



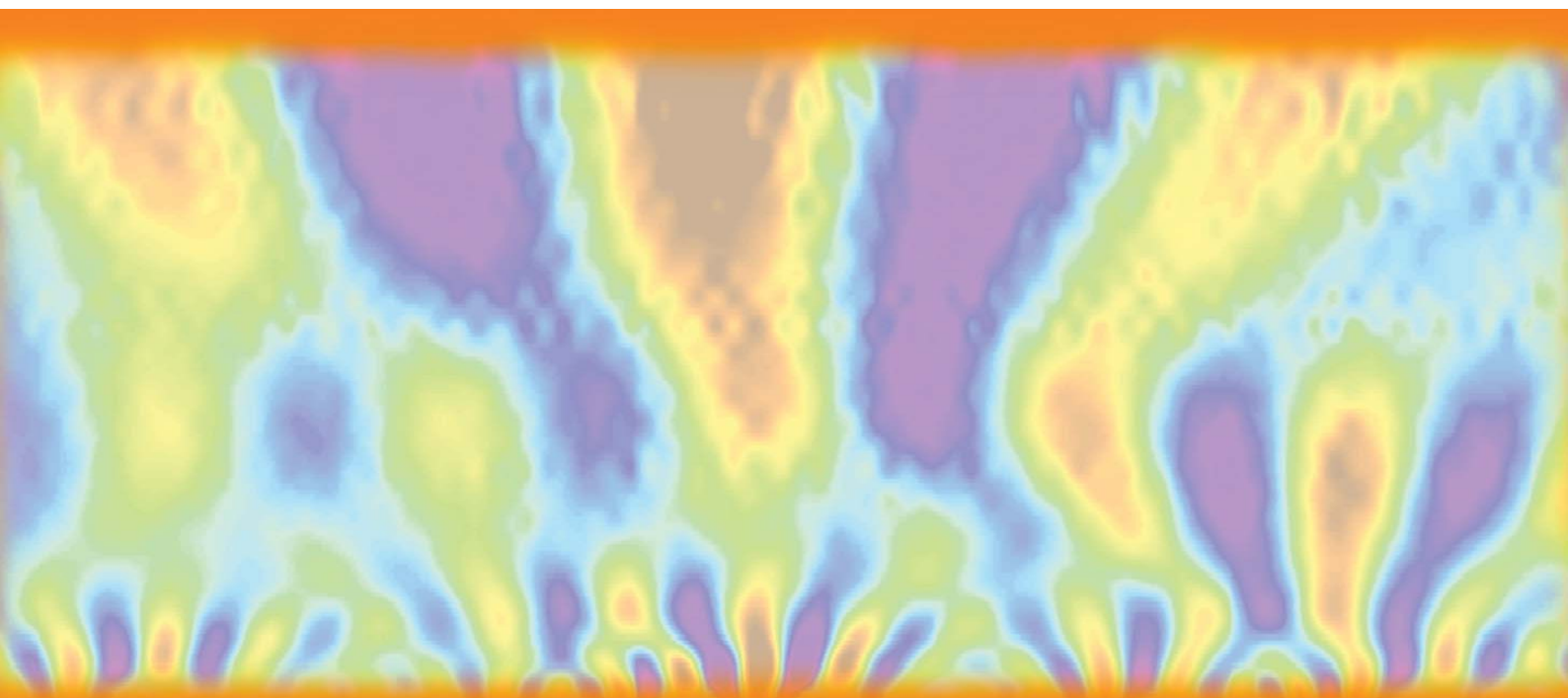
# CLIMATOLOGÍA DE LAS TORMENTAS SEVERAS EN EL SUR DE EUROPA

## CLIMATOLOGY OF SEVERE STORMS IN SOUTH EUROPE

*Cambio climático, tendencias y variabilidad climática*

*Climate change, trends and climate variability*

**Universidad de León  
Departamento de Química y Física Aplicadas**







# CLIMATOLOGÍA DE LAS TORMENTAS SEVERAS EN EL SUR DE EUROPA: CAMBIO CLIMÁTICO, TENDENCIAS Y VARIABILIDAD CLIMÁTICA

**Autor:**

*Lucía Hermida González*

**Directores:**

*José Luis Sánchez Gómez*

*Laura López Campano*

*Eduardo García Ortega*

DEPARTAMENTO DE QUÍMICA Y FÍSICA APLICADAS

UNIVERSIDAD DE LEÓN

2016



*A mis padres y a mi hermana*



# Agradecimientos

Me gustaría, en primer lugar, dar las gracias a mis directores de tesis. A José Luis Sánchez, por contar siempre conmigo y por animarme a llevar a cabo el trabajo que, finalmente, se materializó en la presente *Tesis*. Así como su ayuda inicial en el tan poco glamouroso aspecto económico, pero a la vez tan básico y difícil de conseguir ante la coyuntura económica y social actual.

A Laura, por su constante apoyo, confianza y ánimo y, sobre todo, por su optimismo ante cualquier trabajo, contrapunto fantástico a mi eterno pesimismo. Te lo agradezco.

A Eduardo, por su meticulosidad y rigurosidad a la hora de revisar, que lejos de molestarme, me animaba a hacerlo cada vez mejor.

A los revisores y editores de los artículos, por ayudar con su trabajo a mejorar el mío.

También quiero agradecer la financiación del Fondo Social Europeo, Programa Operativo de Castilla y León; y de la Junta de Castilla y León, a través de la Consejería de Educación.

A José Luis Marcos, por su disposición constante a echar una mano, su interés por todo lo que iba saliendo por la pantalla del ordenador, la buena energía y los divertidos momentos de distensión.

A todos los compañeros y personal del IMA, que siempre me han tratado de maravilla y que, de un modo u otro, me han demostrado su cariño y su apoyo. En especial a Irene, Amando, María y Antonio.

No puedo dejar de mencionar a las personas con las que en algún momento he compartido andadura, que me han ayudado, apoyado e incluso animado: Ángel Guerrero, Elena, Merche, Marian, Rafa, Ángel González y Jorge. Y, por supuesto, a los que todavía siguen aguantándome, Andrés, Roberto, Sergio, Pablo; y a las que lo hace más directamente, Estíbaliz y Tania. Gracias por vuestra paciencia, por saber entenderme y respetar mi introvertida forma de ser.

No quiero olvidarme de todos aquellos que tan bien me acogieron en Francia. Merci beaucoup à Claude, Didier et Étienne, pour m'avoir aidée en tout. Un grand merci à Jean pour le soutien académique, mais aussi pour m'avoir permis d'avoir rencontré Mado, Nathalie, Patrick et Antoine, des personnes très agréables et aimables, qui m'ont accueillie chaleureusement dès le premier jour.

Je voudrais aussi remercier toutes les personnes du *Centre de Recherches Atmosphériques* parce qu'elles ont toujours été attentives à ce dont j'avais besoin. Merci surtout à Fabienne, Clara, Erik (thank you), Yannick, Régine, Marcel et Guillaume. Merci, bien sûr, à Solène et Marie de s'être occupées de moi afin que je ne m'ennuie pas trop.

Debo agradecer especialmente el cariño de toda mi familia, amigos y conocidos, que siempre se preocupan por mí y se interesan por mis derroteros. Y fundamentalmente a mis padres y a mi hermana, por todas las oportunidades que me han dado y el apoyo constante en una carrera de fondo.

Gracias, en general, a todos los amigos y compañeros que he podido hacer en León a lo largo de estos años. Pero gracias también a aquellos que no lo son tanto porque, para bien o para mal, han contribuido a que sea la persona en la que me he convertido. De todo se aprende.







# Índice general

<b>1. Resumen</b>	<b>1</b>
<b>2. Summary</b>	<b>11</b>
<b>3. Introducción</b>	<b>21</b>
3.1. Desarrollo y características de la convección severa . . . . .	24
3.1.1. Formación de granizo . . . . .	28
3.2. Herramientas de estudio de las tormentas severas . . . . .	30
3.2.1. Redes de observadores . . . . .	31
3.2.2. Seguros contra daños . . . . .	31
3.2.3. Granizómetros . . . . .	32
3.2.4. Radiosondeos . . . . .	35
3.2.5. Radar . . . . .	35
3.2.6. Satélite . . . . .	36
3.2.7. Modelos de predicción numérica . . . . .	37
3.2.7.1. Patrones sinópticos y mesoescalares . . . . .	38
3.3. Climatología de las tormentas severas . . . . .	39
3.3.1. Distribución espacial . . . . .	40
3.4. Tendencia de las tormentas severas . . . . .	45
3.4.1. Tendencias climáticas . . . . .	46
3.4.2. Tormentas severas y cambio climático . . . . .	47
3.4.2.1. Tendencias regionales registradas . . . . .	49
3.5. Variabilidad de las tormentas severas y periodicidades . . . . .	52
3.5.1. Variabilidad climática y NAO . . . . .	53
3.6. Estudio de tendencias y periodicidades . . . . .	55

3.6.1.	Análisis de tendencias . . . . .	55
3.6.2.	Análisis de periodicidades . . . . .	58
3.6.2.1.	Antecedentes . . . . .	58
3.6.2.2.	Análisis wavelet . . . . .	59
3.7.	Áreas de estudio y bases de datos . . . . .	64
3.7.1.	Noreste de España . . . . .	65
3.7.2.	Suroeste de Francia . . . . .	67
3.8.	Objetivos . . . . .	69
3.9.	Bibliografía . . . . .	69
<b>4.</b>	<b>Compendio de publicaciones</b>	<b>81</b>
4.1.	Anomalies, trends and variability in atmospheric fields related to hailstorms in north-eastern Spain . . . . .	85
4.2.	Climatic trends in hail precipitation in France: spatial, altitudinal, and temporal variability . . . . .	101
4.3.	Hailfall in southwest France: relationship with precipitation, trends and wavelet analysis . . . . .	113
<b>5.</b>	<b>Conclusiones</b>	<b>131</b>
<b>6.</b>	<b>Conclusions</b>	<b>137</b>
<b>7.</b>	<b>Otras publicaciones</b>	<b>143</b>
<b>8.</b>	<b>Siglas y Acrónimos</b>	<b>147</b>





**1**

# **Resumen**





**E**xiste una gran heterogeneidad en la calidad y cantidad de las observaciones globales de tormentas severas, al igual que de las precipitaciones de granizo. Todavía hoy en día se encuentran discrepancias, por ejemplo, a la hora de definir la severidad de un determinado evento, o en el diseño de los sistemas de observación y registro de estos fenómenos.

Una de las consecuencias es la enorme dificultad de obtener una climatología global, lo que a su vez redundará en una mayor incertidumbre en la investigación de los posibles efectos del cambio global en este tipo de riesgos meteorológicos. La presente *Tesis Doctoral* comprende tres artículos de investigación que estudian las tendencias, periodicidades y variabilidad de las tormentas severas y las precipitaciones de granizo. El objetivo último es el de aumentar el conocimiento sobre estos fenómenos para mejorar la comprensión de su comportamiento ante un escenario de clima cambiante.

En la *primera publicación*, titulada **Anomalies, trends and variability in atmospheric fields related to hailstorms in north-eastern Spain**, se examina la relación entre el número de días con tormentas de granizo y los patrones atmosféricos en distintos períodos de tiempo. La falta de sistemas de observación fiables y ho-

mogéneos, así como la baja confianza en las proyecciones para fenómenos de pequeña escala, dificulta la obtención de resultados óptimos en cuanto a los cambios esperados en el futuro, y su cuantificación. Sin embargo, es posible abordar su estudio mediante la caracterización de los patrones sinópticos y mesoescalares favorables a la formación de tormentas severas y precipitaciones de granizo, específicos para cada área de estudio. Así, el análisis de tendencias, anomalías y periodicidades en dichos patrones y las variables atmosféricas asociadas, permite obtener conclusiones útiles para la gestión de fenómenos extremos futuros.

La distribución anual de días de tormentas entre 2001 y 2010 en Zaragoza, mostró un número relativamente alto para el año 2006, con un total de 50, mientras que el promedio fue de 32.6 días. Además, al desglosar esta variable por meses, se observó que durante Junio y Julio de ese año, más de la mitad de los días se clasificaron como días de tormenta, con 17 y 16, respectivamente. Esto supone el 66% de las tormentas entre Mayo y Septiembre durante el año 2006, y un 74% más que en los meses de Junio y Julio del año 2010, el segundo en número de días de tormentas de granizo.

Los datos de temperatura y altura geopotencial a 850 y 500 *hPa* de los reanálisis del *National Centers for Environmental Prediction* (NCEP), han sido empleados para caracterizar las condiciones atmosféricas de Junio y Julio del 2006, así como las condiciones promedio en esos meses para los períodos 1950-2010 y 2001-2010.

En el período 1950-2010, tanto Junio como Julio exhibieron resultados similares, con flujo del oeste y una pequeña onda situada sobre la Península Ibérica. También se pudo apreciar la alta de las Azores, y un centro de altas presiones en el este de Argelia. En 500 *hPa* el flujo zonal mostró una ondulación debida al centro de altas presiones sobre el norte de África. En el período 2001-2010, el patrón fue similar en ambos niveles. La onda se profundizó generando una vaguada al oeste de la Península con vientos de componente sur, cálidos y húmedos procedentes del Mediterráneo, sobre el noreste de España. En el 2006 la profundización de la vaguada fue aún mayor, con el eje al oeste de Portugal y una baja embebida en Junio al suroeste de la Península. Además, la alta presión sobre Argelia se vio reforzada, lo que favoreció el flujo de componente sur. Estas condiciones sinópticas se corresponden con patrones termodinámicos favorables a la formación de las tormentas de granizo, según la clasificación establecida en anteriores trabajos del Grupo de Física de la Atmósfera (GFA). Los patrones de temperatura presentaron correspondencia con lo observado para la altura geopotencial.

La diferencia de temperatura a 850 *hPa* entre las series temporales de Junio y Julio para los dos períodos estudiados, y el año 2006, mostró incrementos de esta variable en el norte y este de la Península Ibérica para el mes de Junio, y con máximos en Julio localizados sobre Francia, pero que se extienden hacia el noreste de España, con valores de entre 2.0 y 3.5°C . En 500 *hPa*, las diferencias de temperatura no fueron significativas. Así, las anomalías de temperatura encontradas para Junio y Julio del año 2006, se deben fundamentalmente a los incrementos de temperatura a 850 *hPa*. Además, dichas anomalías fueron especialmente altas respecto del período 1950-2010, con valores de hasta 3.6 - 4.0°C en Junio en la zona del Mediterráneo; y de 2.0 - 2.8°C en Julio sobre la Península Ibérica. Este resultado apunta hacia un aumento de la temperatura a 850 *hPa* sobre el área de estudio. Por este motivo, se analizaron a continuación las tendencias a 850 *hPa* durante el período 1950-2010, tanto para la temperatura como para la altura geopotencial. En ambos casos se observó un predominio generalizado de las tendencias positivas, con significación estadística. Los valores en la zona este alcanzaron los 0.5 y 0.4°C por década, y los 6 y 5 *m* por década, para los meses de Junio y Julio, y para la temperatura y la altura geopotencial, respectivamente.

Finalmente, se analizó la existencia de periodicidades en la temperatura a 850 *hPa* para ambos meses en los dos clusters obtenidos para este fin a partir de las series temporales originales. Ambos clusters resultaron similares para Junio y Julio. En todos los casos, se observó una periodicidad menor, de entre 2.5 y 3 años. En el mes de Junio se encontraron ciclos de 7 y 7.5 años, para el cluster 1 y 2, respectivamente; y que cambian a 9 y 9.5 años. En Junio, en el cluster 1 existe un ciclo mayor de 20 años, y en el cluster 2 dos más, de entre 15 y 17 años, y otro en torno a 27 años. En el mes de Julio, se observó un ciclo de entre 5 y 7 años en ambos clusters. En el cluster 2, otros dos ciclos descienden a lo largo de la serie de 10 y 27.5 años a aproximadamente 8 y 22.5, respectivamente.

En conclusión, resulta evidente que está teniendo lugar un cambio en los campos de temperatura y altura geopotencial, especialmente en el oeste Mediterráneo desde 1950. El incremento de la influencia de la dorsal africana tiene como consecuencia un aumento de la temperatura y del viento de componente sur en niveles bajos que, a su vez, resulta en una mayor advección de aire cálido y húmedo del Mediterráneo. Estas condiciones, unidas a la orografía de la zona, crean un ambiente cada vez más favorable para el desarrollo de convección en el noreste de España.

La segunda publicación, **Climatic trends in hail precipitation in France: spatial, altitudinal, and temporal variability**, recoge el análisis de la variabilidad de las precipitaciones de granizo en el suroeste de Francia, tanto a nivel espacial (latitud, longitud y altitud) como temporal. La *Association Nationale d'Étude et de Lutte contre les Fléaux Atmosphériques* (ANELFA) dispone en esa zona, de uno de los mejores y más largos registros de las precipitaciones de granizo, obtenido mediante redes de granizómetros. Se trata de una base de datos óptima para el estudio de la climatología del granizo a partir de datos de observación.

La primera parte del trabajo se centró en la realización de un análisis espacial de las variables obtenidas a partir de los granizómetros: número de impactos, energía cinética, masa de hielo y diámetro máximo. Los resultados mostraron una distribución geográfica más congruente para las tres últimas, que están por otro lado matemáticamente relacionadas. En todas las variables el máximo se situó al norte del departamento de Hautes-Pyrénées. Esto es debido a la cercanía de los Pirineos. Resultados similares fueron encontrados por otros autores en las proximidades de áreas montañosas. Por el contrario, los valores disminuyeron en el área Atlántica.

Seguidamente, se obtuvieron las tendencias anuales, entre Mayo y Septiembre, para el período 1990-2010, en cada uno de los granizómetros con registros largos y uniformes. Tras comprobar la homogeneidad y eliminar la correlación en los casos necesarios, se encontraron 154 granizómetros con tendencia positiva y 177 con tendencia negativa; con un 10% y un 17% de las mismas, respectivamente, con significación estadística de 0.1, 0.05 o 0.01. El área Atlántica presentó el mayor número de tendencias negativas, 112 frente a los 74 granizómetros con tendencia positiva. Fundamentalmente, aquellas se concentraron al sur del bosque de Landes. Además, 23 de estas tendencias negativas fueron significativas con un nivel de 0.05 o 0.1. El área Pirenaica mostró menor diferencia entre ambos tipos de tendencias, 80 frente a 65, con una ligera ventaja de las positivas, entre las cuales 12 fueron significativas, incluso al 0.01 para una estación localizada en Lassere (Ariège). La mayor parte de estas tendencias positivas se concentraron entre Tarbes y Saint-Gaudens. El resto de las zonas examinadas no mostró un patrón aparente en la distribución espacial de las tendencias. Es más, se observó que había tendencias opuestas en granizómetros separados por unos pocos kilómetros, lo que hace prácticamente imposible interpolar una tendencia puntual a escala regional, incluso teniendo en cuenta sólo las significativas. Esto es debido, por un lado, a que se trata de fenómenos de

---

pequeña escala, y por otro, al elevado número de factores que actúan simultáneamente en una zona (concentración de los núcleos de congelación, campo de vientos, etc.) y su variabilidad.

A continuación, se estudiaron las series mensuales, de Mayo a Septiembre, para cada granizómetro en el mismo período. La mayoría de estaciones mostraron tendencias negativas, más predominantes en el mes Agosto, seguido de Junio y Julio. En Mayo las tendencias positivas exhibieron un ligero predominio, y con casi un 8% de ellas significativas, siendo además el mes con menor número de granizómetros con cero impactos, probablemente por la menor altura de la isocero. En Septiembre, en cambio, ambos tipos de tendencias fueron semejantes y hubo un elevado número de granizómetros con cero impactos. En la zona Atlántica el número de tendencias negativas mensuales aumentó de Junio a Agosto, mientras que en la zona Pirenaica, el comportamiento fue opuesto. Pero ambos casos coinciden en que el mayor número de tendencias positivas se da en el mes de Mayo, indicando un adelanto de las granizadas.

Dado el aumento observado de las tendencias positivas a medida que nos desplazamos hacia los Pirineos, se aplicó un análisis cluster *k-means* entre las tendencias y la altitud de cada granizómetro en una zona concreta del área de estudio. Se obtuvieron tres clusters. La zona de mayor altitud mostró la mayor varianza para los valores del test de Mann-Kendall, y la de menor altitud la menor, por lo que las estaciones de medida deberían tener allí su mayor densidad.

Por último, se cotejaron los resultados obtenidos para las series anuales con otras dos zonas: el sureste de Francia, en el Mediterráneo; y Lérida, en España. En el territorio francés, las tendencias negativas fueron ligeramente superiores a las positivas. No así en Lérida, donde las positivas son casi el doble. Al igual que en gran parte del suroeste de Francia, en ningún caso se observó un patrón espacial bien definido.

A la vista de los resultados obtenidos, se pone de manifiesto la elevada variabilidad espacial en las tendencias de granizo en el suroeste de Francia. Esta variabilidad es aún mayor en zonas de mayor altitud, por lo que se debe poner especial atención en el diseño de redes de medida, así como en la interpolación de datos puntuales para la validación y calibración de modelos. Gran parte de la variabilidad y las diferencias entre las zonas Atlántica y Pirenaica residen en los factores mesoescales, pero también muy probablemente en las trayectorias de las tormentas.

En la *tercera* y última *publicación* incluida en la *Tesis*, titulada **Hailfall in south-**

**west France: relationship with precipitation, trends and wavelet analysis**, se intenta dilucidar el papel que tienen las granizadas en el total de la precipitación en el suroeste de Francia, con el objetivo de mejorar su caracterización y predicción. Para ello se emplea el análisis de tendencias y las correlaciones entre el granizo y la precipitación total, así como la relación de ambas con la oscilación de mayor influencia en el hemisferio norte, la Oscilación del Atlántico Norte (NAO).

Inicialmente se tomaron 32 puntos de rejilla de los datos del *Global Precipitation Climatology Centre* (GPCC), distribuidos sobre la zona de estudio. Se aplicó un análisis cluster *k-means* en las series anuales de esos puntos entre Mayo y Septiembre para el período 1901-2010. Los tres clusters así obtenidos se ajustan bien a la topografía de la zona. Las series anuales del promedio para cada cluster, mostraron una mayor precipitación en el cluster sur, disminuyendo en los otros a medida que se avanza hacia al norte. Las variaciones en el tiempo de los valores fueron concordantes para los tres clusters, especialmente entre aquel situado en los Pirineos y el intermedio, como así mostraron las correlaciones halladas. La principal explicación a los resultados encontrados fue el mayor desarrollo de las células convectivas sobre los Pirineos, que aumentan aquí la precipitación y que, posteriormente, se desplazan hacia el norte siguiendo la línea de los valles. Esta clasificación, además, muestra buena consonancia con la tradicionalmente establecida para los granizómetros de la ANELFA, con dos zonas de influencia Atlántica y Pirenaica, claramente definidas. La única excepción fue el departamento de Pyrénées-Atlantiques.

Posteriormente, se descartó la presencia de autocorrelación en las series temporales de los tres clusters, previo al cálculo de las tendencias. Éstas fueron todas no significativas, positiva en el cluster norte, y negativas en el resto. Estos datos, junto con la complicada orografía de la zona, llevaron a aplicar el mismo proceso sobre cada uno de los 32 puntos de rejilla del GPCC. En el cluster sur predominaron los puntos con tendencia negativa, tendencia encontrada también por otros autores en distintas zonas de Pirineos. Sin embargo, en estudios anteriores este área mostró un elevado número de granizómetros con tendencia positiva, por lo que aquel descenso podría verse compensado por la tendencia al aumento del granizo. De ahí también la importancia del análisis de los patrones sinópticos característicos de los distintos tipos de precipitación.

Los tres clusters mostraron una alta varianza en cuatro bandas en el análisis wavelet. Los principales períodos observados son más semejantes en los dos clusters situados más

al sur.

Tras esta caracterización, se tomaron dos zonas de propiedades claramente diferenciadas con el objetivo de establecer su relación con las variables de los granizómetros. Se deja fuera, por tanto, la zona de transición entre los clusters espacialmente extremos. Se obtuvo el promedio de precipitación de Mayo a Septiembre para esas dos zonas, entre 1989 y 2010, con el fin de ajustarse a la base de datos de granizómetros. Se seleccionaron los granizómetros coincidentes con la rejilla de precipitación delimitada, y se calcularon para esas zonas y ese período, las series temporales de días de granizo, frecuencia anual e intensidad media anual. Se estandarizaron las variables para tratar de estudiar una posible relación entre los años de mayor o menor precipitación y las variables de granizo calculadas. Pero, dado el bajo nivel aparente de coincidencia existente se decidió aplicar un análisis de correlación, encontrando mayor correlación significativa entre la frecuencia y el número de días de granizo; y la mínima, y no significativa, entre este último y la intensidad, en ambas zonas delimitadas, Atlántica y Pirenaica, para el período 1989-2010. La correlación entre la intensidad y la frecuencia es significativa en la zona Pirenaica, no así en la Atlántica. Esto recalca nuevamente la importancia de la topografía y el estudio de los patrones sinópticos. Las correlaciones entre estas variables y la precipitación fueron débiles o muy débiles, y en ningún caso significativas. Sin embargo, se encontró la explicación a estas bajas correlaciones en el escaso porcentaje que la masa de granizo representa sobre el total de las precipitaciones, especialmente en la zona Atlántica.

Todas las variables mostraron una tendencia negativa en la zona Atlántica, sobre todo la precipitación y el número de días de granizo. En la zona Pirenaica, sólo fue negativa la precipitación; el resto, sobre todo el número de días de granizo y la intensidad, fueron positivas. Dichas tendencias positivas podrían estar relacionadas con la temperatura en superficie y el efecto de fusión de la masa de hielo del granizo. Además, coinciden con las tendencias encontradas en trabajos anteriores en dicha área.

Aunque no exista correlación, sí puede haber algún mecanismo subyacente común que influya en su comportamiento. Por este motivo se analizaron las periodicidades con el espectro wavelet global y, posteriormente, su posible relación con la NAO mediante una wavelet de coherencia. La influencia de la NAO en las variables fue mayor en la región Atlántica.





**2**

## **Summary**



Major differences exist in the quantity and quality of global observations of severe storms, in the same way as with hail precipitation. Even today, discrepancies can still be found in the way in which the severity of a specific event is defined, or in the design of observation systems and how different phenomena are recorded.

These aspects hamper the possibility of obtaining a global climatology which, in turn, lead to significant uncertainty in investigating the effects of global change on these types of meteorological risks. This *Doctoral Thesis* comprises three scientific articles which study trends, periodicities and variability in severe storms and hail precipitation. The final objective is to contribute towards increasing our knowledge of these phenomena and improve our understanding of how they behave against the backdrop of a changing climate scenario.

In the *first publication*, entitled **Anomalies, trends and variability in atmospheric fields related to hailstorms in north-eastern Spain**, we examine the relationship between the number of hailstorms and atmospheric patterns for different periods of time. The lack of reliable and homogeneous observing systems, as well as the low confidence in the projections for small-scale phenomena, makes it difficult to

obtain optimum results with regard to expected future changes, and their quantification. Nevertheless, they can be studied by characterising the synoptic and mesoscale patterns that favour the formation of severe storms and hailfalls, which are specific for each study area. Therefore, by analysing the trends, anomalies and periodicities in these patterns and the associated atmospheric variables, we can draw valuable conclusions for the management of future extreme phenomena.

The annual distribution of hailstorm days during the period from 2001-2010 in Zaragoza showed a relatively large number for 2006, with a total of 50, while the average was 32.6 hailstorm days. In addition, if we break down this variable by months, we can see that in June and July 2006, more than half of the days are classified as hailstorm days, with 17 and 16 respectively. This means 66 % of hailstorms between May and September 2006, 74 % more than in June and July 2010, the year with the second highest number of hailstorm days.

The temperature and geopotential height at 850 and 500 *hPa* from the re-analysis data from the *National Centers for Environmental Prediction* (NCEP) were used to characterize the atmospheric conditions in June and July 2006, together with the average conditions for these months between 1950-2010 and 2001-2010.

During 1950-2010, the patterns for June and July were similar, with flow from the west and a small wave over the Iberian Peninsula. The Azores High can be seen, as well as a high-pressure centre over eastern Algeria. At 500 *hPa* the zonal flow showed a wave resulting from the high-pressure centre north of Africa. The 2001-2010 patterns were similar for both levels. The wave became deeper causing a trough over the western part of the Peninsula leading to warm and humid southerly component winds from the Mediterranean Sea, over northeast Spain. In 2006 the trough became even deeper, with the axis west of Portugal, and an embedded low in June to the southwest of the Peninsula. Also, the high-pressure centre over Algeria is strengthened, which favours the southerly component flow. These synoptic conditions correspond well with the thermodynamic patterns that favour the formation of hailstorms, as has already been studied in a previous classification by the Atmospheric Physics Group (GFA). The temperature patterns were in good agreement with the geopotential height.

The differences in temperature at 850 *hPa* with respect to the two studied periods and 2006, showed an increase in this variable in the north and east of the Iberian Peninsula for June, with maximum values in July localized over France, but extending to northeast

---

Spain, with values of between 2.0 and 3.5°C . At 500 *hPa*, the differences in temperature were not significant. Therefore, the anomalies in temperature found for June and July 2006, were mainly due to the increase in temperature at 850 *hPa*. Moreover, these anomalies were especially intense during the period from 1950-2010, with values of up to 3.6 - 4.0°C in June in the Mediterranean area, and 2.0 - 2.8°C in July over the Iberian Peninsula. This result suggests an increase in temperature at 850 *hPa* over the studied area. For this reason, the trends were subsequently analysed at 850 *hPa* for 1950-2010, for both temperature and geopotential height. In both cases a statistically significant predominance of positive trends was found. Values in the east area reached a temperature 0.5 and 0.4°C per decade, and a geopotential height of 6 and 5 m per decade in June and July.

