Phinney, B., Cavadias, G., (2002): The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydro-logical series. *Hydrol Processes*, 16, 1807–1829 pp.
- Zhou, L., Dickinson, R. E., Dirmeyer, P., Dai, A., Min, S., (2009): Spatiotemporal patterns of changes in maximum and minimum temperatures in multi-model simulations. *Geophysical Research Letters*, 36, L02702. DOI:10.1029/2008GL036141.
- Zuniga, M., Pueyo, A., Calvo, J.L., (2012): The Spanish population during the 20th century and beyond. *Journal of Maps*, 8, 1–6 pp.