Finally, the periodicities were studied for the temperature at 850 *hPa* for both months in two clusters previously obtained for this purpose from the original time series. Both clusters were found to be similar for June and July. In all cases, a smaller periodicity was observed of 2.5 and 3 years. In June, there were cycles of 7 and 7.5 years for clusters 1 and 2, respectively, which changed to 9 and 9.5 years. In June, cluster 1 has a larger cycle of 20 years; and two more cycles in cluster 2 which are between 15 and 17 years, and another one of around 27 years. In July, a cycle appeared between 5 and 7 years in both clusters. In cluster 2, two periodicities decrease from 10 and 27.5 years, to 8 and 22.5 years, approximately, over the time series, and respectively.

In conclusion, it is quite clear that a change in temperature and geopotential fields is taking place, especially in the western Mediterranean since 1950. The strengthening of the African ridge has resulted in an increase in the temperature and a south-component wind flow at low levels, which at the same time, leads to a greater advection of warm, moist air from the Mediterranean area. These conditions, together with the local orography, create an increasingly favourable environment for the development of convection in north-east Spain.

The *second publication*, titled **Climatic trends in hail precipitation in France: spatial, altitudinal, and temporal variability**, reflects the analysis of variability in hail precipitation in southwest France, both at spatial level (latitude, longitude and altitude) and temporal level.

In this area, the *Association Nationale d'Étude et de Lutte contre les Fléaux Atmosphériques* (ANELFA) has one of the best and longest records of hail precipitation

obtained through hailpad networks. They constitute an optimum database for studying hail climatology on the basis of observational data.

The first part of the work was focused on carrying out a spatial analysis of measured variables from the hailpads: number of impacts, kinetic energy, ice mass and maximum diameter. The results showed a more consistent geographic distribution for the last three variables which are also mathematically related. The maximum values for all of the variables were localized in the north of the Hautes-Pyrénées department, due to the proximity of the Pyrenees. Similar results have been found by other authors in the vicinity of mountainous areas. On the contrary, the values decrease in the Atlantic area.

We then obtained annual trends, between May and September, for the period 1990-2010, for each one of the hailpads with long and continuous records. After verifying homogeneity and removing serial correlation where necessary, we found 154 hailpads with positive trends and 177 with negative trends; with 10 % and 17 % of them respectively, with statistical significance at 0.1, 0.05 or 0.01. The Atlantic area had the largest number of negative trends, of 112 versus 74 hailpads with positive trends. These negative trends were mainly concentrated south of the forest in Landes. Moreover, 23 of the negative trends were found to be significant at 0.05 or 0.1 level. The Pyrenean area had a smaller difference between both types of trends, 80 versus 65, with a slight advantage of the positive trends, 12 of which were significant, even at 0.01 level for the hailpad situated in Lassere (Ariège). Most of these positive trends were situated between Tarbes and Saint-Gaudens. The remainder of the examined areas did not show an obvious spatial pattern of the trends. Furthermore, opposite trends were observed for hailpads only a few kilometers apart, making it virtually impossible to interpolate a specific trend at regional scale, even when only using the statistically significant trends. This is because, on the one hand, we are dealing with small-scale phenomena; and on the other hand, the great number of factors that simultaneously act on a specific area (such as frozen nuclei concentration, field winds, etc.) and their variability.

We then studied the monthly trends, from May to September, for each hailpad during the same period. In the majority of cases, the hailpads showed negative trends, that were more predominant in August, followed by June and July. In May, there was a slight predominance of positive trends, with almost a 8 % of them found to be significant. This was also the month with the lowest number of hailpads with zero impacts, probably due to the lower altitude of the 0°C level. However, in September, the number of both types

---

of trends were similar, and a large number of hailpads had zero impacts. In the Atlantic area the number of negative monthly trends increased from June to August, while in the Pyrenean area, the behaviour was the opposite. However, in both cases the largest number of positive trends was in May, underlining the fact that hailfalls are arriving earlier.

In view of the increasing number of positive trends as we approach the Pyrenees, we performed a *k-means* cluster analysis between trends and altitude for each of the hailpads in a very specific sector of the study area. Three clusters were obtained. The area with the highest altitude had the highest variance of values for the Mann-Kendall test, and the area with the lowest altitude showed the smallest. Thus, the variability is even more important in the highest altitudes, and for this reason this is where the measurement stations should have their maximum density.

Finally, the results obtained for the annual series were compared with two other areas: southeast France, in the Mediterranean area; and Lérida, in Spain. In the French territory, the negative trends were slightly higher than the positive trends, on the contrary to Lérida, where the positive trends were double. As in much of southwest France, neither area showed a clear spatial pattern.

Taking into consideration all of these results, the high spatial variability in hailfall trends over southeast France becomes clear. This variability is even greater for areas with higher elevations, and so special attention should be paid in designing measurement networks in these locations, as well as in the interpolation of specific data for the calibration and validation of models. Most of the variability and differences between the Atlantic and Pyrenean area lies in mesoscale factors, but also probably in the different storm trajectories too.

In the *third* and final *publication* included in this *Thesis*, titled **Hailfall in southwest France: relationship with precipitation, trends and wavelet analysis**, we try to elucidate the role of hail precipitation in total precipitation over southwest France, in order to improve its characterization and forecasting. To do this, we used trend analysis and correlations between hail and total precipitation, as well as the relationship of both with the most influential phenomenon in the northern hemisphere, the North Atlantic Oscillation (NAO).

First, 32 grid points from the *Global Precipitation Climatology Centre* (GPCC) data were taken, which are distributed over the study area. A *k-means* cluster analysis was

used for the annual time series of those points between May and September for the period 1901-2010. The three clusters obtained are consistent with the topography of the area. The annual series of the average for each cluster, showed the highest precipitation in the south cluster, diminishing in the other two as we progress towards the north. The time variations of the values were concordant for the three clusters, specially in the one situated in the Pyrenees and the intermediate, as confirmed by the correlations that were found. The main reason for these results is the development of convective cells, which are enhanced over the Pyrenees and lead to an increase in precipitation in this area. These cells then displaced to the north, following the direction of the valleys. This classification also closely concurs with the one defined for the hailpad networks by the ANELFA, with two clearly defined zones of influence, the Atlantic and Pyrenean. The only exception was the department of Pyrénées-Atlantiques.

The absence of autocorrelation was ruled out for the time series of the three clusters, prior to the trend analysis. The trends were found to be insignificant, positives in the north cluster, and negatives in the other two. These data, together with the complex orography of the zone, led to the same process being performed in each of the 32 grid points from the GPCC. In the south cluster, points with negative trends were dominant. This trend has also been found by other authors for different parts of the Pyrenees. However, previous studies have also shown that this area has an elevated number of hailpads with a positive trend, so the decrease in precipitation could be offset by the increase of hail. This also highlights the importance of analysing the characteristics of synoptic patterns for different types of precipitation. The clusters showed a high variance in four bands in the wavelet analysis. The main periods that were observed are similar in the two clusters situated further to the south.

Following this characterization, two areas with clearly different characteristics were taken in order to establish their relationship with the hail variables. The transition zone, situated between spatially opposite clusters, was left out. The average precipitation between May and September was obtained for these two zones, between 1989 and 2010, with the aim of being coherent with the hailpad database. We selected the hailpads that corresponded with the previously defined precipitation grid, and time series were calculated for these areas and the period for the variables of hail days, annual frequency and mean annual intensity. The variables were standardized so that we could study a possible relationship between years with greater or lesser precipitation and hail variables.



However, given the low apparent level of coincidence we decided to apply a correlation analysis, and a more significant correlation was found between frequency and hail days; and the minimum (which was not significant) between the hail days and the intensity in the Atlantic and Pyrenean zones for the period 1989-2010. The correlation between the intensity and frequency is significant in the Pyrenean zone, but not in the Atlantic zone. This once again underlines the importance of topography and the study of synoptic patterns. The correlations between these variables and the precipitation were low or very low, and were not significant, in any case. Nevertheless, the explanation for these low correlations was found in the small percentage that hail mass represents out of the total precipitation, especially in the Atlantic zone.

All the variables showed a negative trend in the Atlantic area, especially for the precipitation and hail days. In the Pyrenean area, only precipitation was negative; the others, particularly the number of hail days and the intensity, were smaller. These positive trends could be associated with the surface temperature and the melting effect of the ice mass of hail. Furthermore, they are in concordance with the trends found in former studies carried out in this area. Although there was no correlation, it can be asserted that it must be some underlying common mechanism that influences their behaviour. For this reason, we firstly analysed the periodicities through a global wavelet spectrum, and then the possible relationship with the NAO through a wavelet coherence. The influence of the NAO over the variables was higher for the Atlantic region.



**3**

## **Introducción**



**E**l sistema climático global determina el transporte y distribución de la energía y del agua en el planeta (Hartmann, 1994). La atmósfera es uno de los componentes clave de dicho sistema. No sólo condiciona el medio ambiente que nos rodea y en el cual vivimos sino que, además, influye en nuestros hábitos y actividades diarias. Pero esta relación no es unidireccional. El hombre interactúa constantemente con su entorno, modificando la composición de la atmósfera y vulnerando su equilibrio dinámico natural. Las consecuencias de esta intervención antropogénica no son totalmente predecibles, más aún teniendo en cuenta el incremento continuo de la población mundial y el elevado desarrollo económico y social actual. Además, la probabilidad de ocurrencia y severidad de los eventos de clima y/o tiempo extremos se ve alterada por el cambio climático (IPCC, 2013), lo que aumenta aún más la incertidumbre de la sociedad frente a los riesgos naturales, muchos de los cuales tienen origen atmosférico. Concretamente, los desastres de mayor incidencia son los hidrológicos, meteorológicos y climáticos. Las tormentas con granizo constituyen un importante riesgo meteorológico.

En 2014 el número de desastres naturales estuvo por debajo del promedio anual del período 2004-2013, debido fundamentalmente al menor número de desastres hidrológicos

y climatológicos. En 2013, se observó una disminución del número de víctimas para todos los tipos de desastres respecto al promedio anual del período 2003-2012. No así para las tormentas, que produjeron un 60% de víctimas por encima de dicho promedio (Guha-Sapir *et al.*, 2014). Sin embargo, en el año 2014, el número de muertes por tormentas fue el segundo más bajo del período 2004-2013. Por el contrario, el número de víctimas de los desastres climatológicos fue un 28.3% mayor del promedio 2004-2013.

Por otro lado, las tormentas severas suponen también una amenaza especialmente importante en la agricultura, causando millones de pérdidas anuales.

La investigación de las tormentas tiene, por tanto, una gran importancia operativa. A partir de 1860 las observaciones atmosféricas se tornan más fiables y accesibles. Por otra parte, con el gran desarrollo del tráfico marítimo de mercancías surge la necesidad de impulsar nuevos métodos para estudiar y predecir las tormentas (von Storch y Navarra, 1999).

El análisis y clasificación de las principales situaciones sinópticas que favorecen la formación de tormentas severas; así como el estudio de los mecanismos mesoescalares que impulsan el inicio de la actividad convectiva, han permitido alcanzar una mayor comprensión de estos fenómenos. Especial importancia requieren las conexiones existentes no sólo a escala espacial, sino también temporal, de los patrones atmosféricos del planeta. Actualmente se dispone de una amplia cantidad de registros históricos de este tipo de eventos y de las precipitaciones asociadas, que permiten determinar aspectos clave como los patrones de distribución temporal o espacial.

El hecho de aunar las distintas fuentes de información disponibles, y la consideración de estos fenómenos a diferentes escalas, permite mejorar la calidad de las predicciones a corto plazo y aumentar la eficiencia de los sistemas de alerta.

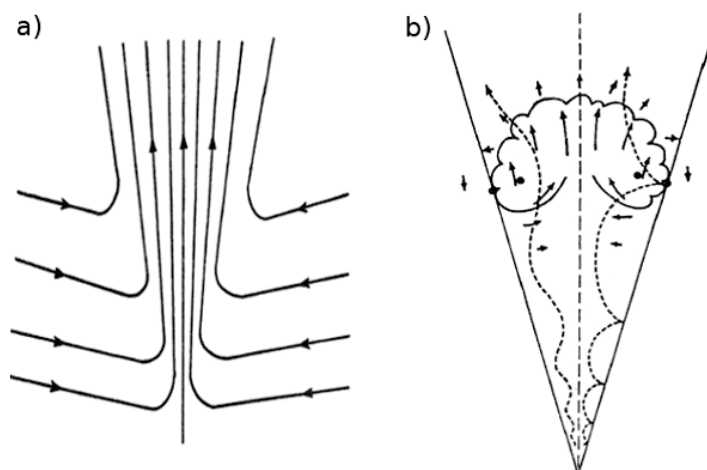
### **3.1. Desarrollo y características de la convección severa**

El enfoque más ampliamente utilizado para la investigación de la convección severa consiste en abordar el análisis de los ingredientes básicos necesarios para su formación y desarrollo (Doswell III, 1987): humedad en la troposfera media y baja, inestabilidad condicional, y un mecanismo de disparo que haga que la parcela de aire alcance su nivel

de libre convección (LFC, *level of free convection*). Si bien estos ingredientes pueden ser modificados por la propia evolución de la convección una vez que se inicia el evento (Doswell III *et al.*, 1996).

La convección es un proceso en el que existe transferencia de energía en forma de calor, con movimiento en la vertical debido a la flotabilidad positiva de una parcela de aire. Cuando se habla de convección severa, se hace referencia a convección húmeda y profunda, donde los cambios de fase del agua liberan energía dando lugar a eventos potencialmente peligrosos como tornados, lluvia intensa, granizo de gran tamaño, etc., (Doswell III, 2001). Houze (1981) usa el término severo para referirse a aquellas tormentas que producen daños por granizo y/o fuertes vientos, y que se desarrollan en ambientes con intensa cizalladura vertical.

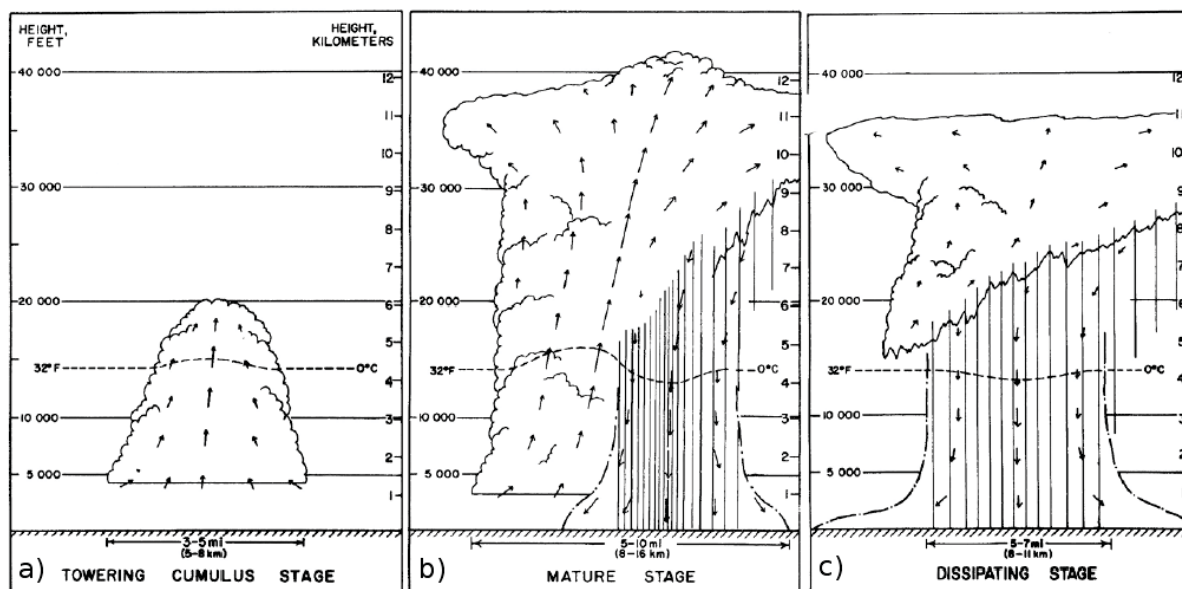
Existen distintos modelos para describir la convección, como son el modelo de pluma o el de burbujas (**figura 1.1**). El más ampliamente extendido y popular es este último (Scorer y Ludlam, 1953).



**Figura 1.1.** Esquemas de la convección, **a)** modelo de pluma y **b)** modelo de burbujas, de Doswell III (1985).

El proceso se inicia cuando la parcela de aire, próxima a la superficie, es más cálida que su entorno. Entonces, comienza a ascender, y se expande tanto vertical como horizontalmente (Doswell III, 2001). De esta forma, se enfría y alcanza un nivel en el que se inicia la condensación del vapor de agua que contiene. A este nivel se le denomina nivel de condensación por convección (CCL, *convective condensation level*); y suele marcar la base de las nubes de tipo cumulonimbo, que hacen visible la convección. Cuando existe

cizalladura, el ascenso se ve favorecido en la dirección de propagación de la misma, aumentando la evaporación y la inestabilidad (Hess, 1959). Si la energía suministrada para el ascenso de la parcela es lo suficientemente importante, se supera la inhibición convectiva (CIN, *convective inhibition*) y la parcela alcanza el LFC. La aceleración vertical de la parcela desde el LFC hasta el nivel de equilibrio, depende de la energía potencial convectiva disponible (CAPE, *convective available potential energy*). Sin embargo, suele ocurrir, que no se detiene en este nivel, sino que sufre unas pequeñas oscilaciones denominadas oscilaciones de Brunt-Väisälä hasta que, finalmente se frena por completo. Estas oscilaciones son más rápidas cuando la estabilidad es mayor, dando lugar a una mayor frecuencia de Brunt-Väisälä. La estructura básica de organización de las tormentas es la célula (Byers y Braham Jr., 1949). Cada una de ellas se forma y desarrolla siguiendo un ciclo de vida característico.



**Figura 1.2.** Esquema del ciclo de vida de una célula tormentosa, de Doswell III (1985), a) *towering cumulus*, b) madurez y c) disipación.

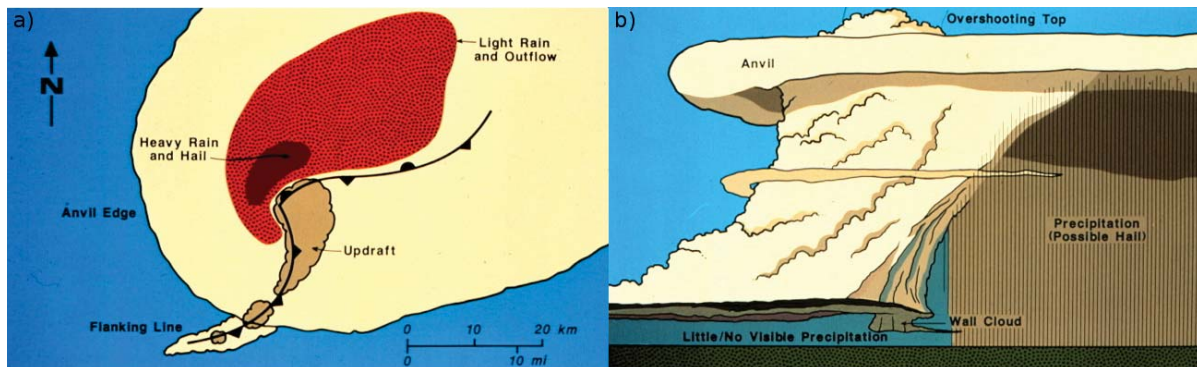
La fase inicial de formación se denomina *towering cumulus* o estado de desarrollo (figura 1.2a). En esta etapa una burbuja de aire asciende por flotabilidad hasta alcanzar su LFC. Existe un claro dominio de las corrientes ascendentes, que pueden ser del orden de 10 *m/s* o superiores (Doswell III, 1985). Sin embargo, también hay corrientes descendentes, aunque a una menor escala, en los límites laterales de la nube (Doswell



III, 2001). Éstas favorecen el arrastre de aire hacia su interior. Al final de esta etapa se inicia la formación de la precipitación, detectándose los primeros ecos en el radar. Su caída está aún impedida por las fuertes corrientes ascendentes. En la etapa de madurez (**figura 1.2b**), la precipitación alcanza la superficie y coexisten las corrientes ascendentes y descendentes. Estas últimas se inician con el descenso de la precipitación, debido tanto a su resistencia aerodinámica, como a la evaporación de pequeñas gotas, que causan un enfriamiento del aire. Con frecuencia, los vientos en altura desplazan la precipitación fuera de la corriente ascendente llevándola hacia un ambiente más relativamente seco o no saturado, evitando de esta forma que dicha corriente colapse. Cuando la corriente descendente alcanza la superficie se expande lateralmente, formando un frente de racha o *gust front*, que puede propiciar el ascenso de nuevas parcelas de aire hacia su LFC. Es la fase de máxima reflectividad del radar. En la disipación (**figura 1.2c**), la burbuja alcanza su nivel de equilibrio. La corriente descendente corta la ascendente, y con ello el suministro de aire cálido y húmedo. Una parcela que asciende con un promedio de 5 *m/s*, y en la que la tormenta alcanza 10.7 *km* de altura, dura un promedio de unos 30 minutos (Doswell III, 1985).

Las tormentas se pueden componer de una o varias células. Lo más habitual es que coexistan distintas células, cada una de las cuales se encuentra en una etapa distinta de su ciclo de vida. Es decir, se trata de tormentas multicelulares, que son las más comunes (Doswell III, 2001). En ellas, las nuevas células se desarrollan a partir de las anteriores, preferentemente en el flanco derecho (Houze, 1981). Las células convectivas aisladas pueden llegar a aglomerarse mediante la unión de sus yunques, dando lugar a los sistemas convectivos de mesoescala. Su clasificación se basa fundamentalmente en las imágenes de satélite de infrarrojo (Doswell III, 1985). Bajo esta denominación se engloban los ciclones tropicales, los complejos convectivos de mesoescala, o las líneas de turbonada o *squall lines*. Estas últimas se dan con frecuencia en la parte delantera de los frentes en las latitudes medias (Houze, 1981), pudiendo llevar al inicio de la convección debido a que constituyen una fuente de elevación a escala subsinóptica. Las tormentas supercelulares suelen estar asociadas a tornados y a la formación de granizo de gran tamaño. Consisten en una gran célula tormentosa cuasi-estacionaria (Houze, 1981), donde la circulación ciclónica es más intensa y persistente que en las tormentas no supercelulares (**figura 1.3**). De forma general se identifican bien en el radar, ya que suelen presentar un eco que puede llegar a permanecer fijo 30 minutos o más, y una estructura en forma de

gancho (Doswell III, 2001). Además, pueden llegar a dividirse en dos células.



**Figura 1.3.** Esquema de una tormenta supercelular clásica, de Doswell III y Burgess (1993), a) proyección horizontal b) vista idealizada desde la superficie.

### 3.1.1. Formación de granizo

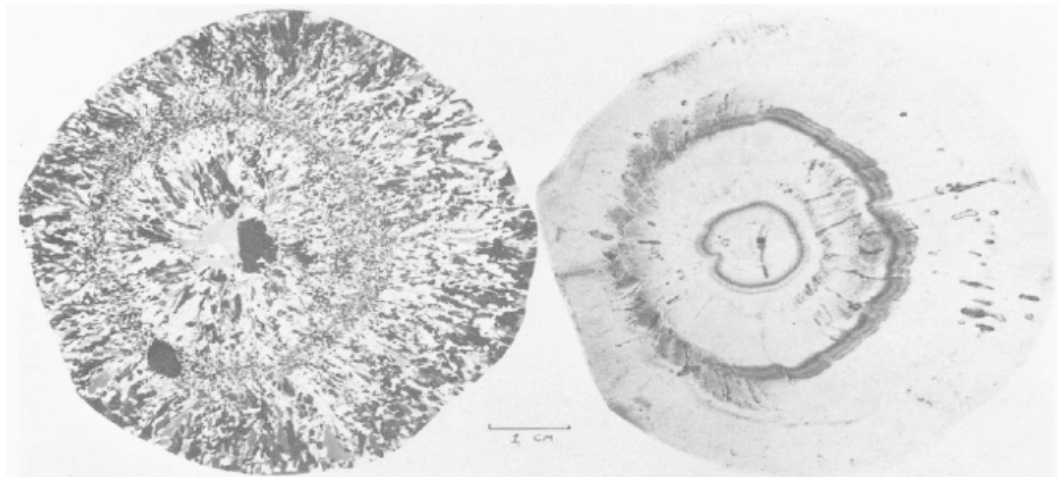
El granizo es un hidrometeoro sólido con un diámetro mínimo de 5 *mm*. Sin embargo, el umbral definido para considerarlo como severo es variable. Aunque de forma general se reconocen como precipitaciones severas aquellas en las que se registran piedras de granizo con diámetro superior a los 2 *cm*, hay autores que consideran diversos valores umbral. Así por ejemplo, en Estados Unidos, el *National Weather Service* lo establece en 2.5 *cm* y en Reino Unido, Sanderson *et al.* (2014) definen como granizo severo aquel con diámetro superior a 1.5 *cm*.

Para que tenga lugar la formación de granizo es necesaria la presencia de embriones, que actúan como núcleos de congelación. Estos embriones, ya sean gotas congeladas o partículas de graupel, se encuentran en la región sobrenfriada de la nube, entre los 0°C y los -40°C (Browning *et al.*, 1963), y comienzan su crecimiento al colisionar con las gotas de agua sobrenfriada. Los embriones pueden tener, además, distintas formas (cónica, esférica, etc.) que aportan información sobre la tormenta donde se producen (Knight y Knight, 1970), y cuya posición en la nube también condiciona el tamaño final del granizo.

Los dos factores determinantes para el desarrollo y crecimiento del granizo son la temperatura y el contenido de agua líquida (Doswell III, 2001). Este último, suele oscilar de forma general entre 0.01 y 1.0  $g/m^3$ , mientras que en las tormentas puede llegar a valores de entre 4 y 5  $g/m^3$  (Battan, 1962), llegando a observarse picos de hasta 7  $g/m^3$  (García-Ortega *et al.*, 2006).

También la velocidad de la corriente ascensional resulta clave durante el proceso, sobre todo a la hora de determinar el tamaño que alcanzará el granizo en el interior de la nube (Johns y Doswell III, 1992). Dicha corriente debe ser lo suficientemente fuerte como para que los hidrometeoros se desarrollen hasta alcanzar un tamaño considerable. Aproximadamente, se puede decir que la velocidad de la corriente ascensional ha de ser igual o mayor a la velocidad terminal de caída de las piedras de granizo (Doswell III, 2001). Sin embargo, una corriente demasiado fuerte puede inhibir su formación al impulsarlo fuera del área óptima de crecimiento. Por este motivo, una corriente ascensional moderada, de entre 20 y 40  $m/s$ , favorece su desarrollo, ya que permite que permanezca en un nivel constante durante cierto tiempo (Nelson, 1983). Además, según Battan (1962), esta corriente ascendente debe permanecer prácticamente constante entre 30 minutos y una hora. Por otro lado, una corriente de estas características aumenta la profundidad de la tormenta, que junto con la magnitud de la cizalladura, condicionan también buena parte del desarrollo de las piedras de granizo.

Pero el tamaño final alcanzado no sólo depende de las variables en el interior de la tormenta, también existen diversos factores que actúan en su caída desde la nube (Changnon Jr, 1971). La distancia entre la base de ésta y la superficie, al igual que la temperatura de la masa de aire en esa zona, ejercen un papel fundamental en el efecto de fusión y evaporación de la precipitación.



**Figura 1.4.** Sección de una piedra de granizo. A la izquierda, visión con luz polarizada. A la derecha, bajo luz normal, de Doswell III (1985).

El hielo que compone la estructura final del granizo suele no ser uniforme, siendo

posible observar capas de hielo de distinto aspecto (Battan, 1962) (**figura 1.4**). Esto es debido a que, tras su ascenso, el granizo puede caer fuera de la corriente ascendente hasta niveles más bajos para, posteriormente, ser incorporado a dicha corriente y elevado de nuevo. Así, las características del hielo dependen del tipo de crecimiento que haya experimentado y que, a su vez, está determinado por la posición del granizo en el interior de la nube. Esta posición va a condicionar la tasa a la que el agua es incorporada y congelada, así como la liberación del calor asociada a este proceso. Si durante su formación el granizo atraviesa una zona con baja cantidad de agua sobrenfriada, se puede congelar de forma rápida, y se libera todo el calor implicado en la congelación. Los cristales formados son pequeños y las burbujas de aire quedan atrapadas, dando un aspecto más opaco al hielo. Se dice entonces que experimenta crecimiento seco y suele ocurrir en el techo de la nube (Browning *et al.*, 1963). Por el contrario, si la acumulación de agua por acreción es elevada, la congelación es más lenta y se dificulta el proceso de disipación del calor latente, haciendo que la superficie del granizo permanezca en  $0^{\circ}\text{C}$ . De ahí que a este crecimiento se le denomine crecimiento húmedo. Además, la liberación del aire se ve favorecida, dando un aspecto más claro al hielo. Es más frecuente en las proximidades de la base de la nube. El agua no congelada puede desprenderse, o bien quedar en las cavidades del granizo (Doswell III, 2001).

Tanto en la nube, como en su descenso hacia la superficie, el granizo también puede sufrir modificaciones en su forma. Cuando desciende, el crecimiento es mayor en la cara enfrentada a la corriente, haciéndolo girar  $90^{\circ}$  (Browning, 1966). Esto ocurre continuamente, originando su aspecto aproximadamente esférico. Por debajo del nivel de fusión su crecimiento suele ser más asimétrico dando formas algo achatadas.

## **3.2. Herramientas de estudio de las tormentas severas**

No existe actualmente una herramienta única de estudio que permita de forma óptima el análisis, la observación o la predicción de las tormentas severas y las precipitaciones de granizo. El avance en su investigación requiere de la concurrencia de información obtenida a partir de distintas vías, aunando así conocimientos para mejorar el entendimiento de este tipo de eventos. Sin embargo, es necesario tratar la información histórica con cierta

cautela y eliminar posibles influencias de factores no climáticos, como la mejora de herramientas existentes y la aparición de otras nuevas. Estos aspectos pueden llevar a la creencia errónea de un aumento de cierto tipo de eventos. Además, el distinto nivel de formación de las personas, o la forma en que se registran los datos, puede llegar a ser tan diferente que es necesario unificar criterios y evaluar la calidad de los datos antes de que puedan ser empleados. Aun así, es posible obtener información de gran utilidad, por ejemplo, para mejorar la comprensión de los procesos conducentes a la formación del granizo (Doswell III, 1985).

### 3.2.1. Redes de observadores

En épocas pasadas, los datos de los que se disponía se limitaban casi exclusivamente a los proporcionados por las redes de observadores o las hemerotecas. Resulta obvio el elevado grado de subjetividad de ambos tipos de fuentes.

A partir de artículos sobre eventos severos aparecidos en los periódicos, se puede extraer información sobre las características de las tormentas y, en especial, de las granizadas. Los tamaños de granizo reportados en aquellos se transforman con frecuencia para obtener, a partir de los tamaños asemejados a objetos de la vida real, el grado de severidad de esas granizadas.

Las redes de observadores voluntarios todavía constituyen hoy en día una fuente importante para la obtención de información valiosa sobre la ocurrencia de eventos, pudiendo aportar datos tanto de las tormentas como de las precipitaciones asociadas. Así, podemos conocer el porcentaje de superficie cubierto por una granizada, o el tamaño más frecuente o máximo aproximado de las piedras de granizo. También permiten discriminar entre granizadas acaecidas en un corto período de tiempo, evitando problemas de solapamientos. Sin embargo, los observadores voluntarios tienen el inconveniente de que no ofrecen información del granizo que cae durante la noche (Changnon Jr, 1969). Además, no suelen observar el granizo de tamaño más pequeño y tienden a sobreestimar la moda del diámetro (Changnon Jr, 1971).

### 3.2.2. Seguros contra daños

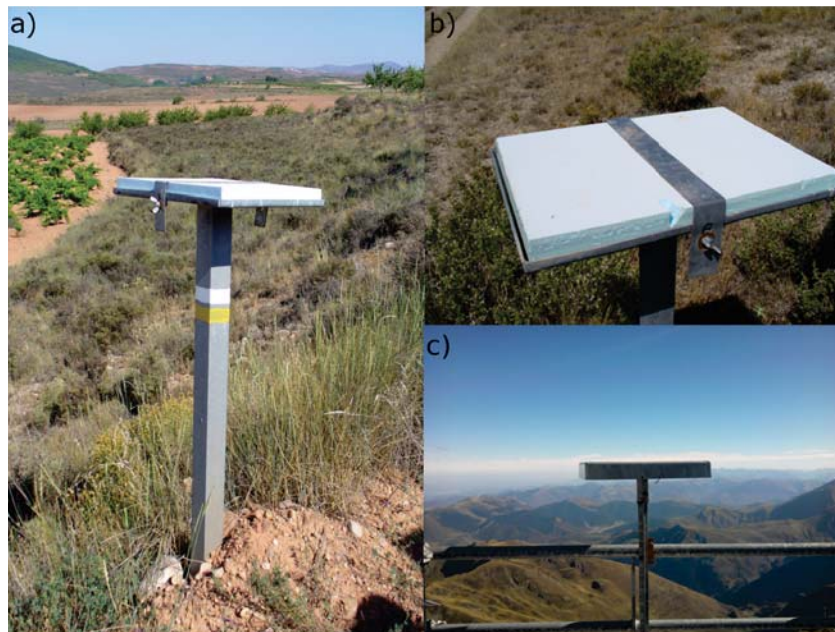
Los registros de pérdidas económicas y daños que poseen las entidades aseguradoras, han sido también ampliamente empleados en estudios relacionados con la incidencia del

granizo. En estos datos hay una gran cantidad de factores a tener en cuenta. Entre ellos el tipo de cultivo asegurado así como su estado vegetativo, ya que determinan la susceptibilidad de los mismos a los daños infligidos por las piedras de granizo. Por otro lado, está la variación anual de la superficie asegurada, que responde sobre todo a motivos económicos, o la restricción de la información a los meses en los que el seguro es contratado. También puede ocurrir que en la base de datos de las entidades aseguradoras no estén incluidos todos los días de granizo porque no se registraron daños (Sánchez *et al.*, 2003). A pesar de ello es posible establecer relaciones interesantes, como aquella entre las pérdidas experimentadas en los cultivos a causa del granizo y el número de días de granizo anuales (Changnon y Changnon, 1997). Este tipo de información, junto con aquella aportada por los observadores, permite calibrar y validar modelos, por ejemplo, para la obtención de la probabilidad de precipitación de granizo.

### 3.2.3. Granizómetros

Las medidas en superficie del granizo cuentan con numerosos obstáculos, como la rareza de los eventos, la variabilidad horizontal de los parámetros de las granizadas, la forma de las piedras de granizo o los cambios en el viento (Towery *et al.*, 1976). Así, el diseño de las redes de observación es extremadamente complicado, ya que resulta difícil encontrar el número óptimo de puntos de muestreo por unidad de superficie (Changnon Jr, 1968).

Los granizómetros constituyen una de las principales herramientas de observación de las precipitaciones de granizo, ya que proporcionan información sobre la verdad terreno y no se limitan a la presencia o ausencia de este tipo de eventos. Constituyen también una base objetiva para la calibración y validación de modelos. Fueron desarrollados inicialmente por Schleusener y Jennings (1960). Desde entonces, ha surgido una gran diversidad de modelos que reciben diferentes nombres (Towery *et al.*, 1976), sobre todo, en un intento por lidiar con problemas como el registro de la hora de la granizada o el efecto del viento. Así, tenemos por ejemplo el *hailcube*, el *hailstool*, etc., o más recientemente, el *HARE (HAil REcorder)* (Löffler-Mang *et al.*, 2011), un dispositivo automatizado para el registro del granizo. Sin embargo, es el modelo inicialmente concebido, aunque con ciertas mejoras, el que continúa usándose más ampliamente en la actualidad (**figura 1.5**).

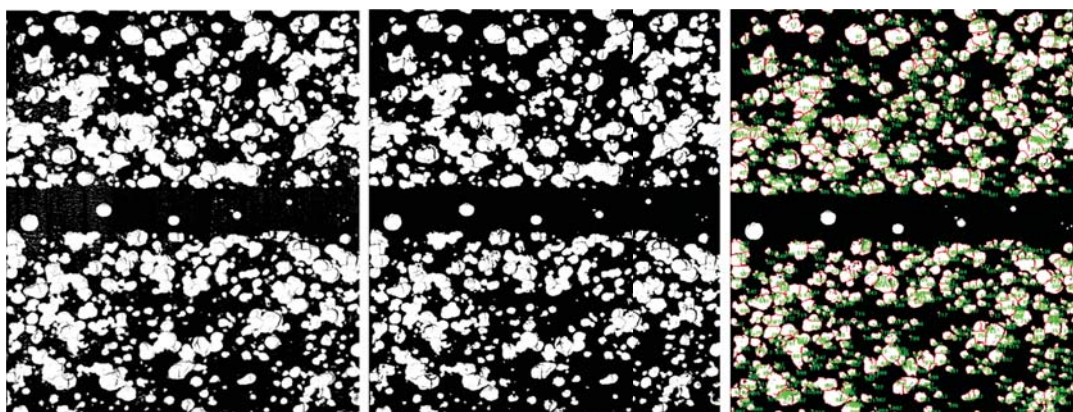


**Figura 1.5.** a) Estructura de un granizómetro de la red de Zaragoza. A la derecha, b) detalle del montaje de las placas españolas y c) granizómetro del Pic du Midi en Francia.

Se trata de un dispositivo sencillo que, por el contrario, permite obtener parámetros físicos de las piedras de granizo de forma objetiva y precisa (**figura 1.6**). A partir de cada uno de los granizómetros se obtienen variables como el número de impactos, su diámetro máximo, masa de hielo o la energía cinética, que pueden, además, expresarse por unidad de superficie. Aparte de estas medidas directas, es posible inferir otros parámetros como la frecuencia de granizo o la intensidad, ya sea para cada granizómetro o para un área concreta previamente delimitada.

Por otro lado, su bajo coste hace factible la posibilidad de disponer de redes de medida en extensiones relativamente amplias.

Es, o ha sido, empleado en numerosos lugares del mundo: León, Zaragoza y Lérida (España), (López *et al.*, 2001; Sánchez *et al.*, 2009); Francia (Vinet, 2001); Alpes (Giaiotti *et al.*, 2003); norte de Grecia (Sioutas *et al.*, 2009); Trentino (Italia) (Eccel *et al.*, 2012); Croacia (Počakal *et al.*, 2009)... A pesar de que su uso está ampliamente extendido, todavía no existe una estandarización respecto a su calibración, montaje o materiales (Long *et al.*, 1980). De forma general, consiste en una placa de *Styrofoam*. Este material se desintegra a la intemperie, por lo que se emplea una fina capa de pintura blanca que ofrece cierta protección. Hay que hacer especial hincapié en que las características del



**Figura 1.6.** Secuencia del procesamiento semiautomático de la placa J11, impactada el 15 de Junio durante la campaña del 2006 en Zaragoza. De izquierda a derecha, placa entintada sin procesar, y placa filtrada y medida con el software *Image-Pro®Plus*.

material, así como de la pintura aplicada, deben ser lo más uniformes y homogéneas posibles para evitar la introducción de errores en las medidas.

También hay que tener en mente otras posibles limitaciones de este dispositivo. Entre ellas, la superposición de granizadas, la distribución espacial y densidad de la red, o el sesgo debido a la vulnerabilidad de la zona y a la distribución de la población (Berthet *et al.*, 2013). Además, resulta imposible determinar a partir de las medidas obtenidas, la forma o la resistencia aerodinámica del granizo (Sioutas *et al.*, 2009), asumiéndose la esfericidad de las piedras en el posterior calibrado. Otra desventaja se debe a la asunción de la ausencia de viento en la medida, que aumenta la componente horizontal del impacto incrementando la energía cinética.

La calibración se basa en el simple principio de que la impresión dejada por las piedras de granizo está relacionada con sus parámetros físicos (Lozowski y Strong, 1978). Durante este proceso también se pueden producir errores en la medida, tal es el caso de los derivados del entintando en negro para evidenciar las huellas dejadas por el granizo, las características de la propia pintura o la presión en su aplicación. El proceso de obtención de los parámetros es semiautomático, ya que se necesita cierta verificación para evitar solapamiento de huellas, o para eliminar huellas que no sean debidas al impacto de granizo.



### 3.2.4. Radiosondeos

Los radiosondeos liberados en la atmósfera proporcionan información durante su recorrido, permitiendo evaluar la estructura de la atmósfera y estudiar ciertos parámetros que caracterizan el ambiente preconvectivo con el objetivo de predecir el riesgo de tormentas de granizo.

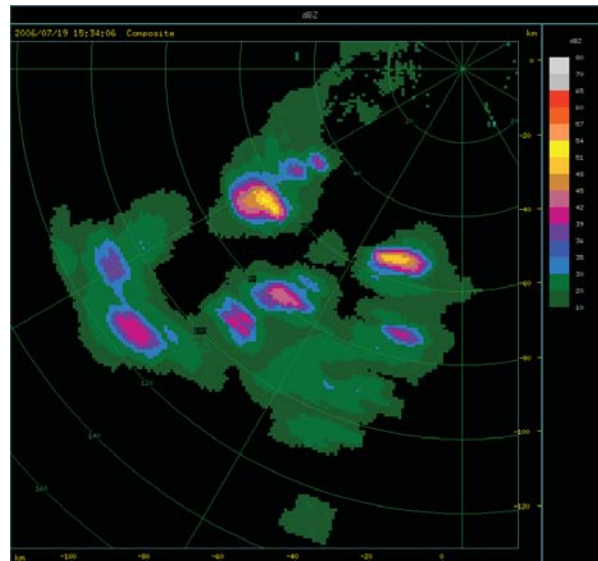
Los modelos de predicción basados en índices obtenidos a partir de radiosondeos deben desarrollarse separadamente para cada zona de estudio ya que, por un lado, es necesario analizar qué parámetros caracterizan mejor las condiciones preconvectivas; y por otro lado, no todas las áreas presentan los mismos valores característicos para aquellos. En el noroeste de España los valores de la CAPE son inferiores a los de las regiones tropicales (López *et al.*, 2001). De forma general, las condiciones ambientales encontradas en Europa suelen tener menor CAPE que en Estados Unidos, al este de las Montañas Rocosas (Brooks *et al.*, 2003). Incluso dentro de un mismo país como Francia, Berthet *et al.* (2013) encontraron grandes diferencias entre la zona Atlántica y Pirenaica para diversos parámetros e índices de tiempo severo.

Los sondeos presuponen cierta homogeneidad en las condiciones atmosféricas tras su realización. Asimismo, el paso de un frente hace que los valores resultantes no puedan considerarse representativos de un área y un cierto tiempo (Kunz, 2007). Este aspecto se podría subsanar eliminando dichos días de la base de datos (López *et al.*, 2007). Otro aspecto importante a tener en cuenta es que los radiosondeos ignoran los mecanismos de disparo que actúan a nivel de mesoescala (García-Ortega *et al.*, 2007), y que no pueden ser inferidos directamente usando sólo los datos de radiosondeos. Además, presentan severas limitaciones en cuanto a su frecuencia y distribución espacial, la escasez sobre el océano o zonas poco pobladas, o su elevado coste (Doswell III, 1985).

### 3.2.5. Radar

El radar meteorológico es un sensor remoto activo, ya que funciona mediante la emisión de ondas electromagnéticas de microondas (entre 1 *mm* y 1 *m*). Tras ser dispersadas o reflejadas por los blancos, su eco se recibe y se transforma para su interpretación. El software TITAN (*Thunderstorm Identification, Tracking, Analysis and Nowcasting*) (Dixon y Wiener, 1993), es un sistema de visualización que permite identificar células tormentosas, analizar su estructura vertical, y estudiar su propagación o evolución en el

tiempo (figura 1.7).



**Figura 1.7.** Imagen radar del 19 de Julio del 2006, en la que se pueden observar las células tormentosas.

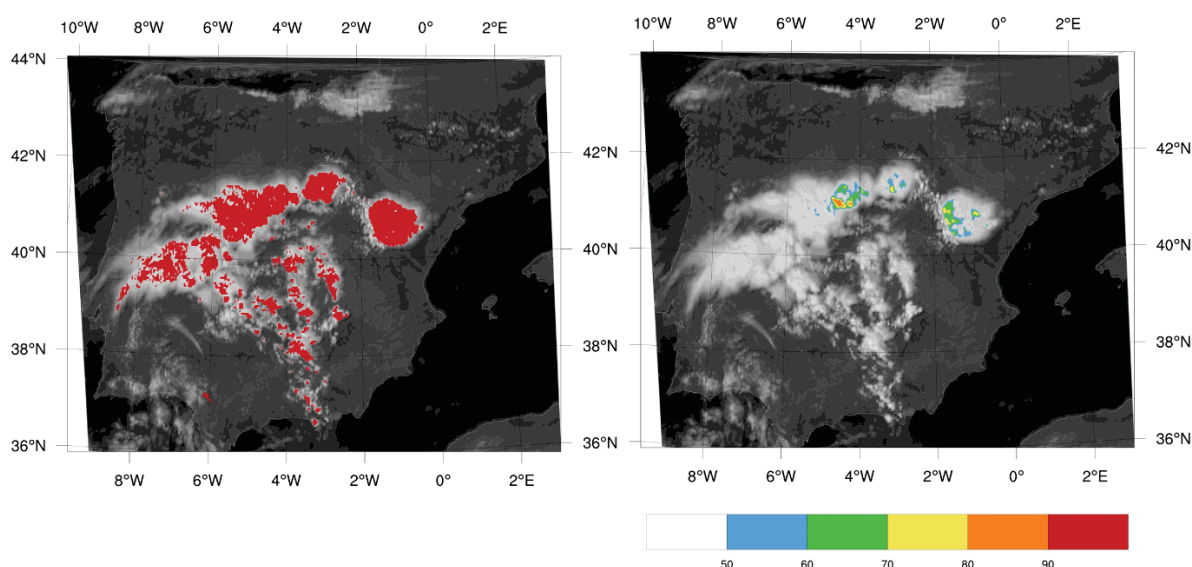
A partir de las variables radar se pueden analizar las precipitaciones, su intensidad y distribución de tamaños. En especial, el factor de reflectividad proporciona información sobre las características de los hidrometeoros. De forma general, una mayor reflectividad indica valores mayores del diámetro del granizo.

Sin embargo, hay que tener en cuenta la idoneidad de cada tipo de radar en función del objeto de estudio. Los radares de banda S se caracterizan por longitudes de onda larga, que se suelen emplear para precipitaciones intensas puesto que son más potentes y sufren menor atenuación (Doswell III, 2001). Los radares de banda C, con una longitud de onda de unos 5 *cm*, son adecuados para detectar hidrometeoros de tamaños precipitables dentro de las tormentas. Además, la implementación de algoritmos en los radares, permite la detección automática de ciertos fenómenos. López y Sánchez (2009) desarrollaron un algoritmo para la identificación de tormentas con granizo en un radar de banda C con un bajo porcentaje de falsas alarmas y alta frecuencia de aciertos.

### 3.2.6. Satélite

La observación e identificación de las tormentas severas puede realizarse mediante el empleo de imágenes de satélite.

Su mayor inconveniente es la imposibilidad de conocer lo que ocurre en niveles inferiores debido a su incapacidad de penetrar en la masa nubosa. En cambio, la disponibilidad de diferentes canales y su combinación favorece la observación y estudio de diferentes tipos de fenómenos, y su cobertura espacial es muy superior a la del radar. El empleo de las imágenes de infrarrojo permite obtener información en tiempo real del tamaño de las tormentas severas, su duración, extensión (Sánchez *et al.*, 2003), o de la temperatura del techo de nube. Aún así hay limitaciones en cuanto a la resolución espacial y temporal en la obtención de las imágenes, lo que puede llevar a la falta de información suficiente para su estudio y, en consecuencia, a un cierto número de eventos perdidos.



**Figura 1.8.** A la izquierda, máscara de detección de convección para el día 12 de Agosto de 2011 a las 1400 UTC. A la derecha, herramienta de detección de granizo a partir de datos de satélite, de Merino *et al.* (2014a).

Existen también herramientas para la detección de granizo a partir de datos satelitales, como la desarrollada por Merino *et al.* (2014a) (**figura 1.8**), y que se basa en el empleo de dos algoritmos que permiten la identificación de cumulonimbos y la caída de granizo en su interior.

### 3.2.7. Modelos de predicción numérica

Los modelos de predicción numérica utilizan datos de reanálisis para generar un continuo de los campos tridimensionales de las variables meteorológicas (Bengtsson *et*

*al.*, 2004). Estos datos se basan en las observaciones disponibles, que son reanalizadas mediante técnicas de asimilación de datos. A pesar de esto, los productos están libres de heterogeneidades importantes, proporcionando datos homogéneos para cualquier período de tiempo de la atmósfera (Thorne y Vose, 2010), idóneos para estudios climáticos fiables.

Aunque carecen de la resolución espacial necesaria para reproducir los fenómenos microfísicos que tienen lugar en las nubes, con las parametrizaciones adecuadas es posible obtener información útil a nivel de la resolución de rejilla aplicada en el modelo. Los esquemas de parametrización de la microfísica, la convección, la radiación y de capa límite, permiten generar las condiciones dinámicas y termodinámicas necesarias para simular los procesos de convección, y de formación y desarrollo de los hidrometeoros precursores del granizo.

Además, permiten extraer sondeos simulados para cualquier punto y tiempo, conociendo de esta forma las características de la atmósfera en el instante y lugar que se ajuste a nuestra investigación.

### 3.2.7.1. Patrones sinópticos y mesoescalares

El empleo de modelos de predicción numérica permite el análisis de los patrones sinópticos y mesoescalares conducentes a los ambientes favorables para el desarrollo de la convección severa y la formación y precipitación del granizo. Esto es así ya que existen ciertas condiciones meteorológicas, tanto a gran escala, como a escala sinóptica y mesoescala, que determinan y favorecen su desarrollo. También permiten obtener parámetros e índices que caracterizan los ambientes dinámicos y termodinámicos en los que se desarrolla este tipo de fenómenos.

Los flujos a gran escala crean el ambiente termodinámico favorable para el desarrollo de la convección. Factores como la posición media del jet en niveles altos condicionan las regiones con mayor frecuencia de tormentas severas.

La clasificación de las situaciones sinópticas conducentes a las precipitaciones de granizo resulta especialmente útil para la caracterización y predicción de estos fenómenos. García-Ortega *et al.* (2011) llevaron a cabo un estudio de este tipo en el valle medio del Ebro. De esta forma también es posible profundizar en el análisis de eventos severos. García-Ortega *et al.* (2012) encontraron que los días con una mayor extensión de terreno afectada por granizo, o las situaciones en las que este tenía un diámetro mayor, se

asocian a perturbaciones más profundas y mejor definidas, o bien que sus posiciones son más favorables. En Francia, Berthet *et al.* (2013) identificaron dos situaciones sinópticas principales asociadas a días de granizo extremo, con las bajas presiones cerca de Portugal o Irlanda.

Sin embargo, los movimientos verticales a escala sinóptica no son suficientes. Los procesos mesoescalares proporcionan el ascenso necesario para que la convección se inicie, siendo a veces los únicos desencadenantes de la misma. Entre los mecanismos mesoescalares que disparan la convección está la topografía, que ocasiona cambios en los campos de vientos en las capas bajas dando lugar a que, en ocasiones, la cortante del viento sea más importante que la propia inestabilidad. De forma general, las cadenas montañosas intensifican las corrientes ascendentes, haciendo que las tormentas de granizo sean más frecuentes e intensas en estas áreas. Además, la fricción producida por los flujos de aire sobre ellas actúa como fuente de calor.

Pero, con frecuencia, la topografía por sí sola no explica la distribución espacial de las precipitaciones. García-Ortega *et al.* (2007) estudiaron un evento severo de granizo en Alcañiz, poniendo de manifiesto la importancia de la consideración de forma conjunta de aquella y la radiación solar, que favorecen el desarrollo de una mesobaja térmica y la advección de aire cálido y húmedo desde el Mediterráneo.

También mediante el análisis de ciertos índices y variables es posible llevar a cabo una caracterización mesoescalar, como la realizada por Merino *et al.* (2013) para el noreste de España o, de forma análoga para el suroeste de Francia (Merino *et al.*, 2014b).

Además, el perfil vertical del viento o la morfología de las fuerzas mesoescalares, pueden influir en el tipo de convección que se desarrolla (Doswell III, 1987).

### 3.3. Climatología de las tormentas severas

Las tormentas severas son fenómenos de pequeña escala espacial ya que suelen tener lugar en unos pocos kilómetros cuadrados. Además, presentan una gran variabilidad tanto espacial como temporal (Sioutas *et al.*, 2009). Estas características suponen un obstáculo para la investigación y mejora de su conocimiento (Sánchez *et al.*, 2009). Bajo estas condiciones, resulta complicado diseñar un sistema adecuado de observación y, sobre todo, de obtención de datos que permita registrar la información necesaria sobre su ocurrencia, sus características en general, o las de un evento en particular.

Las diferencias existentes entre países en las bases de datos de tormentas severas y precipitaciones de granizo pueden llegar a ser considerables. Dichas diferencias se dan no sólo en cuanto a la cantidad de información, sino también en el proceso de medida y registro de los datos. De esta forma, los parámetros o variables obtenidos difieren en su calidad y/o resolución. A una escala global, la escasa o nula disponibilidad de observaciones sobre los océanos y, especialmente, sobre áreas poco pobladas, agudiza la problemática de la carencia de bases de datos óptimas, dificultando el conocimiento de su climatología global.

Existe además un problema de fondo ocasionado por la disparidad de criterios establecidos a la hora de estudiar las tormentas o el granizo, por ejemplo, en cuanto a la definición de qué se considera severo (Doswell III y Bosart, 2001). De forma similar, como ya se mencionó anteriormente, la obtención de umbrales que permitan discriminar este tipo de eventos presenta una gran variabilidad.

Sin embargo, estos aspectos parecen inevitables e ineludibles debido a la idiosincrasia de cada región, que determina unas características concretas de los ambientes preconvectivos favorables al desarrollo de las tormentas severas, así como las características de éstas y de sus precipitaciones. Los múltiples factores a tener en cuenta se dan, además, a diferentes escalas tanto temporales como espaciales.

Aún con todo, las tormentas severas se pueden considerar un riesgo meteorológico con una distribución relativamente bien delimitada a nivel global.

### 3.3.1. Distribución espacial

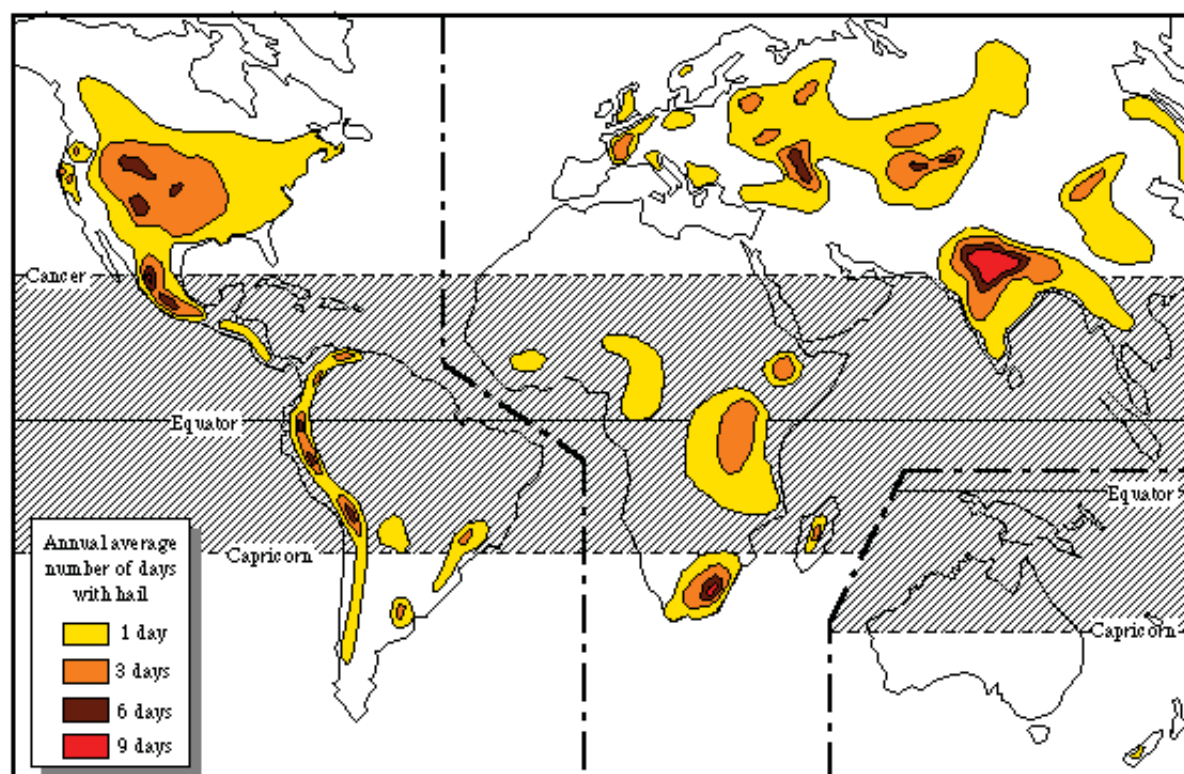
La tierra desarrolla una mayor inestabilidad potencial que los océanos. Así, cuando existe suficiente humedad en niveles bajos, la convección severa es más frecuente en tierra, siempre y cuando exista un mecanismo de disparo.

En los trópicos, la convección tiene un papel fundamental, estabilizando la atmósfera más rápidamente que los procesos a gran escala (Emanuel, 1994). Además, las masas de aire aquí son demasiado cálidas para que se desarrollen tormentas severas con precipitaciones de granizo, debido a la mayor altitud del nivel de la isocero. La formación del granizo es más probable cuando este nivel está por debajo de 4000 *m* sobre el nivel del mar (Hand y Cappelluti, 2011). Por este motivo, en estas zonas se restringe fundamentalmente a áreas elevadas. Si bien es cierto que el área en torno a la región de convergencia

intertropical se ve afectada por frecuentes precipitaciones convectivas durante todo el año. Por otro lado, en las zonas más frías la ausencia de convección inhibe la formación de nubes de tipo cumulonimbos, donde tiene lugar la formación del granizo.

La frecuencia y la incidencia de las precipitaciones de granizo es mayor, de forma general, en las latitudes medias, en una banda comprendida entre los 30° y los 50° de latitud. En estas latitudes, la inestabilidad puede perdurar durante varios días hasta que se libera en forma de convección severa (Doswell III, 2001). Además, se concentran durante la estación cálida, debido al alto contenido de humedad y a la inestabilidad, que promueve los movimientos verticales (Doswell III *et al.*, 1996).

Una primera aproximación a la distribución global de la convección severa se puede observar en la **figura 1.9**.

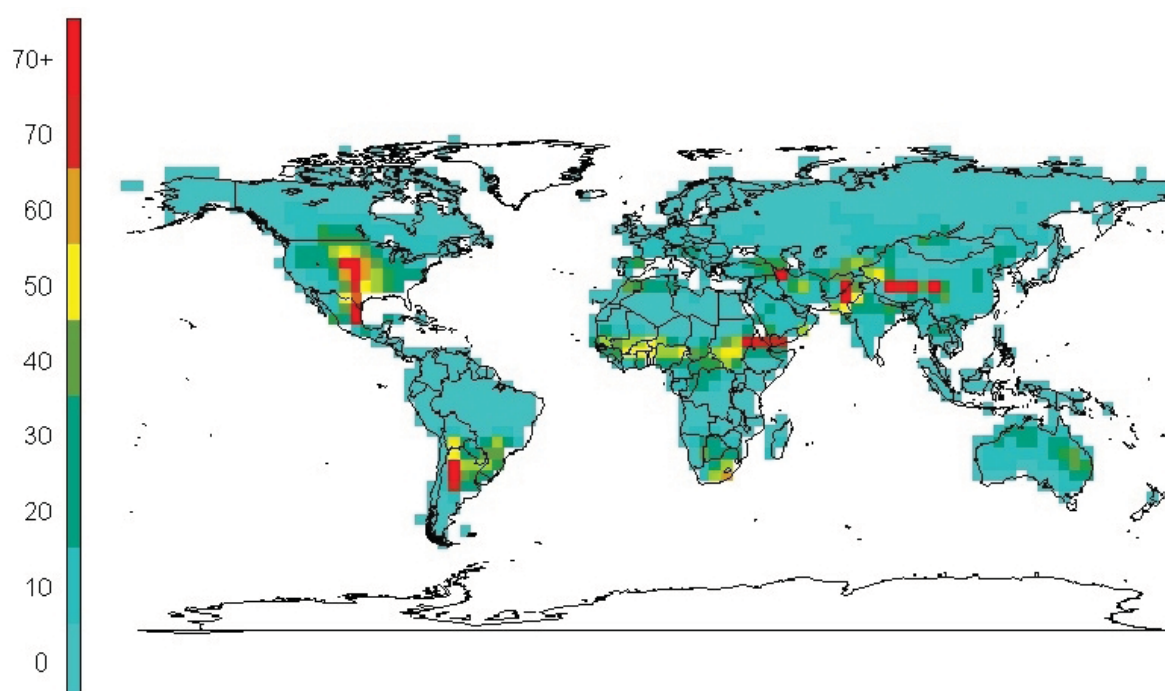


**Figura 1.9.** Distribución global del número medio de días de granizo, de Williams (1973), basado en gran medida en Frisby y Sansom (1967).

Frisby y Sansom (1967), sentaron las bases para la elaboración de un mapa de frecuencia de granizo, inicialmente limitado a la zona de los trópicos. Sin embargo, los datos

recopilados a partir de informes de granizo, presentaban una enorme variabilidad en la calidad y cantidad de información aportada, incluso con diferencias en la longitud de los registros.

Ante la aparición de nuevas herramientas que permitían mejoras considerables en el estudio de las tormentas severas, Brooks *et al.* (2003) establecieron la distribución mundial de los ambientes favorables a su desarrollo (**figura 1.10**). Para ello emplearon radiosondeos obtenidos a partir de los datos de reanálisis del NCAR/NCEP (*National Center for Atmospheric Research/National Centers for Environmental Prediction*).



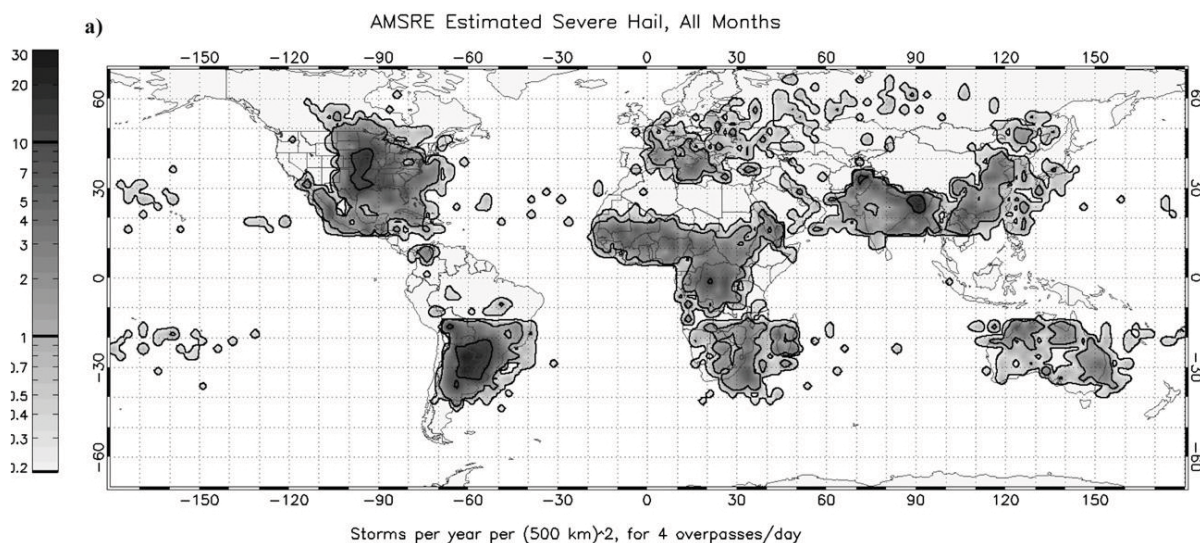
**Figura 1.10.** Distribución global de las condiciones favorables a tormentas severas significativas; es decir, con un mínimo de granizo 5 *cm* de diámetro, o ráfagas de viento de mínimo 120 *km/h*, o tornados de categoría F2, de Brooks *et al.* (2003).

Como se puede observar, destaca la zona de África ecuatorial y el centro de Estados Unidos, en una franja vertical al este de las Montañas Rocosas, que se extiende desde Alberta, en Canadá, hasta Nuevo México. En menor medida, las condiciones favorables para el desarrollo de tormentas significativas severas, se encuentran en un área próxima al Himalaya, sur de Brasil y norte de Argentina. Mucho menores son las frecuencias observadas en Australia o el sur de África.



Posteriormente, la relación establecida para Estados Unidos entre las bajas temperaturas de brillo y los registros de granizo de gran tamaño, sentaron las bases para el desarrollo de una nueva climatología de tormentas severas, con granizo de aproximadamente 2.5 cm, basada esta vez en datos satelitales (**figura 1.11**). Cecil y Blankenship (2012), usando el radiómetro avanzado de barrido por microondas del sistema de observación de la Tierra (EOS, *Earth Observing System*)(AMSR-E, *Advanced Microwave Scanning Radiometer for Earth Observing System*), obtuvieron una mayor frecuencia de tormentas de granizo en el norte de Argentina y Paraguay, centro de Estados Unidos, Bangladesh, Pakistán; África central, oeste y sudeste; y el este asiático.

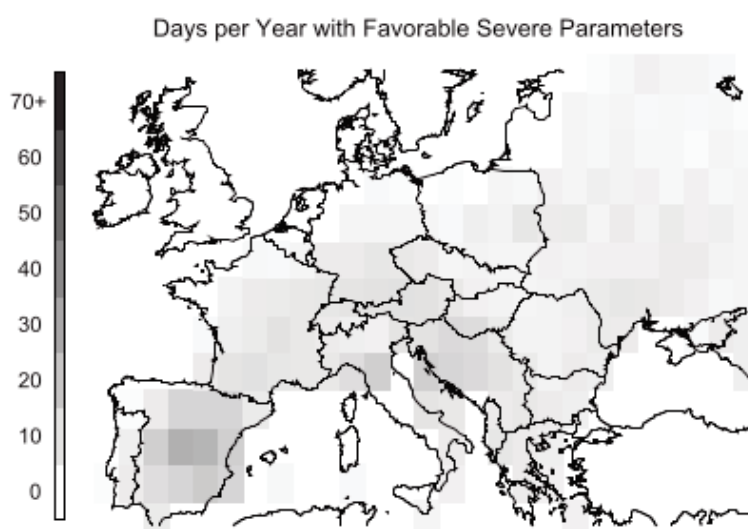
En Europa, las mayores frecuencias de granizo se localizan en una banda desde España, hacia el resto de Europa, pasando por Alemania, y más al sur, por el norte de los Balcanes y norte del Mar Negro, hasta el Cáucaso (Sioutas *et al.*, 2009). Estas áreas coinciden con las principales zonas de condiciones más favorables al desarrollo de tormentas severas delimitadas por Brooks *et al.* (2003). Destaca sobre todo, el este de la Península Ibérica y un área que se sitúa entre el norte de Italia y Bosnia (**figura 1.12**).



**Figura 1.11.** Frecuencia de las tormentas de granizo estimadas a partir del AMSR-E, con el canal 36-GHz y la temperatura de brillo corregida por polarización (PCT, *polarization corrected temperature*), de Cecil y Blankenship (2012).

Mediante el empleo de perfiles verticales obtenidos a partir de modelo, Hand y Cappelluti (2011), proporcionan una climatología de granizo de tamaño igual o superior a

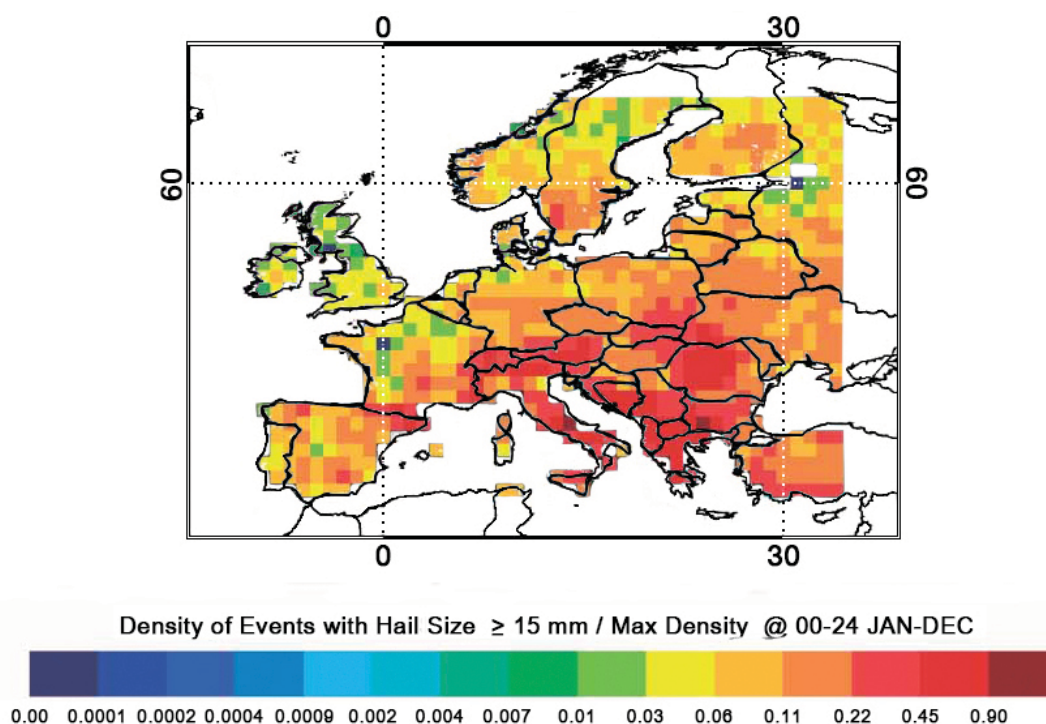
15 mm para Europa (**figura 1.13**). Las zonas con mayor número de días con estas características se encontraron sobre los Alpes, Italia, Rumanía, los países de los Balcanes y Grecia.



**Figura 1.12.** Condiciones favorables para el desarrollo de tormentas severas significativas en Europa, de Brooks *et al.* (2003).

Resulta obvio que existen discrepancias entre las distintas climatologías que tratan de reflejar las áreas más favorables o de mayor incidencia de tormentas severas y precipitaciones de granizo. Sin embargo, también hay que resaltar la coincidencia que se da para las principales zonas afectadas.

Por otro lado, se pone de manifiesto la importancia de la resolución espacial considerada. La obtención de climatologías de carácter global o regional proporciona información valiosa aunque demasiado general, sobre todo si subrayamos la pequeña escala espacial en la que se desarrollan las tormentas severas y los factores a distinta escala que condicionan un evento. Por este motivo, llevar a cabo estudios locales resulta tan importante, ya que permite considerar dichos factores, desde mesoescala o escala sinóptica, así como alcanzar una mayor comprensión de los mismos respecto a la influencia de factores de gran escala.



**Figura 1.13.** Densidad anual de días de granizo en Europa con piedras de tamaño igual o superior a 15 mm, de Hand y Cappelluti (2011).

### 3.4. Tendencia de las tormentas severas

El empleo combinado de todas las herramientas disponibles actualmente, descritas en el *apartado 1.2*, permite un mayor conocimiento de las tormentas severas y de las precipitaciones de granizo. Esto resulta esencial no sólo a la hora de caracterizarlas, sino también para investigar sus cambios con el tiempo, ya sea aquellos que tuvieron lugar en el pasado y hasta la actualidad, o los esperados en el futuro. Dicho aspecto cobra todavía mayor relevancia en el contexto del cambio climático, ya que la variación en la concentración de gases de efecto invernadero, de aerosoles, de la cubierta de nieve y la radiación solar, alteran el equilibrio energético del sistema climático (IPCC, 2007).

Además, como ya se mencionó a lo largo de estas páginas, en la variabilidad de las tormentas severas y las precipitaciones de granizo influyen diversos factores a distintas escalas espaciales y temporales. Por este motivo, su estudio requiere de una visión integrada de todos ellos, de forma que es imposible realizarlo considerando las distintas escalas de forma independiente (Doswell III, 1987). La investigación de estos eventos

fuerza a tener en cuenta tanto los procesos de microescala, como los fenómenos que forman parte de la circulación global, pasando por los de escala sinóptica y mesoescala.

### 3.4.1. Tendencias climáticas

Existen pocas bases de datos que proporcionen series de observación de tormentas y precipitaciones de granizo lo suficientemente largas y homogéneas como para obtener tendencias robustas y significativas.

Además, las mediciones pueden verse afectadas fácilmente por factores no climáticos como cambios en el instrumental, exposición o técnica de medida, distintos observadores, etc. También por cambios en los tiempos de observación y los métodos usados para el cálculo de los promedios mensuales, o modificaciones en el medio en el que se encuentra la estación, con especial hincapié en la urbanización (von Storch y Navarra, 1999). Por eso, cuando se emplean estaciones de medida, es especialmente importante evaluar la homogeneidad de los datos en el período de estudio considerado.

Diversos autores han recurrido por este motivo a la caracterización de los patrones sinópticos y mesoescalares conducentes a este tipo de precipitaciones. Se asume, por ejemplo, que cambios en las condiciones a escala sinóptica tienen una influencia directa en la intensidad o el número de las tormentas (Kunz *et al.*, 2009).

El análisis de parámetros e índices que caracterizan los ambientes dinámicos y termodinámicos en los que estos fenómenos tienen lugar, también constituye una buena forma de afrontar dicha carencia. Índices como el Showalter, la CAPE, el Lifted Index, el punto de rocío a 850 *hPa*, etc., permiten predecir tormentas, discernir entre tormentas severas y aquellas que no lo son, determinar las que conducen a daños por granizo, o discriminar entre días con y sin granizo (e.g. Kunz, 2007; Kaltenböck *et al.*, 2009; Eccel *et al.*, 2012). Sin embargo, estos parámetros no son suficientes por sí solos, sino que sería necesario el análisis conjunto de varios de ellos (López *et al.*, 2001). De hecho, su estudio de forma independiente puede llevar a resultados contradictorios (Schultz, 1989). Por otro lado, se deben tener presentes las limitaciones inherentes a las distintas herramientas de obtención de esos índices. Así como saber qué herramienta proporciona los mejores resultados para las variables, por ejemplo, enfrentando las obtenidas mediante datos de reanálisis a las de radiosondeo (Niall y Walsh, 2005).

Entre los datos de reanálisis existentes para el estudio de las tendencias están los datos

del NCEP (*National Centers for Environmental Prediction*) o del ERA40 (*ECMWF (European Center for Medium range Weather Forecasting) Re-analysis 40*). Aunque la información proporcionada por los diferentes sistemas de observación haya cambiado con el tiempo, los modernos esquemas de asimilación están diseñados para lidiar con este tipo de variaciones. De lo contrario, es posible analizar el impacto que dichos sistemas tienen en las tendencias y recalcularlas (Bengtsson *et al.*, 2004).

Resulta por tanto primordial el diseño de una base de datos adecuada, de forma que permita la interpretación sólida y significativa de los resultados de las tendencias obtenidas.

### 3.4.2. Tormentas severas y cambio climático

Como ya se ha señalado anteriormente, el ser humano ejerce su influencia tanto en el clima local como a nivel global. A través de sus actividades, altera la biogeoquímica de la atmósfera y su dinámica. Las consecuencias y los cambios inducidos, a veces catastróficos, son perceptibles tanto por los sistemas naturales como por la sociedad.

Si bien es cierto que parte de los cambios que actualmente está experimentando el planeta podrían formar parte de una fluctuación natural en lugar de una tendencia inducida por el hombre, su influencia en el medio ambiente resulta inequívoca. El hombre puede generar tendencias a largo plazo en diversos aspectos del clima, como la temperatura o la precipitación (Hartmann, 1994).

Se espera que en el futuro los eventos de tiempo y clima extremos cambien su frecuencia e intensidad (Easterling *et al.*, 2000; IPCC, 2007). Sin embargo, existe un nivel de confianza bajo en las tendencias observadas en fenómenos de pequeña escala como las tormentas y el granizo, debido a la falta de homogeneidad de los datos y las deficiencias en los sistemas de monitoreo (IPCC, 2013). Así mismo, hay un bajo nivel de confianza en las previsiones de estos fenómenos debido a que los procesos físicos que compiten entre sí pueden influir en las tendencias futuras, y a que los modelos climáticos actuales no los simulan (IPCC, 2012). Además, las predicciones sobre la magnitud y la distribución espacial de los cambios inducidos dependen fuertemente de esos modelos empleados, y de cómo son capaces de representar las condiciones ambientales y capturar los fenómenos de pequeña escala. Los modelos climáticos globales adolecen de una limitación importante a la hora de representar las tormentas severas y las precipitaciones de granizo. Su reso-

lución horizontal, del orden de decenas de kilómetros o superiores, supone un verdadero obstáculo (Brooks, 2013). El empleo de modelos regionales del clima, obtenidos mediante *downscaling* de los anteriores, permite aumentar la resolución, aunque la incertidumbre sigue siendo elevada. Una alternativa es el empleo de diversos modelos regionales para analizar los diferentes resultados así obtenidos y determinar dicha incertidumbre.

Los eventos extremos, como las tormentas, pueden llegar a provocar grandes impactos sociales y económicos (Botzen *et al.*, 2010) ya que, a pesar de que las zonas afectadas normalmente solo cubren unas pocas decenas de kilómetros (Sánchez *et al.*, 2009), originan grandes daños, sobre todo en la agricultura, aunque también en propiedades e, incluso, pérdida de vidas humanas. Sirva de ejemplo, la tormenta de granizo acaecida en el suroeste de Alemania en el mes de Julio de 2013, cuyo coste total fue de 159 millones de euros (Munich Re, 2013). En España, en ese mismo año, los siniestros por pedrisco supusieron un total de 190 millones de euros en indemnizaciones (Agroseguro, 2013). Por este motivo, existe cada vez más, una mayor concienciación e interés por conocer la evolución de los daños bajo las condiciones de calentamiento global.

Por otro lado, en la formación de las tormentas severas y la precipitación de granizo influyen una gran cantidad de factores como la altura del nivel de fusión, la cizalladura del viento, la temperatura, el contenido de vapor de agua, etc., que condicionan a su vez los parámetros que caracterizan los ambientes preconvectivos, tales como la CAPE, el CIN, etc. Así, el estudio de la variación de estos fenómenos en el futuro cobra mayor complejidad, debido a que las distintas variables implicadas pueden incluso experimentar comportamientos opuestos y de diferente magnitud, tanto a nivel global como entre puntos próximos (Eccel *et al.*, 2012). Suponiendo, además, que la forma en que aquellas interaccionan permanezca inalterada.

Aparte de las hipótesis que barajan unas condiciones cada vez más favorables al desarrollo de tormentas severas derivadas del aumento de la temperatura y la humedad, numerosos estudios se centran también en el efecto de la alteración del nivel de fusión. Si este aumenta, la fusión de las piedras de granizo se verá favorecida (Mahoney *et al.*, 2012). Esto es así ya que, cuanto mayor sea su altura, mayor es el recorrido que experimentan en su descenso hacia el suelo, disminuyendo por tanto su masa. El granizo de menor tamaño experimentará mayores alteraciones, puesto que su poca masa y su elevada superficie, disminuyen la velocidad de caída y aumentan su permanencia en el aire. El efecto de fusión también depende de la temperatura media del aire que el

granizo tiene que atravesar en su descenso (Johns y Doswell III, 1992), por lo que resulta obvio que un aumento de la temperatura debido al cambio climático contribuirá a la disminución de la masa de las piedras de granizo. Se pone de manifiesto, por tanto, la enorme importancia del estudio de las consecuencias del cambio climático a nivel local, teniendo en cuenta las características del desarrollo y formación de las tormentas severas y las precipitaciones de granizo de cada zona en particular. Sin olvidar, los efectos regionales y globales, y cómo interaccionan todos ellos.

#### 3.4.2.1. Tendencias regionales registradas

Los resultados de las proyecciones bajo diversos escenarios de cambio climático pueden variar ostensiblemente en función de la escala considerada en el análisis. De ahí la importancia de llevar a cabo estudios regionales y locales que permitan obtener un conocimiento más robusto y fidedigno, sobre todo de cara a la posible adopción de políticas o medidas de adaptación.

En la *Toscana* y en el *centro de Italia*, el riesgo de tormentas de granizo está aumentando y se espera que esta tendencia continúe en el futuro, especialmente durante la primavera (Piani *et al.*, 2005). Estos resultados se basan en el predominio del aumento del agua precipitable sobre otros factores. Eccel *et al.* (2012) encontraron en *Trentino* un incremento de la intensidad del granizo, mientras que variables como la frecuencia o la superficie afectada mostraron una ligera tendencia negativa no significativa. Además, vieron que las condiciones para el desarrollo de las tormentas convectivas eran cada vez menos favorables.

En *Alemania*, Kapsch *et al.* (2012), observaron un aumento en la frecuencia de los patrones atmosféricos conducentes a tormentas de granizo, tanto en el pasado como en las proyecciones para el futuro. Anteriormente, Kunz *et al.* (2009) determinaron en *Baden-Württemberg*, la existencia de un aumento significativo en el número de días de granizo y de los daños causados por el mismo, mientras que el número medio anual de tormentas no mostró cambios. Además, los índices de temperatura y humedad en superficie mostraron tendencias positivas que estaban correlacionadas con los daños.

En la zona de *Croacia continental*, la duración media de las granizadas ha aumentado desde 3.5 minutos en 1981 a 4.8 minutos en el año 2006 (Počakal *et al.*, 2009). Sus autores apuntan como posible causa la influencia del cambio climático. También la intensidad

del granizo mostró una tendencia creciente (Počakal, 2011).

En *Francia*, Dessens (1995) estudió la relación entre la temperatura mínima registrada a primera hora de la mañana, considerada como una aproximación de la temperatura potencial de bulbo húmedo, y la intensidad del granizo medida a partir de datos de seguros. Los resultados mostraron un incremento del 40 % del daño que causa este hidrometeoro por cada incremento de un grado en la temperatura mínima. Posteriormente, Berthet *et al.* (2011), observaron un aumento de la intensidad del granizo en un 70 %, siendo Abril y Mayo los principales responsables de este cambio. La frecuencia, por contra, no varió significativamente entre 1989 y 2009.

Botzen *et al.* (2010) estudiaron los efectos del cambio climático en los daños causados por tormentas de granizo en los *Países Bajos*, diferenciando entre la horticultura de invernadero y la agricultura al aire libre. Obtuvieron incrementos en aquellos de entre el 25 % y el 48 % para la agricultura al aire libre, y de entre 116 % y 219 % para la horticultura de invernadero en escenarios de cambio climático moderado y cálido, respectivamente. El mejor predictor a la hora de determinar estos daños resultó ser una combinación de la precipitación y las temperaturas máximas. Sin embargo, si se tiene en cuenta solamente la temperatura, entonces es la temperatura mínima el mejor predictor de los daños ocasionados.

En *Reino Unido*, Sanderson *et al.* (2014) proyectan para el siglo XXI un descenso significativo del número de tormentas de granizo dañinas, es decir, con granizo de diámetro de más de 15 *mm*. Asimismo, encontraron tendencias negativas significativas para el granizo con diámetros de entre 21 y 50 *mm*.

En el *sudeste de Australia*, Niall y Walsh (2005), predicen una disminución significativa de la CAPE en el futuro, conduciendo a una disminución en la frecuencia del granizo, siempre y cuando se mantengan las tasas actuales de emisión de CO<sub>2</sub>. Por el contrario, la intensidad, medida mediante datos de pérdidas en cultivos, se espera que no sufra cambios significativos. Para la *cuenca de Sidney*, Leslie *et al.* (2008) proyectan tendencias significativas en ciertas características de las tormentas severas de granizo bajo un escenario de clima futuro A1B del Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático (IPCC, *Intergovernmental Panel on Climate Change*). En general, el potencial convectivo del área aumentará debido al aumento de la temperatura en superficie y del punto de rocío, produciéndose así incrementos en la CAPE.

En *China*, el número medio anual de días de granizo muestra una tendencia negativa



significativa desde los años 80. La tendencia al aumento de la altura del nivel de congelación, de unos 200 *m* entre 1960 y 2005, sería la responsable de esta tendencia (Xie *et al.*, 2008). En cambio, las tendencias en el diámetro de granizo difieren en función de la región y resultaron ser no significativas (Xie *et al.*, 2010).

En *Ontario*, *Canada*, Cao (2008) detectó un aumento significativo constante de la frecuencia de eventos severos de granizo en las dos últimas décadas. Además, concluye que es esperable un ambiente cada vez más favorable para este tipo de eventos, puesto que los años con mayores registros son también aquellos con una temperatura del aire más cálida, mayor agua precipitable y una mayor inestabilidad convectiva.

En *Estados Unidos*, Trapp *et al.* (2007) estudiaron los cambios en la frecuencia de los ambientes favorables a las tormentas severas en respuesta a un incremento de la concentración de gases de efecto invernadero, correspondiente a un escenario de emisiones A2. Obtuvieron un aumento neto en el número de días con este fenómeno, sobre todo en verano, y para las zonas Atlántica y del Golfo de México. Además, se espera que el incremento de la temperatura en superficie y de la humedad en la capa límite, lleve a un aumento en la CAPE. Por otro lado, los valores de la magnitud de la cizalladura del viento entre la superficie y los 6 *km* de altitud (SHR6, *0-6 km vector shear magnitude*), disminuirán debido a un menor gradiente de temperatura entre el ecuador y el polo. Sin embargo, se prevé una mayor frecuencia de las tormentas severas, por la prevalencia del aumento de la CAPE (Brooks, 2013). En la región de *Colorado*, también se espera una mayor intensidad en las tormentas en el futuro, al igual que un incremento significativo del granizo generado en la nube (Mahoney *et al.*, 2012). Sin embargo, el resultado final es la casi eliminación de este hidrometeoro a nivel de la superficie debido a la elevación de la altura del nivel de fusión.

A la vista de todos estos resultados resulta obvia la necesidad de estudios locales de los efectos del cambio climático en la convección severa y las precipitaciones de granizo. Pero también se pone de manifiesto la carencia de una metodología estándar en este tipo de análisis. Se debe seguir avanzando en la investigación, sobre todo de cara a poder diseñar y respaldar políticas climáticas y medidas de adaptación y mitigación. Ejemplos de ellas serían el cultivo de variedades más resistentes o el empleo de otro tipo de materiales en edificios, invernaderos, etc., que disminuyan la vulnerabilidad de la población ante las futuras tendencias causadas por el cambio climático.

### 3.5. Variabilidad de las tormentas severas y periodicidades

La variabilidad temporal de las precipitaciones de granizo puede apreciarse incluso a nivel semanal, debido a la diferente concentración de núcleos de congelación. Éstos aumentan durante las jornadas laborales, siendo su emisión inferior en los fines de semana. Dessens *et al.* (2001) encontraron que en la zona interior del suroeste de Francia, la energía cinética de las granizadas era casi el doble durante los fines de semana, y el número de piedras en las clases de más de 1.3 cm, era también mayor durante esos dos días. También espacialmente la conjunción de ciertas características puede originar fuertes disparidades en la frecuencia y ocurrencia de las tormentas severas y las precipitaciones de granizo entre zonas relativamente próximas.

Además, los eventos meteorológicos más intensos presentan cierta propensión a ocurrir cercanos en el tiempo (Webb *et al.*, 2001). De hecho, normalmente, las grandes pérdidas en cultivos o el mayor número de días de granizo se concentran en unos pocos años, mientras que el resto se caracterizan por valores bajos de los mismos (Changnon, 1999). Además, estos daños se suelen concentrar en un solo día, en el que una o unas pocas granizadas, son responsables de la mayoría de las pérdidas registradas durante la estación cálida (Dessens, 1986; Berthet *et al.*, 2013). Por otro lado, las situaciones más severas de precipitaciones de granizo son en general escasas. Como consecuencia, la evaluación de su frecuencia es realmente difícil. Sin embargo, es posible estudiar eventos excepcionales, que suponen una anomalía respecto a los valores promedios dentro del período estudiado. De esta forma, se mejora la caracterización de este tipo de eventos permitiendo una mejor comprensión que ayuda a su predicción y, por tanto, minimizando sus posibles consecuencias.

A pesar de esta alta variabilidad descrita, tanto espacial como temporal de las precipitaciones de granizo, así como la existencia de años o días con valores anormalmente altos o bajos de sus características o de las consecuencias de dichas precipitaciones, es posible, en cualquier caso, dilucidar la posible existencia de variaciones periódicas. Este tipo de análisis permite conocer la variabilidad de los parámetros estudiados, sus principales periodicidades o, incluso, su relación con diversos procesos o fenómenos causantes de esa variabilidad (e.g.: Prieto *et al.*, 1999, 2001; Giaiotti *et al.*, 2003; Berthet *et al.*, 2011; Mezher *et al.*, 2012).

### 3.5.1. Variabilidad climática y NAO

Las dos fuentes fundamentales de variabilidad interanual en la circulación atmosférica son la Oscilación del Atlántico Norte (NAO, *North Atlantic Oscillation*) y la Oscilación del Sur El Niño (ENSO, *El Niño Southern Oscillation*) (Huang *et al.*, 1998).

Aunque los efectos de la NAO pueden apreciarse en la atmósfera global, domina la variabilidad climática del hemisferio norte, y su influencia es especialmente relevante en el clima y el tiempo del oeste europeo. Se trata de una oscilación meridional a gran escala en la masa atmosférica entre las regiones del anticiclón subtropical cerca de las Azores, y la baja presión subpolar cerca de Islandia (Wanner *et al.*, 2001). De hecho, explica más de un tercio de la varianza total del campo de presión a nivel de superficie en el Atlántico Norte durante el invierno (Hurrell y van Loon, 1997), cuando su influencia es más pronunciada (Appenzeller *et al.*, 2000), lo que hace que muchos estudios se centren en esta época. Sin embargo, es evidente durante todo el año, con sus nodos migrando estacionalmente (Portis *et al.*, 2001).

Pero la señal de la NAO no está confinada a la superficie, sino que llega hasta la atmósfera media (Wanner *et al.*, 2001). Fenómenos que afecten a la estratosfera, como erupciones volcánicas o aumento de gases de efecto invernadero, pueden ejercer acción sobre la NAO, ya que está relacionada con el vórtice polar (Appenzeller *et al.*, 2000).

En la fase NAO positiva la presión es más alta de lo normal en los subtrópicos y más baja de lo normal en latitudes altas (Gimeno *et al.*, 2003). El eje de los vientos del oeste se orienta de suroeste a noreste y se desplaza hacia el norte, mientras que en la fase negativa su eje es claramente zonal y se ubica más al sur (Wanner *et al.*, 2001). Así, durante la fase positiva los vientos del oeste son más fuertes en latitudes medias a través del Atlántico y hacia el interior de Europa. En consecuencia, se dan áreas más extensas en dicho continente con anomalías de temperatura positiva, cuyos valores son también más altos (Gimeno *et al.*, 2003). Las anomalías de temperatura en superficie asociadas a la NAO, tienen signo opuesto a ambos lados del Atlántico (Appenzeller *et al.*, 2000). Por otro lado, existe un flujo del sur anómalo sobre el este de Estados Unidos; y anómalo del norte a lo largo del oeste de Groenlandia, el Ártico canadiense y el Mediterráneo (Kirov y Georgieva, 2002).

Además, en la fase positiva, la precipitación es alta sobre Escocia y el suroeste de Noruega, mientras que en la fase opuesta, las mayores cantidades de precipitación se

observan en el área del Mediterráneo y el Mar Negro (Wanner *et al.*, 2001).

La influencia de la NAO en la temperatura y en la precipitación tiene como resultado que, durante la fase NAO positiva, los inviernos sean más húmedos y cálidos en Escandinavia, y las condiciones secas y frías predominen en el sur de Europa y el norte de África (Wanner *et al.*, 2001). Ello es debido a que los vientos del oeste llevan aire marítimo, relativamente cálido y húmedo, sobre la mayor parte de Eurasia. Mientras que, al otro lado del Atlántico, sobre Groenlandia y el noreste de Canadá, los fuertes vientos del norte sobre estas zonas llevan el aire frío hacia el sur (Kirov y Georgieva, 2002). Además, durante esta fase, el norte de Siberia es más húmedo y el norte de Canadá más seco (Wanner *et al.*, 2001).

Opuestamente, en la fase NAO negativa, los templados vientos del oeste se reducen, las temperaturas invernales se encuentran por debajo de lo normal, y el oeste europeo experimenta un clima más continental (Appenzeller *et al.*, 2000).

Las trayectorias que siguen las tormentas también se ven afectadas por la fase en la que se encuentra la NAO (Dong *et al.*, 2013).

Dada la transmisión del fenómeno de la NAO a través de la atmósfera y el océano, es posible que exista una conexión entre este y otros fenómenos como el ENSO (Wanner *et al.*, 2001). De hecho, Huang *et al.* (1998) observó un patrón característico de variación entre la NAO y el ENSO, y una influencia de modulación del ENSO sobre la NAO. Kirov y Georgieva (2002), analizaron las interrelaciones entre la NAO, el ENSO y la actividad solar, encontrando una correlación negativa de ambos fenómenos con la actividad solar. Esta última ejerce su acción mediante modulación de los centros de acción, haciendo disminuir la diferencia entre ambos y, por tanto, la NAO.

Es bien conocida la tendencia de la NAO a permanecer en sus fases positivas desde los años 80. Sin embargo, el IPCC (2013) remarca que regresó a su estado medio a largo plazo entre mediados de 1990 y principios del 2000. Este aumento de la fase positiva de la NAO podría explicar, sin embargo, la tendencia de las temperaturas en el hemisferio norte extra-tropical, siendo así el efecto antropogénico menor. O bien se puede considerar que los gases de efecto invernadero afectan a los modos climáticos. De hecho, los sistemas climáticos tienen preferencia por un determinado régimen, existiendo períodos en los que la NAO está más o menos en una determinada fase (Wanner *et al.*, 2001), de tal forma que el forzamiento externo puede no cambiar el estado medio, pero llevar a un cambio de ocurrencia predominante de un régimen en particular (Palmer, 1999). Así, el cambio

climático podría afectar los patrones de variabilidad climática natural, ya que el modo en que la NAO afecta al clima depende del desarrollo de la baja de Islandia y la alta de las Azores (Wanner *et al.*, 2001), dando lugar a un mayor o menor gradiente de presión y, por tanto, a vientos del oeste más o menos fuertes.

Por consiguiente, teniendo en cuenta estos datos, resulta interesante analizar la relación de la NAO con las tormentas severas y, más concretamente con las precipitaciones de granizo. La influencia de aquella sobre este tipo de fenómenos proporcionaría información valiosa sobre su variabilidad climática, ayudando a profundizar en su estudio y a mejorar las predicciones.

## 3.6. Estudio de tendencias y periodicidades

La metodología para el análisis de tendencias y periodicidades ha ido evolucionando con el paso del tiempo. No sólo gracias a la evaluación de los métodos existentes y la adecuación al tipo de datos, sino también por la aparición de nuevas herramientas que permiten una mejora sustancial de los resultados obtenidos. Así por ejemplo, aunque todavía hoy en día se emplea el análisis de regresión lineal para el estudio de las tendencias, el test de Mann-Kendall supone una importante mejora en la caracterización del cambio de una variable en el tiempo. Del mismo modo, el análisis wavelet se perfila actualmente como uno de los métodos más apropiados para el estudio de los principales modos de variación en las series temporales. Esto es así puesto que la transformada de Fourier carece de la resolución temporal necesaria, y la transformada de Fourier de tiempo corto emplea una ventana de tamaño fijo, lo que supone una infrarrepresentación de las bajas frecuencias y una sobrerrepresentación de las altas.

### 3.6.1. Análisis de tendencias

Una primera aproximación en el estudio de una serie temporal puede realizarse mediante la representación gráfica de la variable en el tiempo. Puede ocurrir que con este simple análisis no sea posible detectar la tendencia, es decir, ver cuál es el cambio o la dirección de dicha variable a largo plazo en el período estudiado. Para tratar de reconocerla se puede emplear la media móvil, ya que permite reducir la variabilidad de las series. El signo de la pendiente de la recta de regresión de la serie proporciona información sobre

el tipo de tendencia. Además, podríamos conocer el cambio medio en el tiempo de la variable estudiada. Para obtener el cambio total durante el período de estudio bastaría con multiplicar por el número de años (Tabari y Hosseinzadeh Talaei, 2011a).

El análisis más ampliamente extendido en la actualidad para el estudio de tendencias es el denominado test de Mann-Kendall. Se trata de un test simple, robusto, y que puede lidiar con valores perdidos, y con aquellos que se encuentren por debajo de un límite de detección (Adamowski *et al.*, 2009). Sin embargo, tiene una limitación importante cuando existe autocorrelación o correlación serial en los datos. Más importante aún cuando se tiene en cuenta que en climatología no se satisface la condición de muestras independientes e idénticamente distribuidas (Kulkarni y von Storch, 1995). La existencia de una correlación serial positiva, aumenta la probabilidad de que el test detecte una tendencia cuando en realidad ésta no existe, generando de esta forma falsos positivos. Esto llevaría a rechazar la hipótesis nula cuando, en realidad, es verdadera. Por el contrario, una correlación serial negativa, disminuirá la posibilidad de rechazar dicha hipótesis (Yue y Wang, 2004).

Para el estudio de la correlación serial existen diferentes aproximaciones. Por ejemplo, el empleo del estadístico Durbin-Watson (Tabari y Hosseinzadeh Talaei, 2011b) que mide el grado de autocorrelación entre el residuo de una observación y el de la anterior.

Otra forma de verificar la independencia de la serie temporal consiste en calcular el coeficiente de correlación serial para un determinado *lag* o retraso. Posteriormente, se establece una región crítica para cierto nivel de significación, definida por un límite superior e inferior de confianza, y entre los que debe encontrarse el valor calculado para poder afirmar que los datos son independientes y no hay persistencia en la serie temporal. Si la correlación serial es detectada, debe ser eliminada de la serie de datos. Para ello también existen diferentes alternativas. Una de ellas se denomina pre-blanqueo o *pre-whitening* (von Storch y Navarra, 1999)

$$Y_t = X_t - r_1 X_{t-1} \quad (3.1)$$

De esta forma, se emplea el coeficiente de correlación serial  $r$  para remplazar la serie temporal original,  $X$ , por una nueva,  $Y$ . Hay algunos experimentos de Monte Carlo que indican que el poder de este test se reduce cuanto mayor es el valor del coeficiente de correlación calculado, sin embargo esta reducción es débil. Además, hay que tener en

cuenta que puede eliminar parte de la significación de la tendencia. Aún así, es uno de los métodos más ampliamente usados para limitar la influencia de la autocorrelación en el cálculo de tendencias con el test de Mann-Kendall (e.g.: Yenilmez *et al.* (2011); Tabari y Hosseinzadeh Talaei (2011a)), ya que es capaz de eliminar el proceso autorregresivo (Yue *et al.*, 2002).

Hamed y Rao (1998), propusieron otro método para eliminar la correlación serial. Éste se basa en el cálculo del *ESS* (*Effective or Equivalent Simple Size*) para corregir o modificar la varianza del test de Mann-Kendall ( $S$ ). Dicho método se fundamenta en el hecho de que la correlación positiva aumenta la varianza de la media estimada con respecto a la media de una serie aleatoria y, por lo tanto, el número actual de muestras (*ASS*, *Actual Simple Size*) es mayor que el número efectivo.

$$V^*(S) = V(S) \frac{n}{n^*} \quad (3.2)$$

siendo  $V^*$  la nueva varianza calculada,  $n^*$  el *EES*,  $n$  el *ASS*, y el cociente  $n/n^*$  el factor de corrección.

Por otro lado, es posible observar el cambio de la tendencia a lo largo del tiempo de estudio considerado (Partal y Kahya, 2006). Así como conocer el año en el que comienza una tendencia y si ésta es significativa. Para ello se establecen dos series, una progresiva,  $u(d)$ , y otra hacia atrás,  $u'(d)$ , en el denominado test secuencial de Mann-Kendall.

Si una tendencia lineal está presente en la serie temporal, el estimador de pendiente de Sen permite estudiar la magnitud del cambio por unidad de tiempo. Es un procedimiento que también es no paramétrico (Tabari y Hosseinzadeh Talaei, 2011a). Consiste en la obtención de la pendiente para cada par posible de medidas, de forma que la mediana de todos los valores de la pendiente obtenidos es dicho estimador. Los  $N$  valores de las pendientes se ordenan de menor a mayor. Si el valor de  $N$  es impar, la mediana de la pendiente es seleccionada como el valor del medio del conjunto de datos. De lo contrario, se calcula como la media aritmética de los dos valores centrales. El signo del resultado refleja además la dirección de la tendencia. Se puede determinar la significación del resultado calculando un intervalo de confianza. Si los dos límites del intervalo tienen el mismo signo, se confirma el valor obtenido, ya que el cero no se encontrará entre los límites de confianza superior e inferior (El-Nesr *et al.*, 2010).

### 3.6.2. Análisis de periodicidades

A pesar de la carencia, previamente mencionada, de series temporales de observación largas para las precipitaciones de granizo, es posible obtener los ciclos característicos de ciertas variables, sobre todo, los más cortos. La base de datos de la *Association Nationale d'Étude et de Lutte contre les Fléaux Atmosphériques* (ANELFA) cuenta, actualmente, con un amplio registro temporal de las granizadas, especialmente en el suroeste de Francia. Cuando no se disponga de este tipo de datos, se puede recurrir a otras fuentes de información. Uno de los enfoques más ampliamente extendidos es la construcción de series temporales de ciertas variables meteorológicas o índices que permitan discriminar este tipo de eventos (Brooks *et al.*, 2003).

#### 3.6.2.1. Antecedentes

La transformada de Fourier (*FT*, *Fourier Transform*) ha sido tradicionalmente empleada para el estudio de señales estacionarias, en donde las frecuencias tienen una coherencia temporal infinita (Domingues *et al.*, 2005). Son señales consistentes en la superposición de periodicidades lineales, independientes y que no evolucionan (Labat, 2005). Esta transformada emplea funciones de base seno y coseno que tienen una extensión infinita y que son globalmente uniformes en el tiempo (Lau y Weng, 1995; Labat, 2005). Su gran desventaja es la falta de resolución temporal (Valens, 1999), que resulta muy útil en el estudio de series temporales. Si se considera el caso extremo en el que la señal está representada por un número infinito de componentes en la representación FT, y la serie se revierte en el tiempo, la nueva serie tendrá exactamente la misma representación FT, aunque la información local de ambas series será completamente diferente (Lau y Weng, 1995).

$$FT(f) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t)e^{-i2\pi ft} dt \quad (3.3)$$

donde  $2\pi f$  es la frecuencia angular  $\omega$ , y  $f$  el número de oscilaciones por segundo.

La transformada de Fourier de tiempo corto (STFT or WFT, *short time Fourier Transform* y *windowed Fourier transform*, respectivamente), utiliza una ventana fija en el tiempo y frecuencia, que se desplaza a intervalos constantes en ambos dominios. El principal problema es la necesidad de probar con distintas longitudes de ventana para



ver cuál permite obtener los mejores resultados (Torrence y Compo, 1998).

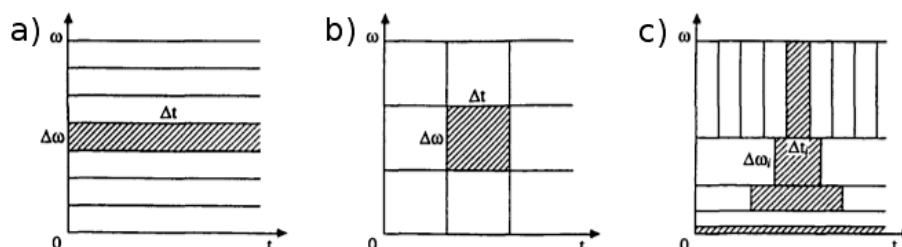
$$STFT(b, f) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t)g^*(t - b)e^{-i2\pi ft} dt \quad (3.4)$$

donde  $b$  es la posición y  $*$  es el conjugado.

### 3.6.2.2. Análisis wavelet

La mayoría de los fenómenos meteorológicos son el resultado de la interacción dinámica a diferentes escalas y a diferentes tiempos (o localización), y la fuerza de la acción dinámica puede diferir de una escala a otra (Yi y Shu, 2012).

Por este motivo, el análisis wavelet o transformada de wavelet o de ondeleta es una técnica matemática cada vez más empleada, ya que permite localizar variaciones de energía en una serie temporal (Torrence y Compo, 1998). A diferencia de las técnicas anteriores, es posible analizar procesos multiescala, no estacionarios y finitos (Lau y Weng, 1995; Yi y Shu, 2012) (**figura 1.14**). Constituye, por tanto, la forma más adecuada para el estudio de señales caracterizadas por un gran número de procesos de escala variable, o por eventos localizados de alta frecuencia (Labat, 2005). Este último caso resulta especialmente útil para la determinación de cambios abruptos, señales en el tiempo que son de vida corta y alta frecuencia (Lau y Weng, 1995).



**Figura 1.14.** Representación de las diferencias entre las ventanas empleadas en el estudio de las periodicidades en **a)** la transformada de Fourier, **b)** transformada de Fourier de tiempo corto, y **c)** transformada de wavelet, de Lau y Weng (1995).

La transformada wavelet fue introducida por Morlet (1983) para el estudio de las señales sísmicas. Sus primeras aplicaciones fueron en geofísica, pero su uso se ha ido extendiendo cada vez más a diferentes campos de la ciencia. La ventaja que ofrece la posibilidad de descomponer una señal en tiempo-frecuencia, ha impulsado también su

empleo en las ciencias atmosféricas (Domingues *et al.*, 2005). De hecho, Yi y Shu (2012) recalcan la importancia de determinar las estructuras de multiperíodo de series temporales en la minería de datos meteorológicos.

La experiencia con series temporales geofísicas adquirida por Grinsted *et al.* (2004) les ha llevado a afirmar que este tipo de series no suelen estar normalmente distribuidas, conduciendo a resultados poco fiables y menos significativos. Y, puesto que muchos test estadísticos asumen que la función de densidad de probabilidad es próxima a la normal, proponen transformar dichas series antes de continuar con el análisis.

La transformada de wavelet se basa en las similitudes entre la señal estudiada y una función matemática bien conocida, subrayado por un claro significado físico (Labat, 2005). Además, el parámetro climático que se estudia es, con frecuencia, promediado sobre un dominio espacial amplio. Esto elimina algunas de las fluctuaciones de alta frecuencia. Aun así, la serie temporal promediada todavía posee un amplio rango de variabilidad en el dominio del tiempo (Lau y Weng, 1995).

La forma de la *wavelet madre* escogida  $\psi(t)$ , también llamada *analyzing wavelet*, debe representar bien las características presentes en la señal (Domingues *et al.*, 2005), ya que los resultados del análisis wavelet están muy correlacionados con la elección de dicha función (Labat, 2005). Existen wavelets ortogonales y no ortogonales o continuas (Lau y Weng, 1995). Las primeras implican el uso de la transformada discreta de ondeleta (*DWT, discrete wavelet transform*), mientras que las no ortogonales, pueden usarse en transformadas wavelet, tanto discretas como continuas (*CWT, continuous wavelet transform*). El análisis wavelet ortogonal resulta útil para la síntesis y compresión de datos (Lau y Weng, 1995). Por el contrario, un análisis no ortogonal proporciona información redundante de escalas y tiempos próximos (Domingues *et al.*, 2005) sobre todo para las escalas mayores (Torrence y Compo, 1998), lo que las hace mejores para análisis exploratorios de escalas (Lau y Weng, 1995), permitiendo así evaluar los modos dominantes de variabilidad, que pueden cambiar en el tiempo, y que caracterizan las señales geofísicas naturales (Fritier *et al.*, 2012). En el presente trabajo se emplea únicamente la transformada continua de wavelet.

Para que una función pueda ser considerada una wavelet tiene que poseer ciertas características (Labat, 2005; Domingues *et al.*, 2005). Por un lado, debe cumplir la condición de admisibilidad. Es decir, que su promedio sea cero. Esta función integrable, finita en el tiempo, permite además reconstruir la señal sin pérdida de información (Va-

lens, 1999). En segundo lugar, la energía de la función wavelet debe ser igual a uno. Esto asegura, o bien que la wavelet tiene un soporte compacto, es decir, un conjunto compacto de puntos en un intervalo de tiempo finito cerrado, fuera del cual la función es cero en cualquier punto. O bien, que presenta un rápido decaimiento de su amplitud (Domingues *et al.*, 2005), lo que se conoce como el *e-folding time*, y que constituye también una medida de la anchura de la wavelet. El tiempo de decaimiento para la wavelet Morlet, por ejemplo, es la raíz cuadrada de dos veces la escala (Torrence y Compo, 1998).

Una función estrecha en el tiempo tiene una resolución temporal buena, pero pobre resolución en frecuencia. Por el contrario, una función ancha tiene pobre resolución en tiempo pero buena en frecuencia (Torrence y Compo, 1998). Puesto que la frecuencia se modula en el análisis wavelet, se prefiere hablar de escala (Rioul y Vetterli, 1991). Se consigue, de esta forma, una doble localización, con las resoluciones de tiempo y escala inversamente proporcionales (Domingues *et al.*, 2005). Es decir, por el principio de Heisenberg, se puede considerar que existe un límite inferior para el producto de la resolución de la escala y del tiempo (Labat, 2005).

Mediante el análisis wavelet la señal estudiada se descompone en *wavelet hijas*, *átomos wavelet* o simplemente *wavelets*, obtenidas por cambios en la posición (traslación del centro de la wavelet) y la escala (dilatación o contracción) de una wavelet madre (Lau y Weng, 1995). La ventana usada en este tipo de análisis, ya sea más corta o más larga, se desplaza a lo largo de la señal calculándose su espectro en cada posición (Valens, 1999). Si tenemos una señal  $s(t)$ , ésta se descompone en una serie de wavelets hijas,  $\psi_{a,b}(t)$ , derivadas de una madre  $\psi(t)$ , mediante variación de su escala  $a$  y su posición  $b$

$$\psi_{a,b}(t) = \frac{1}{(a)^{\frac{1}{2}}} \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) \quad (3.5)$$

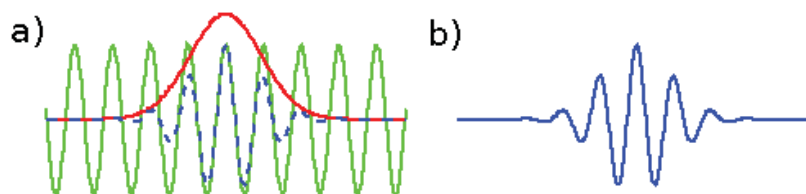
Los cambios del parámetro  $a$  permiten cubrir un amplio intervalo de escalas (Labat, 2005). El denominador  $a^{1/2}$ , hace que la energía de la wavelet hija sea la misma que la madre (Lau y Weng, 1995). Esta normalización permite que las transformadas wavelet para cualquier escala sean comparables, además de hacer posible la comparación con las transformadas de otras series temporales (Torrence y Compo, 1998).

La transformada continua de wavelet de nuestra señal  $s(t)$ , se define como una integral de convolución de un segmento discreto de la misma con la versión escalada y trasladada de la función wavelet (Torrence y Compo, 1998).

$$W(b, a) = \frac{1}{(a)^{\frac{1}{2}}} \int_{-\infty}^{+\infty} \psi^* \left( \frac{t-b}{a} \right) s(t) dt \quad (3.6)$$

donde  $\psi^*$ , es el conjugado de la función  $\psi(t)$ .

Se obtiene así una serie de *coeficientes wavelet*, que serán cercanos a cero si la señal  $s(t)$ , no presenta variación significativa para una escala en la vecindad del tiempo  $t_0$ . Pero, si la señal evoluciona en torno al punto  $t_0$  y a la escala dada  $a_0$ , entonces el coeficiente es mayor en la vecindad del punto definido  $(t_0, a_0)$  (Labat, 2005). Además, la señal se puede reconstruir a partir de los coeficientes obtenidos. Una de las wavelet madre más empleadas es la *wavelet Morlet*. Se trata de una función compleja, lo que significa que es posible obtener la fase y la amplitud (Domingues *et al.*, 2005). Dicha wavelet consiste en una onda plana modulada por una función gaussiana (**figura 1.15**).



**Figura 1.15.** Representación de la construcción de la onda madre Morlet **(a)** y su resultado **(b)** (fuente: <http://paos.colorado.edu/research/wavelets/wavelet2.html> ; visitada el 23/11/2015).

Depende de un parámetro temporal no dimensional,  $\eta$  (Torrence y Compo, 1998)

$$\psi(\eta) = \pi^{-\frac{1}{4}} e^{i\omega\eta} e^{-\frac{\eta^2}{2}} \quad (3.7)$$

donde  $\omega$  es la frecuencia sin dimensiones y  $\pi^{-1/4}$  es la constante que permite que las wavelet hijas permanezcan normalizadas. Cuando se utiliza para propósitos de extracción,  $\omega=6$  proporciona un buen balance entre la localización en el tiempo y en la frecuencia (Grinsted *et al.*, 2004). Pero además, satisface la condición de admisibilidad (Farge, 1992; Daubechies, 1992). Por otro lado, para este  $\omega$  el período Fourier ( $\lambda$ ) es casi igual a la escala ( $\lambda=1.03a$ ).

El *espectro de energía wavelet* o *escalograma* es el módulo al cuadrado de la transformada wavelet. Debido a que se trabaja con series finitas pueden ocurrir errores en los extremos de este espectro, sobre todo en escalas mayores (Grinsted *et al.*, 2004), ya que

mayor será la zona de influencia definida para un punto en esa escala y un determinado tiempo (Lau y Weng, 1995). Por este motivo, se rellena con ceros esos extremos hasta la siguiente potencia de dos (Torrence y Compo, 1998).

Para reducir los efectos de borde resulta útil introducir un *cono de influencia* en el espectro de energía, que será mayor en la zona de mayores escalas, puesto que entran más ceros en el análisis. En esta zona es necesario ser especialmente cuidadoso en la interpretación, ya que la caída de energía se puede deber a una característica propia de la serie temporal o a la influencia de los ceros.

Es posible determinar la significación de las características encontradas en el espectro de energía wavelet. Para ello se usan espectros de energía teóricos, de ruido rojo o de ruido blanco. Grinsted *et al.* (2004) afirman que muchas series temporales en geofísica tienen características de ruido rojo que pueden ser modeladas por un proceso autorregresivo de orden 1. Una característica del espectro de energía wavelet que sobresale por encima del espectro medio de fondo, se considera significativamente distinta de ruido, para cierto nivel de confianza (Torrence y Compo, 1998).

Se pueden identificar, además, componentes comunes entre dos señales, es decir, zonas de alta energía común, y cuantificar el grado de similitud entre ambas (Labat, 2005). Esto posibilita conocer si existen factores que están influyendo en la variabilidad de un determinado fenómeno, contribuyendo así a una mayor comprensión del mismo. Para ello, se emplea la *transformada cross-wavelet*, u *ondeleta cruzada*. Sin embargo, hay que tener en cuenta los espectros de energía de cada una de las series temporales a la hora de interpretar los resultados, ya que zonas de alto poder común pueden deberse, por ejemplo, a valores extremos en una sola de ellas.

Por otro lado, la *wavelet coherence*, u *ondeleta de coherencia*, es una medida de la intensidad de covariación de las series, y varía entre cero y uno. Se define como el cuadrado del espectro cruzado normalizado entre el espectro de energía individual suavizado (Torrence y Compo, 1998).

$$R_b^2(a) = \frac{|S(a^{-1}W_b^{XY}(a))|^2}{S(a^{-1}|W_b^X(a)|^2)S(a^{-1}|W_b^Y(a)|^2)} \quad (3.8)$$

donde  $S$  es un operador de suavizamiento. Este operador se define como

$$S(W) = S_{escala}(S_{tiempo}(W_b(a))) \quad (3.9)$$

y donde  $W_b^X(a)$  y  $W_b^Y(a)$  son las transformadas wavelet de las series  $X$  e  $Y$ , y  $W_b^{XY}(a)$  es la ondeleta cruzada para dichas series. Si dos series están físicamente relacionadas, se esperaría un desfase entre ambas que variara muy despacio o que fuera consistente (Grinsted *et al.*, 2004). Las flechas en el espectro muestran la fase entre los fenómenos, de manera que si son horizontales a la derecha ( $0^\circ$ ) indica que ambos están en fase, y si son horizontales a la izquierda ( $180^\circ$ ) están en anti-fase, es decir, hay una oposición de fase. En ambos casos la relación es lineal. Pero puede haber ángulos de  $90^\circ$  o  $270^\circ$  que indican relación no lineal y que los procesos están fuera de fase. Cuando el ángulo es de  $90^\circ$  se dice que están en cuadratura.

### 3.7. Áreas de estudio y bases de datos

Como ya se mencionó al principio de este capítulo, existen diferentes climatologías de convección severa y precipitaciones de granizo a nivel global. Sin embargo, debido a la heterogeneidad de la información de partida, así como a las particularidades de cada zona, resulta especialmente importante el desarrollo de estudios de climatología regional o local. Además, al tratarse de fenómenos de pequeña escala, con una alta variabilidad espacial y temporal, zonas muy próximas pueden tener características muy dispares de las tormentas severas y las precipitaciones de granizo.

La orografía del terreno juega también un papel importante en su formación y desarrollo. La proximidad a áreas montañosas puede explicar, en ciertas zonas, una mayor incidencia del granizo (Eccel *et al.*, 2012). En Estados Unidos, las Montañas Rocosas, generan fuertes gradientes verticales al este de las mismas (Brooks *et al.*, 2003).

El presente estudio se centra en dos zonas ampliamente castigadas por este tipo de hidrometeoro en Europa, situadas a ambos lados de la cadena montañosa de los Pirineos: el suroeste de Francia y el noreste de España.

Ambas zonas están en cierta medida relacionadas, pues la mayor frecuencia de granizo en los Pirineos franceses (Vinet, 2001), no sólo se debe a la proximidad de las montañas, sino también a la influencia del valle del Ebro, ya que los frecuentes sistemas ciclónicos de mesoescala que se desarrollan aquí en verano, llegan hasta Francia a través de dicha

cadena montañosa (García-Ortega *et al.*, 2007). Sin embargo, aún estando tan próximas ambas áreas de estudio, es posible encontrar grandes diferencias, tanto entre ellas como dentro de las mismas.

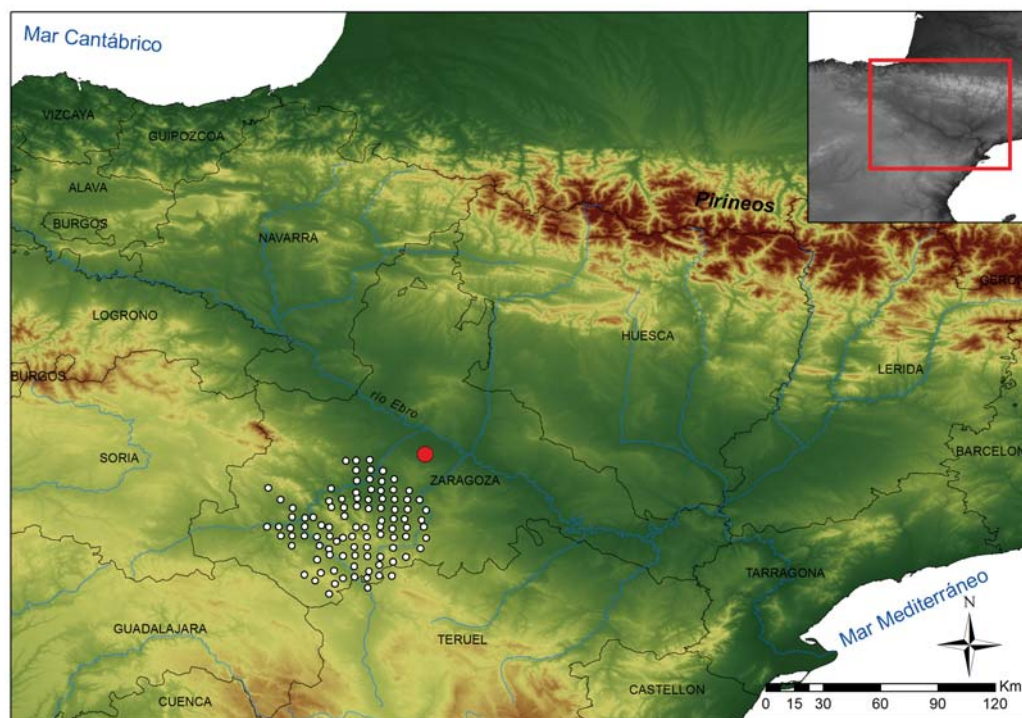
### 3.7.1. Noreste de España

El noreste de España, y más concretamente el valle del Ebro, es una de las áreas de Europa con mayor número de casos de fenómenos convectivos severos (García-Ortega *et al.*, 2007), con un total de 60 días de tormentas cada verano (López y Sánchez, 2009), y cuyo impacto económico ronda los 100 millones de euros al año (López *et al.*, 2007), pues se trata de una zona muy llana que permite una alta productividad agrícola (Sánchez *et al.*, 2003). Esta elevada frecuencia de tormentas de granizo se debe a la ocurrencia simultánea de varias características. Por un lado, su peculiar configuración topográfica. El valle del Ebro presenta una orientación noroeste-sudeste. Está rodeado del área montañosa de los Pirineos al norte, el sistema Ibérico al suroeste, y el mar Mediterráneo al este. Esta depresión de terreno, con un promedio de 300 metros sobre el nivel del mar, se ensancha hacia las aguas cálidas del Mediterráneo, donde desemboca el río que lo recorre, el río Ebro. El patrón de vientos está condicionado por esta configuración. Por otro lado, las altas temperaturas del verano, calientan considerablemente la superficie (**figura 1.16**).

Las células tormentosas tienen aquí una escala espacial de entre 10 y 40 *km*, aunque en condiciones de convección severa, los sistemas de precipitación pueden llegar a estar entre 40 y 500 *km* o superior (Sánchez *et al.*, 2003). La actividad convectiva más intensa se da entre las 1400 y las 1600 UTC, alcanzando valores de reflectividad de 45 *dBz* a las 1630 UTC (López *et al.*, 2007). Las situaciones sinópticas conducentes a la precipitación de granizo entre Mayo y Septiembre en la zona, ya han sido objeto de una clasificación (García-Ortega *et al.*, 2011). De la misma forma, es posible encontrar una caracterización mesoescalar del inicio de la convección profunda (Merino *et al.*, 2013).

El Grupo de Física de la Atmósfera (GFA) ha desarrollado a lo largo de los años una intensa investigación de las tormentas severas en esta zona. Para ello, dispone de distintas herramientas empleadas durante las campañas de experimentación:

1. Un radar meteorológico de banda C situado a 10 *km* al suroeste de la ciudad de Zaragoza y con un radio de alcance efectivo de 140 *km*. El software TITAN

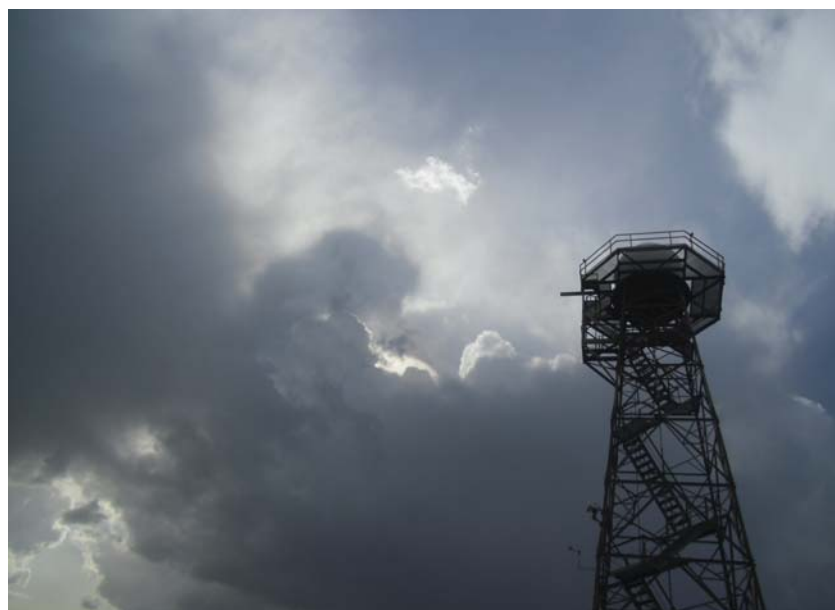


**Figura 1.16.** Área de estudio en el noreste de España, red de granizómetros de Zaragoza (puntos blancos) y radar (punto rojo).

proporciona imágenes de las tormentas con una resolución espacial de  $1 \times 1 \times 1 \text{ km}^3$ . Se usan doce ángulos de elevación de la antena, y la información es obtenida cada 3.5 minutos. Además, cuenta con un modelo de detección de granizo en *nowcasting* (López y Sánchez, 2009) (**figura 1.17**).

2. Una red de observadores que confirma la información sobre la presencia de granizo en el suelo y proporciona el tamaño aproximado de las piedras de granizo. De esta forma, es posible validar sobre el terreno, y prácticamente en tiempo real, la detección de las tormentas.
3. Una red de granizómetros situada en Zaragoza e implantada en el 2003. En la actualidad cuenta con 100 granizómetros distribuidos en una malla de  $5 \times 5 \text{ km}$ , abarcando un área de  $27000 \text{ km}^2$  (López *et al.*, 2007). Engloba las comarcas de Valdejalón, Comunidad de Calatayud, Campo de Cariñena, Campo de Daroca y la parte septentrional de Jiloca.





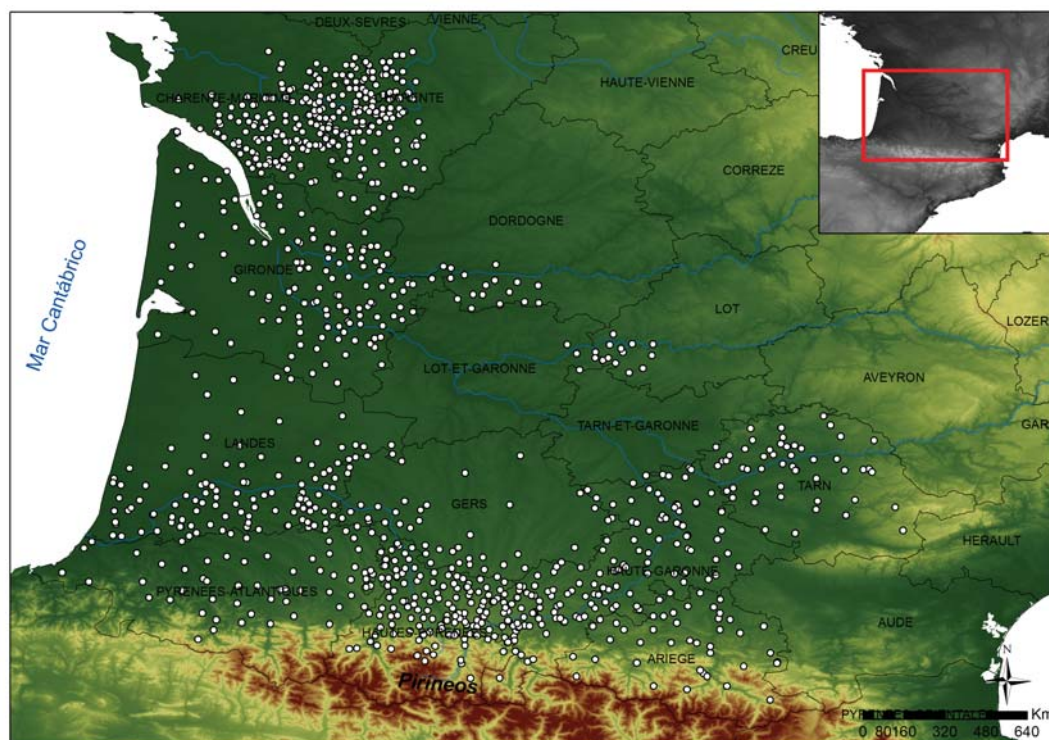
**Figura 1.17.** Radar meteorológico del GFA situado en Zaragoza.

### 3.7.2. Suroeste de Francia

En el suroeste de Francia el granizo es el principal problema meteorológico (Dessens, 1986). En 1951, se fundó la ANELFA (Dessens, 1986). Y en 1988 se instala la primera red de granizómetros en el suroeste (Berthet *et al.*, 2013), con el objetivo de evaluar la siembra de las tormentas.

Es en Francia donde se cuenta con un mayor número de años de funcionamiento continuo de redes de granizómetros. Además, el número de éstos en las distintas redes ha permanecido prácticamente constante con el tiempo, evitando problemas en las bases de datos que existen en otras zonas, y que lleva a tener que recurrir a fuentes de información como las hemerotecas o las compañías de seguros.

La zona Atlántica se puede calificar como una zona llana en general, con pocas montañas e importantes cultivos de vino en la zona de Burdeos. Destaca también la extensión ocupada por el bosque de pinos de Landes (**figura 1.18**). Se trata en general de una zona con clima oceánico, con elevada humedad y baja precipitación en Julio y Agosto (Dessens, 1986). La franja central del suroeste de Francia se caracteriza también por este tipo de clima, sin embargo, se ve afectado por la proximidad del Mediterráneo y los Pirineos. En la parte central de éstos, los valles están predominantemente orientados



**Figura 1.18.** Área de estudio en el suroeste de Francia. Los puntos blancos indican los granizómetros.

al norte, y hacia el este a medida que nos acercamos hacia el Mediterráneo. En esta última zona, Julio y Agosto son meses caracterizados por la sequía, aunque los sistemas de bajas presiones del Atlántico aún son aquí activos (Dessens, 1986).

Ya en 1986, Dessens publicó una primera caracterización de las precipitaciones de granizo para el período 1952-1980. Posteriormente, Vinet (2001) elaboró el primer mapa de riesgo de granizo (frecuencia e intensidad de las granizadas). En él se muestran las zonas de mayor riesgo, que se extienden desde el suroeste al área centro-este de Francia a través del Macizo Central, así como al sur de los Alpes. Las tormentas de granizo disminuyen hacia el norte y especialmente al oeste, al igual que ocurre en las proximidades de la costa Mediterránea. Berthet *et al.* (2011) realizaron una caracterización de las variaciones anuales y regionales de este hidrometeoro usando aquellos mismos valores de frecuencia e intensidad. La distribución del granizo en el suroeste de Francia es bimodal, con dos máximos en Mayo y Julio, lo que lleva a pensar en dos tipos de condiciones meteorológicas distintas de las tormentas en esos meses (Berthet *et al.*, 2011). Además,

se observó una sucesión de aproximadamente tres años de mayor frecuencia de granizo, seguidos de tres años con un bajo número de eventos. La caracterización mesoescalar del inicio de la covención en esta zona, fue estudiada por Merino *et al.* (2014b).

Las redes de granizómetros empleadas para los artículos de investigación presentados a continuación en la presente *Tesis Doctoral*, son principalmente las de Zaragoza y el suroeste de Francia.

### 3.8. Objetivos

Los objetivos que se pretenden alcanzar con la presente *Tesis Doctoral* son los siguientes:

- a) **Analizar las anomalías, tendencias y variabilidad en los campos atmosféricos relacionados con las tormentas de granizo en el noreste de España.**
- b) **Caracterizar las tendencias climáticas en las precipitaciones de granizo en Francia desde el punto de vista espacial, altitudinal y temporal.**
- c) **Estudiar la relación entre las precipitaciones de granizo y la precipitación total en el sur de Francia, la influencia de los fenómenos a gran escala y las periodicidades.**

El desglose de las investigaciones realizadas para cumplir con los objetivos establecidos, así como los resultados obtenidos y las conclusiones alcanzadas, se presentan en el siguiente capítulo, en **tres subapartados diferentes**. Cada uno de los artículos desarrolla uno de los objetivos anteriormente señalados y que se corresponden con sendas **publicaciones** en diversas revistas científicas.

### 3.9. Bibliografía

Adamowski, K., Prokoph, A., y Adamowski, J. (2009). Development of a new method of wavelet aided trend detection and estimation. *Hydrological Processes*, 23(18):2686–2696.

Agroseguro (2013). Informe Anual 2013.

- Appenzeller, C., Stocker, T. F., y Schmittner, A. (2000). Natural climate variability and climate change in the North-Atlantic European region; chance for surprise? *Integrated Assessment*, 1(4):301–306.
- Battan, L. J. (1962). *Cloud Physics and Cloud Seeding : Introduction to Applied Meteorology*. Anchor Books, Garden City, NY.
- Bengtsson, L., Hagemann, S., y Hodges, K. I. (2004). Can climate trends be calculated from reanalysis data? *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 109(D11).
- Berthet, C., Dessens, J., y Sánchez, J. L. (2011). Regional and yearly variations of hail frequency and intensity in France. *Atmospheric Research*, 100(4):391–400.
- Berthet, C., Wesolek, E., Dessens, J., y Sánchez, J. L. (2013). Extreme hail day climatology in Southwestern France. *Atmospheric Research*, 123(0):139–150.
- Botzen, W. J. W., Bouwer, L. M., y van den Bergh, J. C. J. M. (2010). Climate change and hailstorm damage: Empirical evidence and implications for agriculture and insurance. *Resource and Energy Economics*, 32(3):341–362.
- Brooks, H. E. (2013). Severe thunderstorms and climate change. *Atmospheric Research*, 123(0):129–138.
- Brooks, H. E., Lee, J. W., y Craven, J. P. (2003). The spatial distribution of severe thunderstorm and tornado environments from global reanalysis data. *Atmospheric Research*, 67:73–94.
- Browning, K. (1966). The lobe structure of giant hailstones. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 92(391):1–14.
- Browning, K., Ludlam, F., y Macklin, W. (1963). The density and structure of hailstones. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 89(379):75–84.
- Byers, H. R. y Braham Jr., R. R. (1949). *The Thunderstorm*, U.S. Government Printing Office Washington. D.C. 287.
- Cao, Z. (2008). Severe hail frequency over Ontario, Canada: Recent trend and variability. *Geophysical Research Letters*, 35(14):n/a–n/a.

- 
- Cecil, D. J. y Blankenship, C. B. (2012). Toward a global climatology of severe hailstorms as estimated by satellite passive microwave imagers. *Journal of Climate*, 25(2):687–703.
- Changnon, D. y Changnon, S. A. (1997). Surrogate data to estimate crop-hail loss. *Journal of Applied Meteorology*, 36(9):1202–1210.
- Changnon, S. A. (1999). Data and approaches for determining hail risk in the contiguous United States. *Journal of Applied Meteorology*, 38(12):1730–1739.
- Changnon Jr, S. A. (1968). Effect of sampling density on areal extent of damaging hail. *Journal of Applied Meteorology*, 7:518–520.
- Changnon Jr, S. A. (1969). Hail measurement techniques for evaluating suppression projects. *Journal of Applied Meteorology*, 8(4):596–603.
- Changnon Jr, S. A. (1971). Note on hailstone size distributions. *Journal of Applied Meteorology*, 10(1):168–170.
- Daubechies, I. (1992). *Ten lectures on wavelets*. CBMS-NSF Series in Applied Math. SIAM.
- Dessens, J. (1986). Hail in Southwestern France. I: Hailfall Characteristics and Hailstrom Environment. *Journal of climate and applied meteorology*, 25(1):35–47.
- Dessens, J. (1995). Severe convective weather in the context of a nighttime global warming. *Geophysical Research Letters*, 22(10):1241–1244.
- Dessens, J., Fraile, R., Pont, V., y Sánchez, J. L. (2001). Day-of-the-week variability of hail in southwestern France. *Atmospheric Research*, 59-60(0):63–76.
- Dixon, M. y Wiener, G. (1993). TITAN: Thunderstorm Identification, Tracking, Analysis, and Nowcasting—a radar-based methodology. *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*, 10(6):785–797.
- Domingues, M. O., Mendes Jr., O., y da Costa, A. M. (2005). On wavelet techniques in atmospheric sciences. *Advances in Space Research*, 35(5):831–842.

- Dong, B., Sutton, R. T., Woollings, T., y Hodges, K. (2013). Variability of the North Atlantic summer storm track: mechanisms and impacts on European climate. *Environmental Research Letters*, 8(3):034037.
- Doswell III, C. A. (1985). The Operational Meteorology of Convective Weather. Volume II. Storm Scale Analysis. *NOAA Technical Memorandum ERL ESG-15*.
- Doswell III, C. A. (1987). The distinction between large-scale and mesoscale contribution to severe convection: A case study example. *Weather and Forecasting*, 2(1):3–16.
- Doswell III, C. A. (2001). Severe Convective Storms. An Overview. *Meteorological Monographs*, 28:1–26.
- Doswell III, C. A. y Bosart, L. F. (2001). Extratropical synoptic-scale processes and severe convection. *Meteorological Monographs*, 28(50):27–70.
- Doswell III, C. A., Brooks, H. E., y Maddox, R. A. (1996). Flash flood forecasting: An ingredients-based methodology. *Weather and Forecasting*, 11(4):560–581.
- Doswell III, C. A. y Burgess, D. W. (1993). Tornadoes and Tornadic Storms: A Review of Conceptual Models. *The Tornado: Its Structure, Dynamics, Prediction, and Hazards*, pp. 161–172.
- Easterling, D. R., Meehl, G. A., Parmesan, C., Changnon, S. A., Karl, T. R., y Mearns, L. O. (2000). Climate extremes: observations, modeling, and impacts. *Science*, 289(5487):2068–2074.
- Eccel, E., Cau, P., Campe, K. R., y Biasioli, F. (2012). Quantitative hail monitoring in an alpine area: 35 year climatology and links with atmospheric variables. *International Journal of Climatology*, 32(4):503–517.
- El-Nesr, M. N., Alazba, A., y Abu-Zreig, M. (2010). Analysis of evapotranspiration variability and trends in the Arabian Peninsula. *American Journal of Environmental Sciences*, 6(6):535–547.
- Emanuel, K. A. (1994). *Atmospheric convection*. Oxford University Press.

- 
- Farge, M. (1992). Wavelet transforms and their applications to turbulence. *Annual Review of Fluid Mechanics*, 24(1):395–458.
- Frisby, E. M. y Sansom, H. (1967). Hail incidence in the tropics. *Journal of Applied Meteorology*, 6(2):339–354.
- Fritier, N., Massei, N., Laignel, B., Durand, A., Dieppois, B., y Deloffre, J. (2012). Links between NAO fluctuations and inter-annual variability of winter-months precipitation in the Seine River watershed (north-western France). *Comptes Rendus Geoscience*, 344(8):396–405.
- García-Ortega, E., Fita, L., Romero, R., López, L., Ramis, C., y Sánchez, J. (2007). Numerical simulation and sensitivity study of a severe hailstorm in northeast Spain. *Atmospheric Research*, 83(2):225–241.
- García-Ortega, E., López, L., y Sánchez, J. L. (2011). Atmospheric patterns associated with hailstorm days in the Ebro Valley, Spain. *Atmospheric Research*, 100(4):401–427.
- García-Ortega, E., López, L., Sánchez, J. L., y Marcos, J. L. (2006). Microphysical analysis at the cloud edge of a severe hailstorm. *Atmospheric Research*, 82(1-2):337–349.
- García-Ortega, E., Merino, A., López, L., y Sánchez, J. L. (2012). Role of mesoscale factors at the onset of deep convection on hailstorm days and their relation to the synoptic patterns. *Atmospheric Research*, 114-115(0):91–106.
- Giaiotti, D., Nordio, S., y Stel, F. (2003). The climatology of hail in the plain of Friuli Venezia Giulia. *Atmospheric Research*, 67-68(0):247–259.
- Gimeno, L., de la Torre, L., Nieto, R., García, R., Hernández, E., y Ribera, P. (2003). Changes in the relationship NAO-Northern hemisphere temperature due to solar activity. *Earth and Planetary Science Letters*, 206(1-2):15–20.
- Grinsted, A., Moore, J. C., y Jevrejeva, S. (2004). Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series. *Nonlinear processes in geophysics*, 11(5/6):561–566.

- Guha-Sapir, D., Hoyois, P., y Below, R. (2014). Annual Disaster Statistical Review 2013: The Numbers and Trends. Brussels. *CRED*.
- Hamed, K. H. y Rao, A. R. (1998). A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*, 204(1-4):182–196.
- Hand, W. H. y Cappelluti, G. (2011). A global hail climatology using the UK Met Office convection diagnosis procedure (CDP) and model analyses. *Meteorological Applications*, 18(4):446–458.
- Hartmann, D. L. (1994). *Global Physical Climatology*, volumen 56 de *International Geophysics Series*. Academic Press.
- Hess, S. L. (1959). Introduction to theoretical meteorology.
- Houze, R. A. (1981). Structures of atmospheric precipitation systems: A global survey. *Radio Science*, 16(5):671–689.
- Huang, J., Higuchi, K., y Shabbar, A. (1998). The relationship between the North Atlantic Oscillation and El Niño-Southern Oscillation. *Geophysical Research Letters*, 25(14):2707–2710.
- Hurrell, J. W. y van Loon, H. (1997). Decadal variations in climate associated with the North Atlantic Oscillation. *Climatic Change*, 36(3):301–326.
- IPCC (2007). Climate Change 2007: Synthesis Report. In Contribution of Working Groups I, II and III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change Core Writing Team. Pachauri, R.K. and Reisinger, A. (eds). IPCC: Geneva Switzerland; 104.
- IPCC (2012). Managing the Risks of Extreme Events and Disasters to Advance Climate Change Adaptation. a Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change. [field, C.B., V. Barros, T.F. Stocker, D. Qin, D.J. Dokken, K.L.Ebi, M.D. Mastrandrea, K.J. Mach, G.-K. Plattner, S.K. Allen, M. Tignor, and P.M. Midgley (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, UK, and New York, NY, USA, 582 pp.



- 
- IPCC (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. [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, 1535 pp.
- Johns, R. H. y Doswell III, C. A. (1992). Severe local storms forecasting. *Weather and Forecasting*, 7(4):588–612.
- Kaltenböck, R., Diendorfer, G., y Dotzek, N. (2009). Evaluation of thunderstorm indices from ECMWF analyses, lightning data and severe storm reports. *Atmospheric Research*, 93(1):381–396.
- Kapsch, M.-L., Kunz, M., Vitolo, R., y Economou, T. (2012). Long term trends of hail-related weather types in an ensemble of regional climate models using a Bayesian approach. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 117(D15).
- Kirov, B. y Georgieva, K. (2002). Long-term variations and interrelations of ENSO, NAO and solar activity. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, 27(6):441–448.
- Knight, C. A. y Knight, N. C. (1970). Hailstone embryos. *Journal of the Atmospheric Sciences*, 27(4):659–666.
- Kulkarni, A. y von Storch, H. (1995). Monte Carlo experiments on the effect of serial correlation on the Mann-Kendall test of trend. *Meteorologische Zeitschrift*, 4(2):82–85.
- Kunz, M. (2007). The skill of convective parameters and indices to predict isolated and severe thunderstorms. *Natural Hazards and Earth System Science*, 7(2):327–342.
- Kunz, M., Sander, J., y Kottmeier, C. (2009). Recent trends of thunderstorm and hailstorm frequency and their relation to atmospheric characteristics in southwest Germany. *International Journal of Climatology*, 29(15):2283–2297.
- Labat, D. (2005). Recent advances in wavelet analyses: Part 1. A review of concepts. *Journal of Hydrology*, 314(1-4):275–288.

- Lau, K.-M. y Weng, H. (1995). Climate signal detection using wavelet transform: How to make a time series sing. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 76(12):2391–2402.
- Leslie, L. M., Leplastrier, M., y Buckley, B. W. (2008). Estimating future trends in severe hailstorms over the Sydney Basin: A climate modelling study. *Atmospheric Research*, 87(1):37–51.
- Löffler-Mang, M., Schön, D., y Landry, M. (2011). Characteristics of a new automatic hail recorder. *Atmospheric Research*, 100(4):439–446.
- Long, A. B., Matson, R. J., y Crow, E. L. (1980). The hailpad: materials, data reduction and calibration. *Journal of Applied Meteorology*, 19(11):1300–1313.
- López, L., García-Ortega, E., y Sánchez, J. L. (2007). A short-term forecast model for hail. *Atmospheric Research*, 83(2):176–184.
- López, L., Marcos, J. L., Sánchez, J. L., Castro, A., y Fraile, R. (2001). CAPE values and hailstorms on northwestern Spain. *Atmospheric Research*, 56(1-4):147–160.
- López, L. y Sánchez, J. L. (2009). Discriminant methods for radar detection of hail. *Atmospheric Research*, 93(1-3):358–368.
- Lozowski, E. y Strong, G. (1978). On the calibration of hailpads. *Journal of Applied Meteorology*, 17(4):521–528.
- Mahoney, K., Alexander, M. A., Thompson, G., Barsugli, J. J., y Scott, J. D. (2012). Changes in hail and flood risk in high-resolution simulations over Colorado's mountains. *Nature Climate Change*, 2(2):125–131.
- Merino, A., García-Ortega, E., López, L., Sánchez, J. L., y Guerrero-Higueras, A. M. (2013). Synoptic environment, mesoscale configurations and forecast parameters for hailstorms in Southwestern Europe. *Atmospheric Research*, 122(0):183–198.
- Merino, A., López, L., Sánchez, J. L., García-Ortega, E., Cattani, E., y Levizzani, V. (2014a). Daytime identification of summer hailstorm cells from MSG data. *Natural Hazards and Earth System Science*, 14(4):1017–1033.

- 
- Merino, A., Wu, X., Gascón, E., Berthet, C., García-Ortega, E., y Dessens, J. (2014b). Hailstorms in southwestern France: Incidence and atmospheric characterization. *Atmospheric Research*, 140-141(0):61–75.
- Mezher, R. N., Doyle, M., y Barros, V. (2012). Climatology of hail in Argentina. *Atmospheric Research*, 114-115(0):70–82.
- Morlet, J. (1983). *Sampling Theory and Wave Propagation*, volumen 1 de *NATO ASI Series*, pp. 233–261. Springer Berlin Heidelberg.
- Munich Re (2013). Group Annual Report 2013.
- Nelson, S. P. (1983). The influence of storm flow structure on hail growth. *Journal of the Atmospheric Sciences*, 40(8):1965–1983.
- Niall, S. y Walsh, K. (2005). The impact of climate change on hailstorms in southeastern Australia. *International Journal of Climatology*, 25(14):1933–1952.
- Palmer, T. N. (1999). A nonlinear dynamical perspective on climate prediction. *Journal of Climate*, 12(2):575–591.
- Partal, T. y Kahya, E. (2006). Trend analysis in Turkish precipitation data. *Hydrological Processes*, 20(9):2011–2026.
- Piani, F., Crisci, A., Chiara, G. D., Maracchi, G., y Meneguzzo, F. (2005). Recent trends and climatic perspectives of hailstorms frequency and intensity in Tuscany and Central Italy. *Natural Hazards and Earth System Science*, 5(2):217–224.
- Počakal, D. (2011). Hailpad data analysis for the continental part of Croatia. *Meteorologische Zeitschrift*, 20(4):441–447.
- Počakal, D., Vecenaj, Z., y Stalec, J. (2009). Hail characteristics of different regions in continental part of Croatia based on influence of orography. *Atmospheric Research*, 93(1-3):516–525.
- Portis, D. H., Walsh, J. E., Hamly, M. E., y Lamb, P. J. (2001). Seasonality of the North Atlantic Oscillation. *Journal of Climate*, 14(9):2069–2078.

- Prieto, R., Gimeno, L., García, R., Herrera, R., Hernández, E., y Ribera, P. (1999). Interannual variability of hail-days in the Andes region since 1885. *Earth and Planetary Science Letters*, 171(3):503–509.
- Prieto, R., Herrera, R., Doussel, P., Gimeno, L., Ribera, P., Garcia, R., y Hernández, E. (2001). Looking for periodicities in the hail intensity in the Andes region. *Atmósfera*, 14(2).
- Rioul, O. y Vetterli, M. (1991). Wavelets and signal processing. *IEEE Signal Processing Magazine*, 8(4):14–38.
- Sánchez, J., Fernández, M., Fernández, J., Tuduri, E., y Ramis, C. (2003). Analysis of mesoscale convective systems with hail precipitation. *Atmospheric Research*, 67:573–588.
- Sánchez, J. L., Gil-Robles, B., Dessens, J., Martín, E., López, L., Marcos, J. L., Berthet, C., Fernández, J. T., y García-Ortega, E. (2009). Characterization of hailstone size spectra in hailpad networks in France, Spain, and Argentina. *Atmospheric Research*, 93(1-3):641–654.
- Sanderson, M. G., Hand, W. H., Groenemeijer, P., Boorman, P. M., Webb, J. D. C., y McColl, L. J. (2014). Projected changes in hailstorms during the 21st century over the UK. *International Journal of Climatology*, pp. n/a–n/a.
- Schleusener, R. A. y Jennings, P. C. (1960). An energy method for relative estimates of hail intensity. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 41.
- Schultz, P. (1989). Relationships of several stability indices to convective weather events in northeast Colorado. *Weather and forecasting*, 4(1):73–80.
- Scorer, R. y Ludlam, F. (1953). Bubble theory of penetrative convection. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 79(339):94–103.
- Sioutas, M., Meaden, T., y Webb, J. D. C. (2009). Hail frequency, distribution and intensity in Northern Greece. *Atmospheric Research*, 93(1-3):526–533.
- Tabari, H. y Hosseinzadeh Talaei, P. (2011a). Analysis of trends in temperature data in arid and semi-arid regions of Iran. *Global and Planetary Change*, 79(1-2):1–10.

- 
- Tabari, H. y Hosseinzadeh Talaei, P. (2011b). Temporal variability of precipitation over Iran: 1966-2005. *Journal of Hydrology*, 396(3-):313–320.
- Thorne, P. y Vose, R. (2010). Reanalyses suitable for characterizing long-term trends. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 91:353–361.
- Torrence, C. y Compo, G. P. (1998). A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79(1):61–78.
- Towery, N. G., Changnon Jr, S. A., y Morgan Jr, G. M. (1976). A review of hail-measuring instruments. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 57(9):1132–1140.
- Trapp, R. J., Diffenbaugh, N. S., Brooks, H. E., Baldwin, M. E., Robinson, E. D., y Pal, J. S. (2007). Changes in severe thunderstorm environment frequency during the 21st century caused by anthropogenically enhanced global radiative forcing. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104(50):19719–19723.
- Valens, C. (1999). A really friendly guide to wavelets.
- Vinet, F. (2001). Climatology of hail in France. *Atmospheric Research*, 56(1-4):309–323.
- von Storch, H. y Navarra, A. (1999). *Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques*. Springer-Verlag Publishing Co.: Berlin, 2<sup>a</sup> edición.
- Wanner, H., Brönnimann, S., Casty, C., Gyalistras, D., Luterbacher, J., Schmutz, C., Stephenson, D. B., y Xoplaki, E. (2001). North Atlantic Oscillation: concepts and studies. *Surveys in Geophysics*, 22(4):321–381.
- Webb, J. D. C., Elsom, D. M., y Reynolds, D. J. (2001). Climatology of severe hailstorms in Great Britain. *Atmospheric Research*, 56(1-4):291–308.
- Williams, L. (1973). Hail and its distribution. *Studies of the Army Aviation (V/STOL) Environment. Report No.8.Hail and its Distribution*.
- Xie, B., Zhang, Q., y Wang, Y. (2008). Trends in hail in China during 1960-2005. *Geophysical Research Letters*, 35(13).
- Xie, B., Zhang, Q., y Wang, Y. (2010). Observed characteristics of hail size in four regions in China during 1980-2005. *Journal of Climate*, 23(18):4973–4982.

- Yenilmez, F., Keskin, F., y Aksoy, A. (2011). Water quality trend analysis in Eymir Lake, Ankara. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, 36(5-6):135–140.
- Yi, H. y Shu, H. (2012). The improvement of the Morlet wavelet for multi-period analysis of climate data. *Comptes Rendus Geoscience*, 344(10):483–497.
- Yue, S., Pilon, P., Phinney, B., y Cavadias, G. (2002). The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. *Hydrological Processes*, 16(9):1807–1829.
- Yue, S. y Wang, C. Y. (2004). The Mann-Kendall test modified by effective sample size to detect trend in serially correlated hydrological series. *Water Resources Management*, 18(3):201–218.

4

## Compendio de publicaciones





**A**rtículos publicados y presentados a la Comisión de Doctorado de la Universidad de León:

- a) ANOMALIES, TRENDS AND VARIABILITY IN ATMOSPHERIC FIELDS RELATED TO HAILSTORMS IN NORTH-EASTERN SPAIN. Eduardo García-Ortega, **Lucía Hermida**, Rodrigo Hierro, Andrés Merino, Estíbaliz Gascón, Sergio Fernández-González, José Luis Sánchez y Laura López. *International Journal of Climatology*, **2014**, *34*, 3251-3262. doi:10.1002/joc.3910.
- b) CLIMATIC TRENDS IN HAIL PRECIPITATION IN FRANCE: SPATIAL, ALTITUDINAL, AND TEMPORAL VARIABILITY. **Lucía Hermida**, José Luis Sánchez, Laura López, Claude Berthet, Jean Dessens, Eduardo García-Ortega y Andrés Merino. *Hindawi Publishing Corporation. The Scientific World Journal* **vol. 2013**, Article ID 494971, 10 páginas. doi:10.1155/2013/494971.
- c) HAILFALL IN SOUTHWEST FRANCE: RELATIONSHIP WITH PRECIPITATION, TRENDS AND WAVELET ANALYSIS. **Lucía Hermida**, Laura López, Andrés Merino, Claude Berthet, Eduardo García-Ortega, José Luis Sánchez, Jean Dessens. *Atmospheric Research* **2015**, *vol. 156*, 174-188. doi.org/10.1016/j.atmosres.2015.01.005.



#### 4.1. Anomalies, trends and variability in atmospheric fields related to hailstorms in north-eastern Spain

Eduardo García-Ortega, **Lucía Hermida**, Rodrigo Hierro, Andrés Merino, Estíbaliz Gascón, Sergio Fernández-González, José Luis Sánchez y Laura López. *International Journal of Climatology*, **2014**, *34*, 3251-3262. doi:10.1002/joc.3910.



## Anomalies, trends and variability in atmospheric fields related to hailstorms in north-eastern Spain

E. García-Ortega,<sup>a,\*</sup> L. Hermida,<sup>a</sup> R. Hierro,<sup>b</sup> A. Merino,<sup>a</sup> E. Gascón,<sup>a</sup> S. Fernández-González,<sup>a</sup> J. L. Sánchez<sup>a</sup> and L. López<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Atmospheric Physics Group, IMA, University of León, Spain

<sup>b</sup> Facultad de Ingeniería, Universidad Austral, Buenos Aires, Argentina

**ABSTRACT:** Hailstorms have become a serious meteorological risk in mid-latitude countries because of their small-scale development and short time span, and their forecasting remains problematic. Moreover, the lack of reliable hailstorm databases is an important handicap for Numerical Weather Prediction (NWP) model validation, time trend studies and establishment of hailstorm relationships with global warming and climate change. However, this can be overcome by ascertaining physical relationships between favourable synoptic patterns and mesoscale trigger factors for hailstorm development in a local study area.

North-eastern Spain is one of the European regions with largest number of hailstorm days (HD) observed in the summer. Since 2001, from May through September, reliable databases of hailstorm occurrence in the middle Ebro Valley have been constructed, which include intensity, temporal frequency and spatial coordinate data. June and July 2006 had the largest number of HD in 2001–2010. With the objective of analysing meteorological factors responsible for this anomaly, atmospheric patterns at low and mid-tropospheric levels were studied. We determined a set of special synoptic configurations, with an evident deviation from climatic values generating anomalies of 850 hPa temperature relative to the characteristic values of 2001–2010 and 1950–2010. An analysis of these anomalies detected a positive trend of 850 hPa temperature and geopotential height in the western Mediterranean area. As a consequence, the characteristic synoptic circulation has changed since 1950, towards low-level patterns favouring adequate thermodynamic environments for hailstorm development in north-eastern Spain. Finally, after a cluster analysis, we studied periodicities in the monthly 850 hPa temperature field to improve knowledge for seasonal forecasting of hailstorms.

**KEY WORDS** hailstorms; western Mediterranean; anomalies; trends; Morlet transform

Received 26 June 2013; Revised 18 September 2013; Accepted 4 December 2013

### 1. Introduction

Hailstorms are defined as small-scale severe weather phenomena and represent one of the most important meteorological risks in mid-latitude continental areas. In the Mediterranean and south-western Europe, summer hailstorms have significant economic impacts that are not only restricted to agriculture but also affect industry and property, and occasionally cause loss of life.

Severe convection refers to the transfer of heat and humidity through vertical drafts associated with buoyancy, which can cause adverse phenomena such as hail, tornadoes, intense precipitation and strong winds. Doswell (1987) and Houze (1993) established mechanisms forming a pre-convective environment, namely atmospheric instability, low-level moisture and a trigger factor. Thermodynamic conditions favouring the onset of convection are well known. However, detection and documentation of hailstorms is very complex because of their

large spatial and temporal variability and the fact that they are small-scale convective phenomena. For these reasons, observation analysis and forecasting of hailstorms present major challenges. Within these, the most important objectives are improvement of spatial and temporal precision and the availability of forecasts with sufficient lead time to minimize damage.

North-eastern Spain, specifically the middle Ebro Valley (MEV, Figure 1), is one of the areas in Europe with the greatest frequency of severe convective phenomena (Brooks *et al.*, 2003), together with the Alps and the Balkans. Storms are severe in some instances, precipitating large hail and causing major losses (García-Ortega *et al.*, 2007). Damage caused by hail is about 100 million Euros per year, which indicates that hail is not only frequent but also has important social and economic impacts. Since 2001, the Atmospheric Physics Group (GFA) at the University of León (ULE) in Spain has detected and tracked hailstorms in the MEV from May through September, using a nowcasting model with C-band radar (López and Sánchez, 2009; Sánchez *et al.*, 2013). There is also an extensive network of hailpads and volunteer observers that verify time and location of hail fall and provide relevant information, such as size

\* Correspondence to: E. García-Ortega, Atmospheric Physics Group, IMA, University of León, 24071 León, Spain.  
E-mail: eduardo.garcia@unileon.es

distribution or associated kinetic energy (Sánchez *et al.*, 2009). The GFA has established two objective classifications, at both synoptic scale (García-Ortega *et al.*, 2011) and mesoscale (García-Ortega *et al.*, 2012; Merino *et al.*, 2013). These define dynamic and thermodynamic environments favourable to the onset and development of convection that produces hail in the MEV.

Warming of the climate system is unequivocal, as is now evident from the observations of increasing global average temperature. In south-western Europe, the increase in surface temperature over 1970–2004 was shown to be between 1 and 2 °C (IPCC, 2007). The question arises as to whether any evidence suggests an increase in number or intensity of hailstorm events. Moreover, the lack of reliable surface observation systems is the chief obstacle to determining trends of hailstorm occurrence. Changes in such occurrence are generally difficult to quantify because they are not well captured by monitoring systems and because of historical data inhomogeneities. These facts make the question difficult to answer.

However, various studies have contributed to understanding the influence of climate change and thunderstorm and hail events. In the last few years, studies have attempted to establish a relationship between the current climatic change scenario and its consequences for intense precipitation events, hail or tornadoes, with variable results. Based on insured building damage in Germany during 1974–2003, Kunz *et al.* (2009) showed no increase in number of thunderstorm days; however, there was an increase in the number of hailstorm days (HD) and associated hail damage. In France, Berthet *et al.* (2011) detected a 70% increase in hail intensity during 1989–2009, but frequency did not change significantly. Saa *et al.* (2011) did not find a relationship between hail damage and minimum summer temperature in Spain. Nevertheless, the authors indicated the importance of the unique characteristics of landscape and topography in each area.

Other authors have tried to find evidence of changes in hail precipitation. Based on loss data of an agricultural insurance company in Switzerland (1920–1999), Schiesser (2003) reported a substantial increase in the number of hail events between 1980 and 1994. Piani *et al.* (2005) concluded that in Central Italy, a growing trend of summer hailstorm frequency has been detectable since the second half of the 1970s and will likely be static or slightly increasing in the future and more evident in spring. In Ontario, Canada, Cao (2008) identified a robust, ever-increasing frequency of severe hail events over recent decades using damage data. Brooks and Dotzek (2008) found strong variability of severe thunderstorms in the Rocky Mountains, but with no clear trend over the past 50 years. Xie *et al.* (2008) did not identify a trend of mean annual hail days in China from 1960 to the early 1980s, but a statistically significant decreasing trend afterwards. Mohr and Kunz (2013) found that the atmosphere has become more unstable over Central Europe over the last two to three decades.

There is low confidence in projections of small spatial-scale phenomena such as tornadoes and hail because competing physical processes may affect future trends and current climate models do not simulate such phenomena (IPCC, 2012) and because of poor reliability of available reference data. Leslie *et al.* (2008) showed that hailstorm severity, duration and paths were sensitive to small changes in atmospheric parameters. They indicated an increase in intensity and frequency of hailstorms through 2050 in the Sydney Basin, Australia. This conclusion contrasts with the modelling study of Niall and Walsh (2005) for south-eastern Australia. In Europe, Botzen *et al.* (2010) showed that projected climate change may increase damage from hailstorms in the Netherlands. Damage is expected to be particularly huge in climate change scenarios in which global temperatures are expected to increase as much as 2 °C by 2050. Specific results for expected changes in precipitation under increased greenhouse gas emissions in Europe using regional climate models (RCMs) may be found in Tapiador and Sánchez (2008) and Tapiador (2010).

To overcome the lack of observations, relationships between hailstorm occurrence and synoptic/mesoscale atmospheric patterns can be established. Observed trends or anomalies of atmospheric conditions influence hailstorm occurrence and intensity. An understanding of connections between synoptic pattern trends and their effects on formation of local thermodynamic regimes would improve the quality of seasonal forecasts.

Based on this idea, this work focused on two main objectives. The first is to explain meteorological anomalies influencing the thermodynamic state of the atmosphere that caused an exceptional number of HD in June and July 2006 compared to 2001–2010. In view of anomalies found between 2006 atmospheric patterns and those of 2001–2010 and 1950–2010, the second objective is to investigate a significant trend in temporal evolution of representative variables that facilitate conclusions regarding trends and periodicities of hail fall in south-western Europe.

This paper is organized as follows. In Section 2, we present the methodology and databases. In Section 3, we examine and discuss results concerning atmospheric patterns, anomalies, trends and their significance, decadal rates of change and periodicities of selected fields. Section 4 gives the conclusions.

## 2. Methodology and databases

A high-temporal resolution C-band radar from the GFA was deployed 10 km southwest of the city of Zaragoza. This radar permits tracking and study of the spatiotemporal development of hailstorms in a radius of about 140 km (Figure 1) at sample volume resolution  $1 \times 1 \times 1 \text{ km}^3$ . Twelve elevation angles were used, and information updates were made every 3.5 min. The short lifetime of hail events and local coverage make detection and study of hailstorms very difficult (Smith and Waldvogel, 1989).

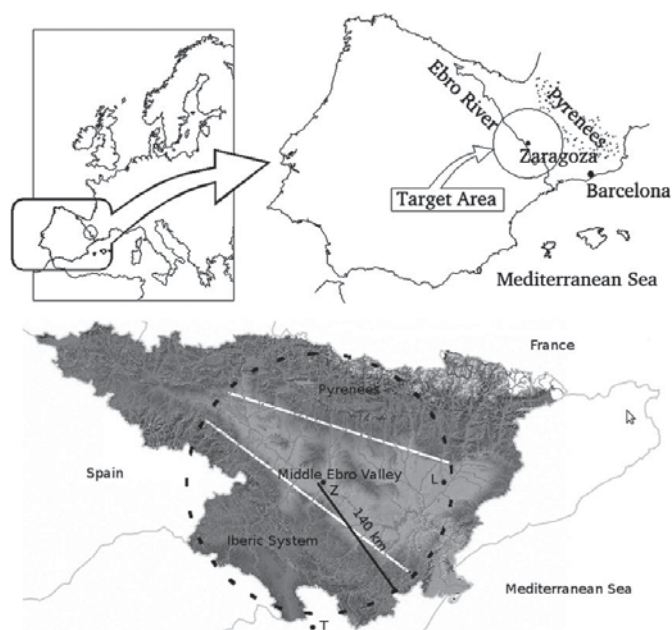


Figure 1. Study area.

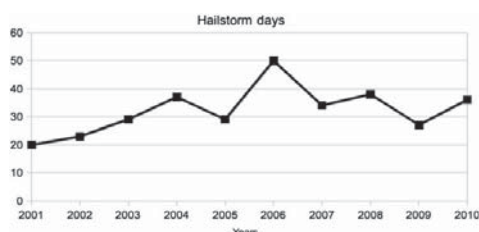


Figure 2. Time evolution of HD in MEV from 2001 to 2010.

Table 1. Monthly distribution of HD in MEV for 2001–2010.

	May	June	July	August	September	Total
2001	1	0	9	6	4	20
2002	2	4	7	6	4	23
2003	2	6	10	10	1	29
2004	2	6	11	14	4	37
2005	1	10	5	8	5	29
2006	5	17	16	4	8	50
2007	7	8	6	9	4	34
2008	6	6	11	15	1	39
2009	6	6	5	9	1	27
2010	1	9	10	10	6	36

For this reason, the GFA also has a network of 729 observers in the study area. Their information, together with model outputs, has provided knowledge of hailstorm number, intensity, evolution, structure and spatial distribution over 2001–2010.

The annual distribution of HD over 2001–2010 is shown in Figure 2. The maximum number was 50 in 2006, whereas the average is 32.6 days. The period analysed each year is May through September. Throughout this period, there is important climatic variability that leads to notable variations in temperature at mid-latitudes. These variations affect the intensity of troughs and ridges, as well as the intensity and extents of cold and warm air masses. For this reason, the data were stratified by month for each year of the study. The results are shown in Table 1.

The table shows that in June and July 2006, more than half the days were HD. This anomaly prompted us to study the atmospheric characteristics of those months and

to compare them with representative values from 2001 to 2010 (with registered HD data) and from 1950 to 2010 to discover possible trends.

Atmospheric conditions in the study area were characterized by monthly 1950–2010 gridded reanalysis data from the National Centers for Environmental Prediction (NCEP), with latitude–longitude resolution  $2.5^\circ \times 2.5^\circ$  (Kalnay *et al.*, 1996). The area is from  $30^\circ\text{N}$  to  $50^\circ\text{N}$  and  $20^\circ\text{W}$  to  $10^\circ\text{E}$ , covering south-western Europe, north-western Africa (western Mediterranean area) and the mid-latitude eastern Atlantic Ocean. This area was selected in an effort to be consistent with the study objectives and to avoid the influence of circulation features outside the area. The dynamic and thermodynamic state of the atmosphere was described by the temperature and geopotential height at 850 and 500 hPa (T850, T500, G850

and G500). These fields provide relevant information on the atmospheric state at low and mid-tropospheric levels.

We calculated anomalies of T850 for 2001–2010 and 1950–2010 in June and July. From the results, we obtained the T850 and G850 trends on a cell-by-cell basis using the Mann–Kendall test, as well as their significance. This test allows statistical determination whether the values of a variable increase or decrease over time. Rate of change in the variables was determined using the Sen method, a non-parametric estimator of trend magnitude that is robust to outliers (Sen, 1968). The calculations were done using the MAKESENS application from the Finnish Meteorological Institute (Salmi *et al.*, 2002). The slope obtained by the Sen method at each matrix point was used to estimate decadal rates of change (Beier *et al.*, 2012).

Once the trends were obtained and the T850 (not shown) and G850 fields for 1950–2010 were examined, a cluster analysis (CA) was performed with the original values of T850 as a useful means of objectively organizing the patterns into groups. Using years as variables and grid points as cases, the CA facilitated establishment of grouping structures in the matrix for the selected atmospheric fields. The non-hierarchical *k*-means method (Anderberg, 1973) was used, and the Euclidean distance was taken as the similarity index. Gong and Richman (1995) showed that non-hierarchical methods outperformed the hierarchical ones. Nevertheless, the decision regarding the number of groups is not a completely objective task; some subjectivity is present, based on physical evidences. Spatial structure of the decadal rates of change in temperature and geopotential height is a correct reference for providing a physical interpretation of the CA results and selecting the most appropriate number of clusters.

With the objective of studying potential periodicities present in the T850 field and using the CA results, we did a wavelet analysis. Continuous Wavelet Transform (CWT) analysis is a powerful tool for studying multi-scale and non-stationary processes occurring over finite spatial and temporal domains (Lau and Weng, 1995). This technique implies a substantial advantage over the Fourier transform, in which analysis is limited to stationary signals and implies a loss of information in the temporal domain. CWT operates by translating and dilating a mother wavelet across a spatial or temporal series, obtaining the so-called continuous wavelet coefficient, from which the wavelet power spectrum can be computed. The mother wavelets, together with the continuous and discrete wavelet transforms, define the theory of wavelets (Sang, 2013).

Wang and Lu (2010) demonstrated from modelled data at different scales how to use the 2D CWT to conduct scale decomposition, field reconstruction, feature localization and directional signal search. Later, Partal (2012) showed the multi-variability of runoff regime and precipitation in the Aegean region. More recently, Li *et al.* (2013) applied a CWT analysis and wavelet variance to rainfall in Beijing and found periodic events affecting the trend of annual total precipitation series from 1724 to

2009. Heidinger *et al.* (2012) performed a wavelet multi-resolution analysis to incorporate fluctuations from rain gauge signals into a trend derived from Tropical Rainfall Measuring Mission (TRMM) estimates. CWT has also been used to analyse RCM outputs to provide consistent climatologies (Tapiador *et al.*, 2011).

The Morlet wavelet is one of the most commonly used mother wavelets. Its development began with Morlet (1983) and since then different applications in the field of earth sciences have been discovered (Labat, 2005). The Morlet wavelet has been used as a non-orthogonal and complex mother wavelet, which consists of a flat wave modified by a Gaussian envelope. The wavelet function  $\psi_0$  depends on a time variable  $\eta$  with zero mean and localized in time–frequency space (Torrence and Compo, 1998). This function is defined as

$$\psi_0(\eta) = \pi^{-1/4} e^{i\omega_0\eta} e^{-\eta^2/2} \quad (1)$$

where  $\omega_0$  is the non-dimensional frequency with a value of 6, which satisfies the admissibility condition (Farge, 1992). By scaling and shifting this wavelet function along the signal  $f(\eta)$ , the wavelet coefficients  $C$  are obtained. If  $s$  is the scale and  $p$  is the position, then

$$C(s, p) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(\eta) \psi_0(s, p, \eta) d\eta \quad (2)$$

The wavelet coefficients represent how closely  $f(\eta)$  is correlated with  $\psi_0$  (Torrence and Compo, 1998). The wavelet analysis permits study of time series variability, considering the temporal dimension and reaching a compromise in localization of a signal in time–frequency space.

### 3. Results

#### 3.1. Synoptic patterns

Figure 3 shows the geopotential height maps at 850 hPa. During 1950–2010, June and July patterns were similar, characterized by flow from the west and a small wave over the Iberian Peninsula (IP). To the west was the Azores high and to the east a high-pressure centre over eastern Algeria. However, the wave became deeper during 2001–2010, causing a trough over the western IP. In 2006, this trough was well defined with an axis west of Portugal, leading to an embedded low in June to the southwest of the IP. These patterns altered the low-level wind over north-east Spain, with a southerly component that transported warm and humid air from the Mediterranean Sea.

The 1950–2010 average pattern at 500 hPa (Figure 4) was characterized by a zonal flow with a weak wave forced by a high-pressure centre north of Africa. The configuration in 2001–2010 was similar, although geopotential values over the IP were slightly higher.



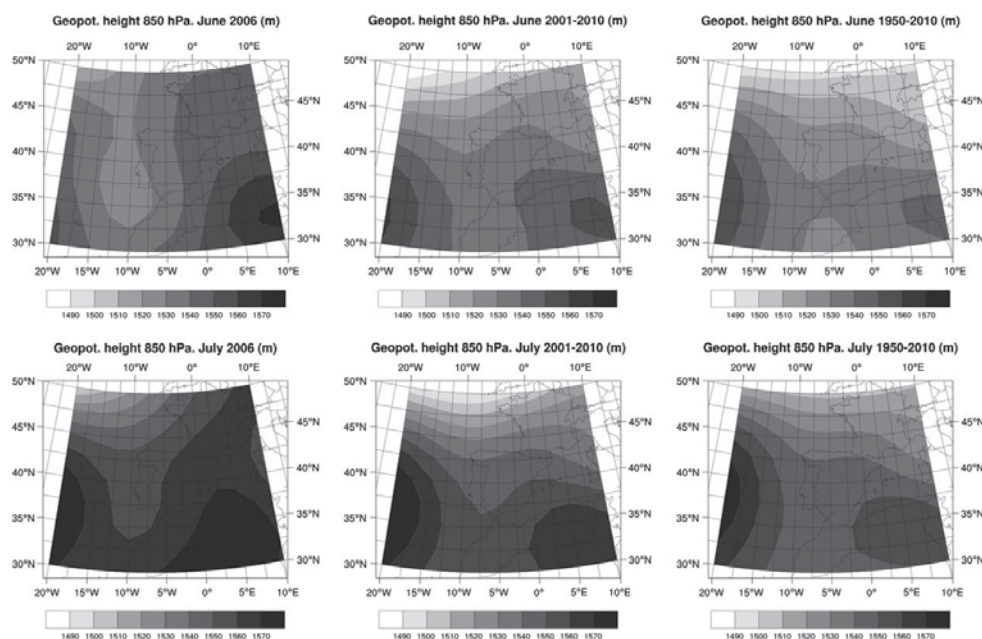


Figure 3. From left to right: geopotential height at 850 hPa in 2006; geopotential height average of 2001–2010 and of 1950–2010 (top: June, bottom: July).

However, 2006 had a trough that penetrated the western IP as an extension of that observed at 850 hPa.

The patterns observed in 2006 created favourable synoptic conditions for the formation of hailstorms in the MEV, according to the cluster classification of García-Ortega *et al.* (2011). These synoptic patterns are associated with the entrance of cold fronts that cause atmospheric instability and resulting storm formation, which are sometimes prefrontal. The presence of a trough with or without an embedded low at 850 hPa is a common characteristic in hail-risk situations in the MEV. This synoptic pattern always appears to the southwest of the study area.

The temperature field is associated with geopotential height. The presence of troughs or lows is related to the entrance of cold air masses. If these air masses are deep, they provoke unstable situations. Further, high temperatures during summer in the MEV favour the formation of thermal mesolows (Tudurí *et al.*, 2003; García-Ortega *et al.*, 2007). These mesolows, together with an appropriate low-level wind pattern, may lead to one of two phenomena. The first is formation of areas with strong convective instability, and the second is the appearance of convergence areas. Both factors are the principal ingredients for triggering convection associated with hail events (García-Ortega *et al.*, 2012). Figure 5 shows differences in temperature at 850 hPa with respect to the two studied series. From these, there was an evident increase of temperature in June and July 2006 that affected especially north-east Spain, although

the geometry of the isotherms is different. In June, the area with maximum positive differences for 1950–2010 (2.5–3.0 °C) covered the north and east of the peninsula. In July, the maximum positive differences were centred over France, with 2.0–3.5 °C over the north-east Spain.

### 3.2. Anomalies in June and July 2006

Given the importance of the temperature difference between low and mid-tropospheric levels in the onset of convection, anomalies were calculated for the temperature difference at 850 and 500 hPa, using the standardized matrix data. For each grid point in the domain, the average value  $\bar{x}$  and standard deviation  $\sigma$  were determined. Values outside the interval defined by  $\bar{x} \pm \sigma$  were considered significant anomalies.

Positive anomalies are shown for June and July 2006 in 2001–2010 (Figure 6, left). In June, there was an anomaly in the Mediterranean, with maximum values of 2.8–3.2 °C over the island of Sardinia. Over the Atlantic to the north-west of Spain, there was also an anomaly of 0.8–1.2 °C. For 1950–2010, the anomaly was more pronounced, covering the eastern IP (1.6–2.4 °C) and extending towards the Mediterranean Sea (maxima of 3.6–4.0 °C) and Atlantic Ocean (Figure 6, top right). In both cases, the anomalies were caused by an increase in temperature at 850 hPa over the Mediterranean and to the north of the IP.

During July 2006, anomalies were observed for both series centred in south-western France (maximum values of 3.2–3.6 °C), affecting almost all the IP, with values

3256

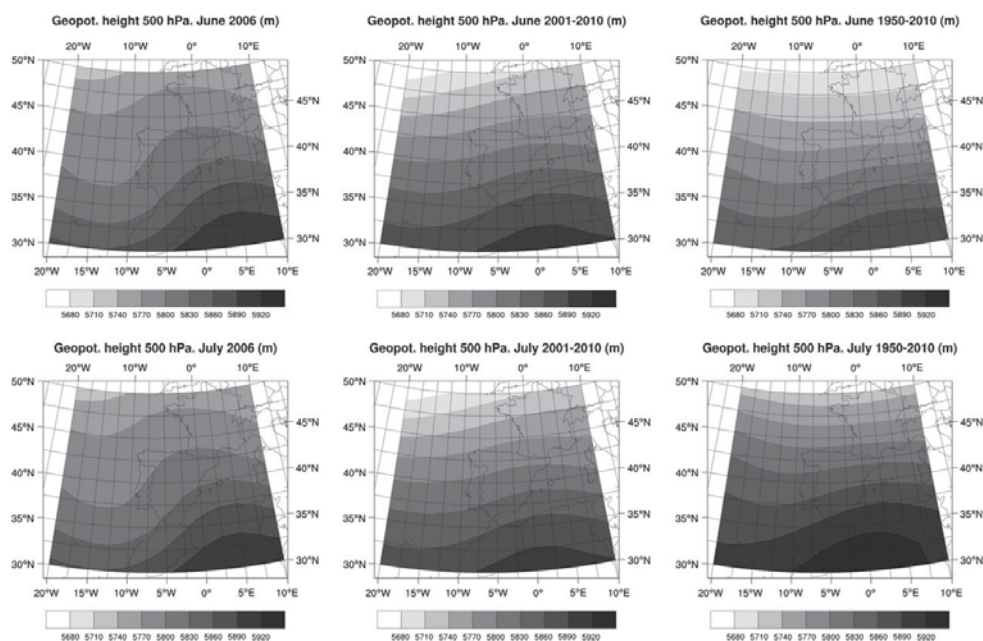
E. GARCÍA-ORTEGA *et al.*

Figure 4. From left to right: geopotential height at 500 hPa in 2006, geopotential height average of 2001–2010 and of 1950–2010 (top: June, bottom: July).

of 2.0–2.8 °C in the MEV. The anomaly for 1950–2010 extended over south-eastern IP, reaching North Africa.

These anomalies were mainly due to the observed increase in T850. There were no significant differences of T500 values for either period (not shown). If differences similar to those at 850 hPa had been observed, the difference in temperature between low and mid-levels would not provide any relevant information. Another noteworthy finding is that more intense anomalies of T850 were observed for 1950–2010 than for 2001–2010. These results suggest a possible up-trend of T850 in the study area.

### 3.3. Trends and cluster classification for 1950–2010

We obtained T850 and G850 trends and their significance levels for 1950–2010, using the Mann–Kendall test. Figures 7 and 8 show the decadal rate of change obtained by the Sen method and the level of significance obtained from the Mann–Kendall test. Except for some grid points with slight negative trends, there was a positive decadal rate of change in T850 over nearly the entire study area. This affected the entire IP, with maximum values in the western Mediterranean and the coast of south-eastern Spain. In these areas, values exceeded 0.5 °C per decade and 0.4 °C per decade in June and July, respectively (Figure 7), with significance level  $\alpha \leq 0.001$ . G850 (Figure 8) showed positive decadal rate of change in both months as well. Maximum values were over the eastern study area, at 6 m per decade (June) and 5 m per decade (July). The level of significance is generally lower in

areas affected by the maximum decadal rates of change ( $1 - \alpha > 0.95$ ).

A positive T850 trend was evident for 1950–2010 in the Mediterranean area near the coast of Spain. This increase was originated from strengthening of the African ridge in June and July, as shown in Figure 8. As a consequence of this strengthening, a double effect is produced: the cited increase in temperature at 850 hPa to the southeast of Spain, especially during June, which was as much as 3 °C during 1950–2010, and a wind pattern associated with strengthening of the African ridge. The increase in temperature affects the lower troposphere in the area over the Mediterranean Sea. This increases the water vapour content there. The wind pattern associated with the perturbation at G850 reinforces the southerly component of low-level wind in the area, favouring humid and warm air advection from the Mediterranean Sea to the east of the IP. This wind pattern, along with orographic characteristics of the study area, facilitates formation and development of convection in the MEV (García-Ortega *et al.*, 2012).

Thus, a reinforcement of this structure in 1950–2010 may have increased the frequency of HD in the MEV. The absence of reliable data about hail in the second half of the 20th century does not allow us to ascertain the actual temporal evolution of the number of HD since 1950. However, the present results permit affirmation of a positive trend in T850 and G850, towards patterns that generate favourable environments for hailstorm development in north-east Spain. The results are consistent with

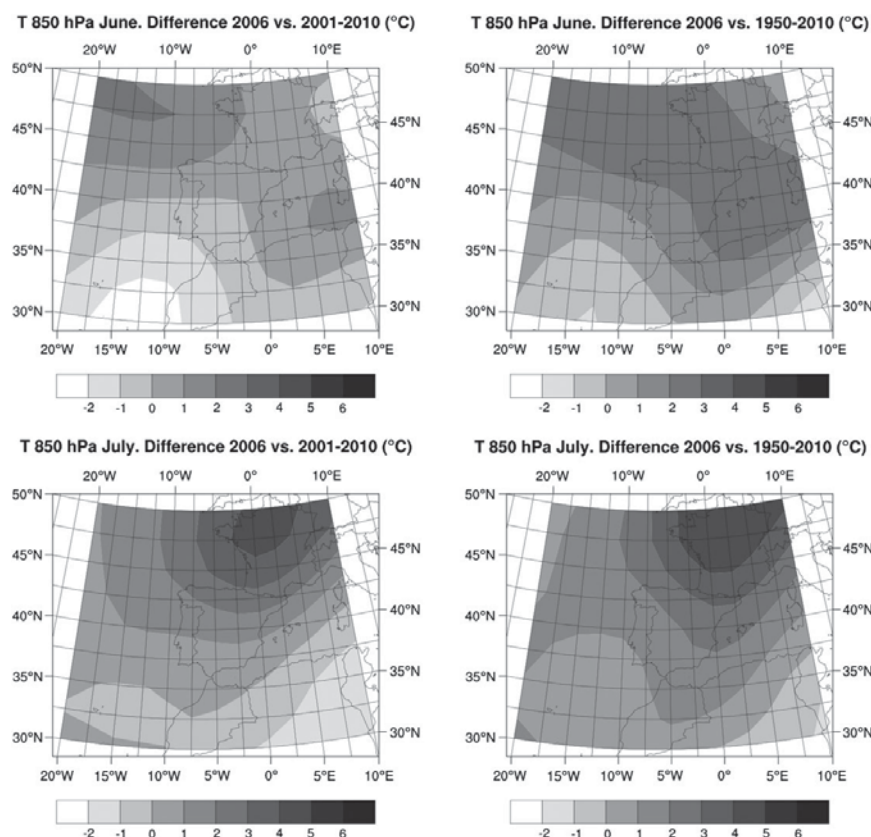


Figure 5. From left to right: 850 hPa temperature difference between 2006 and 2001–2010 average; between 2006 and 1950–2010 average (top: June, bottom: July).

the observation that the anomalies of 2006 are greater relative to 1950–2010 than to 2001–2010. Therefore, the anomaly of 2006 is an extreme case of this evolution pattern.

After confirming the T850-positive trend over the western Mediterranean Sea, the possible periodicities were studied. However, before doing that, groups that can be established between grid points were analysed, taking the T850 time series. To do this, a CA was performed for the original T850 data, using the method previously described. Based on the similarity criterion and identification of clusters with structures observed in the decadal rate changes, and the T850 patterns in 1950–2010 (not shown), two clusters were selected for both June and July (Figure 9). From this result, and taking each cluster individually, we studied periodicities within the T850 time series.

### 3.4. Wavelet analysis

As explained in Section 2, wavelet analysis facilitates study of temporal variability of the time series. With the objective of studying periodicities in cluster average

temperature in June and July from 1950 to 2010, a CWT was applied. Although linear tendencies do not affect CWT results, the original time series were detrended because temperature data are composed of a linear trend, periods and random signal, as indicated by Yi and Shu (2012).

Figure 10 shows the CWT results, along with time series for each case. In cluster 1 of June, one mode of about 20 years appeared to persist for the entire period. Another cycle of 7 years is evident, but after 1980, an abrupt change in frequency gives way to an oscillation mode of about 8–9 years, which persists the remaining time. One can detect the shortest wave of the time series between 1970 and 1980, with a period of 2.5 years. For cluster 1 of July, the largest wave presents, from 1970 through 2010, a progressive change in frequency together with a frequency modulation effect. This period shows increasing wavelengths with time, reaching a 30-year period in 2010. Lower wavelengths were more variable, with an oscillation mode of period between 5 and 7 years from 1960 to 1990. A frequency change then occurred, giving rise to wavelengths of period about

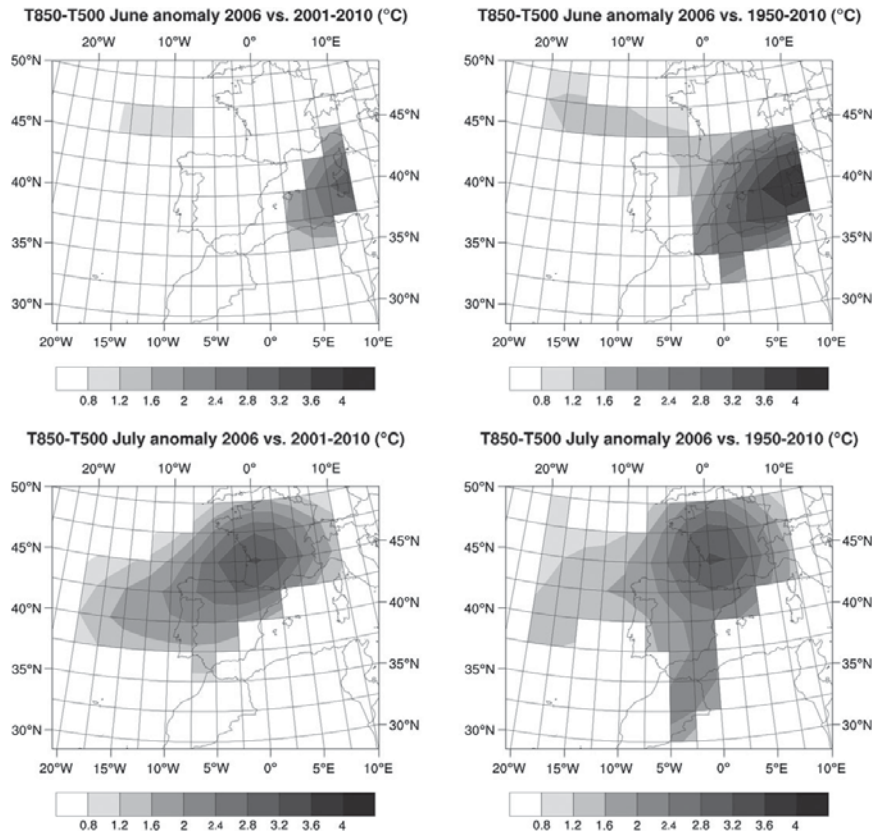


Figure 6. From left to right: Anomalies of temperature difference between 850 and 500 hPa of 2006, relative to 2001–2010 average and 1950–2010 average (top: June, bottom: July).

2.5 years, between 1990 and end of the signal. For cluster 2 in June, a wavelength of period about 27 years is distinguished for the first half of the signal. There was also a prevailing oscillation mode of period about 15–17 years over the full time series. As in the previous cases, higher frequency waves were also important for the series. It was possible to recognize the following for this wavelength range: one mode of period about 7.5 years, beginning in 1950 with frequency change around 1970, increasing the wavelength by 1–2 years, through 2010; another period about 2.5–3 years, which appeared suddenly during 1950 and 1990, lasting in both cases for 5 years. In cluster 2 of July, it is possible to decompose the signal into four wavelength ranges. The largest began in 1960 with a period of 27.5 years, with a frequency change between 1970 and 1980, persisting through the end with a period of about 22.5 years. Another structure from the initial time is a wave with a period of 10 years. A slight frequency modification is observable after 1980, decreasing the original wavelength to a period of 8 years. Another important range mode corresponds to a period of 6–7 years between 1950 and

1975, when a frequency change produced a wave around 3–4 years. Finally, the lower wavelength range corresponds to 2.5–3 years, which is perceptible throughout the study period.

#### 4. Discussion and conclusions

The GFA has access to a complete database of all HD between May and September in the MEV since 2001. In June and July 2006, there were an exceptionally high number of hailstorms. Specifically, 33 HD were registered, 66% of hailstorms between May and September 2006 and 74% more than in June and July 2010, the year with the second highest number in these months. Using this information, characteristics of synoptic patterns in both months were studied, along with their differences with respect to 2001–2010 and 1950–2010.

The selected domain extends from 30°N to 50°N and 20°W to 10°E. Hailstorms are convective events so the selected atmospheric fields were temperature and geopotential height at 850 and 500 hPa, corresponding to gridded re-analysis data from the NCEP. Synoptic patterns

## ATMOSPHERIC ANOMALIES AND TRENDS RELATED TO HAILSTORM OCCURRENCE

3259

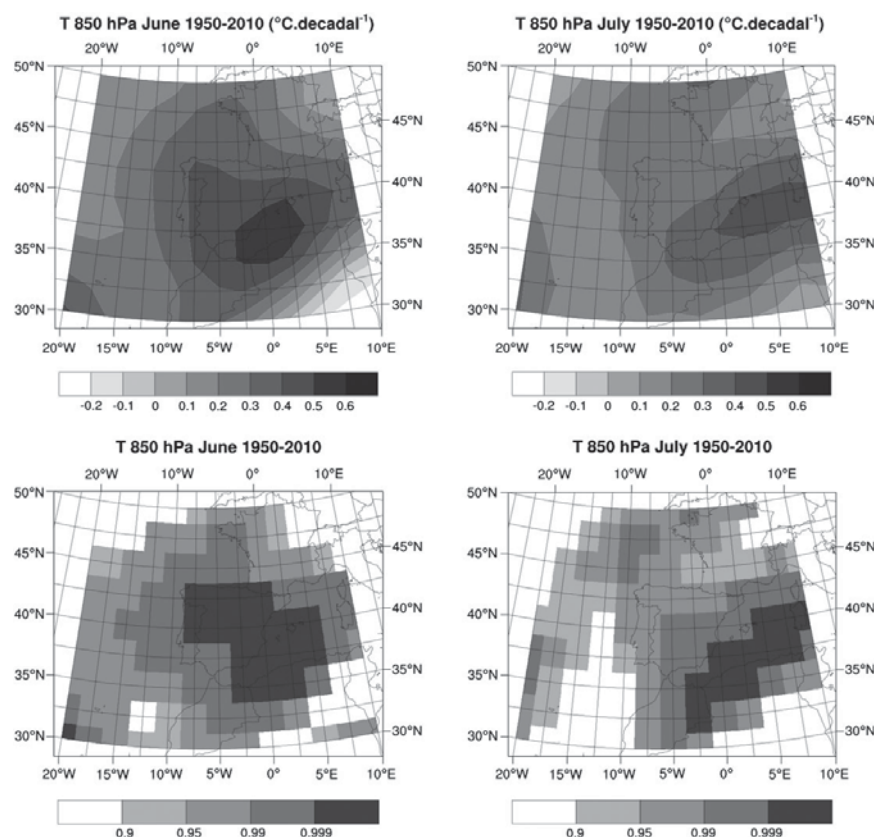


Figure 7. Top: Decadal rate of change of 850 hPa temperature over 1950–2010 in June (left) and July (right). Bottom: Level of significance ( $1 - \alpha$ ).

of June and July 2006 show important differences in patterns relative to 2001–2010 and 1950–2010. Specifically, at 850 hPa, there was a deepening of the trough west of the IP, which extended to 500 hPa. This, along with reinforcement of high pressure centred over Algeria, generated a southerly component flow over north-east Spain.

Also in 2006, there were positive anomalies in the temperature difference at low and mid-tropospheric levels, owing to the temperature increase at 850 hPa. The anomalies, relative 2001–2010 reached 2.8–3.2 °C in June over Sardinia and 3.2–3.6 °C in July over southwest France. These anomalies deepened when calculated relative to 1950–2010, being 3.6–4.0 °C in June, and extending over the eastern coast of Spain in both months.

Trends of temperature and geopotential height at 850 hPa during 1950–2010 were studied. A positive trend was found for decadal rate of change in T850 over the IP. Maximum values were 0.5 °C per decade and 0.4 °C per decade in June and July, respectively, over the western Mediterranean, with level of significance  $\alpha \leq 0.001$ . The G850 also shows positive decadal rate of change in both months, with maximum values of 6 m

per decade (June) and 5 m per decade (July) over the eastern study area.

These results show a change in atmospheric characteristics at 850 hPa between 1950 and 2010, implying a strengthening of the African ridge during this period. This evolution produced a positive trend of T850 in the area affected by the ridge, with maximum increase of 3 °C for T850 in June 1950–2010, over the western Mediterranean. This increase of T850 and deepening of the ridge generated winds with a strong southerly component over the MEV. This resulted in high water vapour contents and favourable environments for convective development and, specifically, an increase in the number of HD.

Once the trends and decadal rates of change in the selected fields were explored, periodicity of the T850 signal during 1950–2010 was analysed. Given the direct relationship between the results for T850 and G850, T850 was selected for the next stage of investigation. Previously, a CA for the T850 field was performed, using years as variables and grid points as cases for 1950–2010. The results show two very similar clusters for June and July. Cluster 1 includes the northern half and extreme

3260

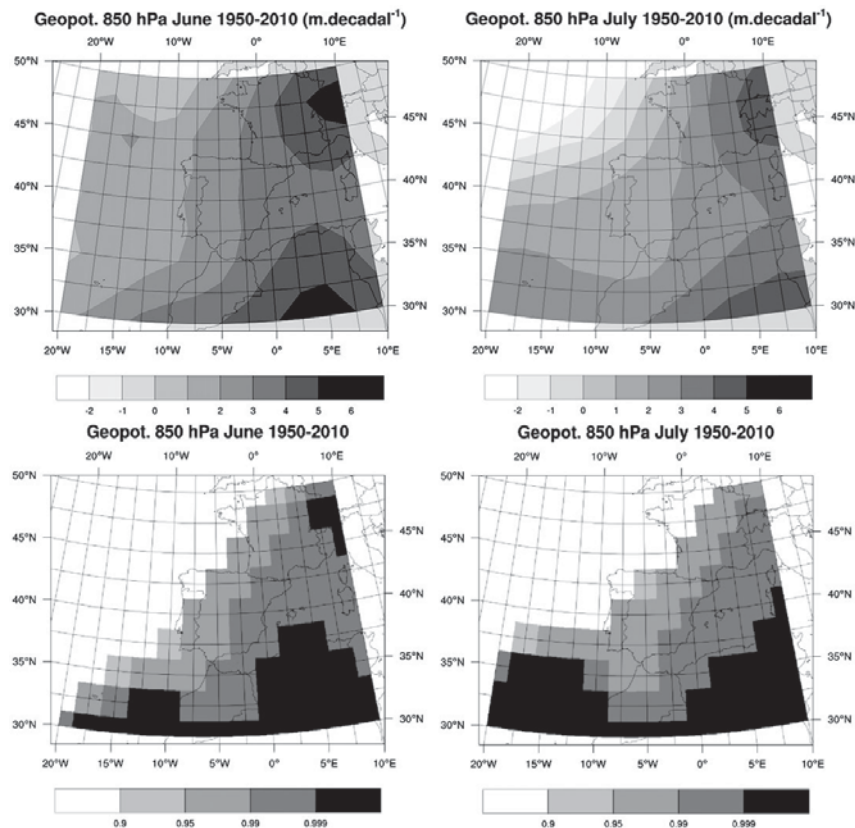
E. GARCÍA-ORTEGA *et al.*

Figure 8. Top: Decadal rate of change of 850 hPa geopotential height over 1950–2010 in June (left) and July (right). Bottom: Level of significance ( $1 - \alpha$ ).

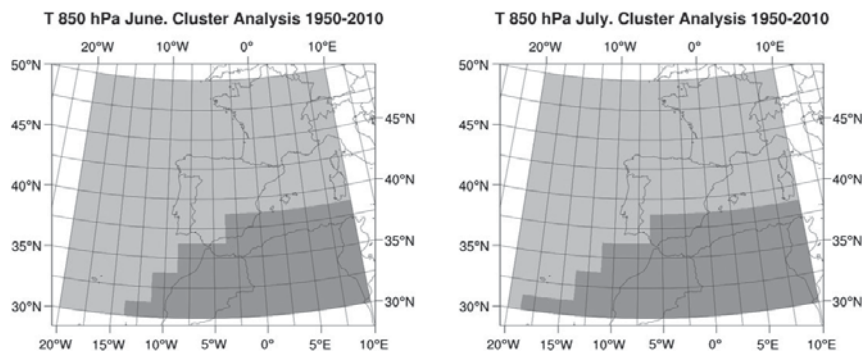


Figure 9. 850 hPa temperature clusters for 1950–2010 (left: June, right: July). Light grey colour is cluster 1 and dark grey is cluster 2.

southwest of the study domain, and cluster 2 the extreme south and southeast.

We obtained the periodicities of mean 850 hPa temperature during 1950–2010, applying CWT to each cluster of June and July. In cluster 2 for both months, there were a greater number of cycles. Generally, there was a

small cycle of 2.5 years, which reached 3 years in cluster 2 for both months. In June, there was a larger cycle of 7 years in cluster 1 and of 7.5 years in cluster 2, changing to periods of 9–9.5 years, respectively. In July, these periodicities appeared smaller, generally beginning between 5 and 7 years and decreasing in both clusters.

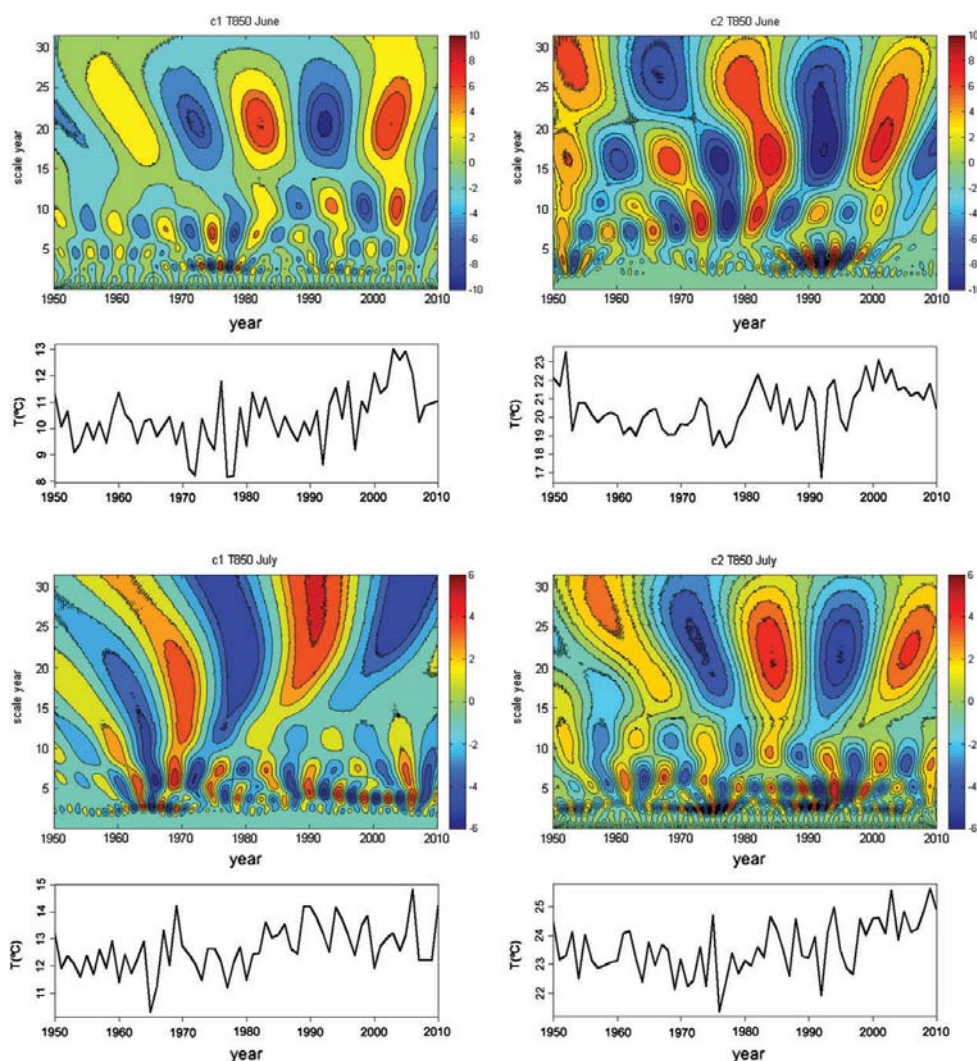


Figure 10. From left to right: Continuous wavelet power spectrum of detrended time series of 850 hPa temperature in June (top) and July (bottom) for clusters 1 and 2 and corresponding time series.

In cluster 2, there was a new periodicity of 15–17 years in June; in July, it was approximately 10 years and decreased to 8 years at the end of the series.

In all cases, greater periodicities were readily observed, except for cluster 1 in July. The periodicities varied from 20 years in cluster 1 of June to about 27 years in cluster 2. In cluster 2 of July, a cycle of 27.5 years decreased to 22.5 also in the half of the time series.

The anomaly of 2006 is also apparent in the time series of T850 (Figure 10). In cluster 1 of June, the CWT shows a possible effect of superposition of two cycles, which could be responsible for the high number of HD. This also occurred in 1980, though we do not have data from

that year. One can detect the superposition of cycles in cluster 1 for July, although it is not observed with the same clarity, owing to the increase in high values of periodicity for this cluster.

The results show a clear change in temperature and geopotential fields at low tropospheric levels since 1950, affecting the western Mediterranean area. This change generates synoptic environments more favourable to development of hailstorms in north-east Spain, which increases the number of HD. Periodicities of mean 850 hPa temperature during 1950–2010 help explain the anomaly in 2006 and demonstrate the importance of more detailed analysis of periodicities in the temporal series.

Later studies will allow us to establish relationships between the periodicity and other factors, such as the NAO, solar radiation, solar activity or sunspot cycles, with subsequent improvement in the seasonal forecasting of hailstorms.

### Acknowledgements

The study was supported by the Plan Nacional de I+D of Spain through grant CGL2010-15930 and the Junta de Castilla y León through grant LE176A11-2. The authors are grateful to Rocío Manjón for help with data processing.

### References

- Anderberg MR. 1973. *Cluster Analysis for Applications*. Academic Press: New York, NY; 359.
- Beier CM, Signell SA, Luttmann A, DeGaetano AT. 2012. High-resolution climate change mapping with gridded historical climate products. *Lands. Ecol.* **27**: 327–342.
- Berthet C, Dessens J, Sanchez JL. 2011. Regional and yearly variations of hail frequency and intensity in France. *Atmos. Res.* **100**: 391–400, DOI: 10.1016/j.atmosres.2010.10.008.
- Botzen WJW, Bouwer LM, van den Bergh JCM. 2010. Climate change and hailstorm damage: empirical evidence and implications for agriculture and insurance. *Resour. Energy Econ.* **32**: 341–362, DOI: 10.1016/j.reseneeco.2009.10.004.
- Brooks HE, Lee JW, Craven JP. 2003. The spatial distribution of severe thunderstorm and tornado environments from global reanalysis data. *Atmos. Res.* **67–68**: 73–94, DOI: 10.1016/S0169-8095(03)00045-0.
- Brooks HE, Dotzek N. 2008. The spatial distribution of severe convective storms and an analysis of their secular changes. In *Climate Extremes and Society*, Diaz HF, Murnane R (eds). Cambridge University Press: Cambridge, NY; 35–53.
- Cao Z. 2008. Severe hail frequency over Ontario, Canada: recent trend and variability. *Geophys. Res. Lett.* **35**: L14803, DOI: 10.1029/2008GL034888.
- Doswell CA III. 1987. The distinction between large-scale and mesoscale contribution to severe convection: a case study example. *Weather Forecast.* **2**: 3–16, DOI: 10.1175/1520-0434(1987)002<0003:TDBLSA>2.0.CO;2.
- Farge M. 1992. Wavelet transforms and their applications to turbulence. *Annu. Rev. Fluid Mech.* **24**: 395–458, DOI: 10.1146/annurev.fl.24.010192.002143.
- García-Ortega E, Fita L, Romero R, López L, Ramis C, Sánchez JL. 2007. Numerical simulation and sensitivity study of a severe hailstorm in northeast Spain. *Atmos. Res.* **83**: 225–241, DOI: 10.1016/j.atmosres.2005.08.004.
- García-Ortega E, López L, Sánchez JL. 2011. Atmospheric patterns associated with hailstorm days in the Ebro Valley, Spain. *Atmos. Res.* **100**: 401–427, DOI: 10.1016/j.atmosres.2010.08.023.
- García-Ortega E, Merino A, López L, Sánchez JL. 2012. Role of mesoscale factors at the onset of deep convection on hailstorm days and their relation to the synoptic patterns. *Atmos. Res.* **114–115**: 91–106, DOI: 10.1016/j.atmosres.2012.05.017.
- Gong X, Richman MB. 1995. On the application of cluster analysis to growing season precipitation data in North America east of the Rockies. *J. Clim.* **8**: 897–931, DOI: 10.1175/1520-0442(1995)008<0897:OTAOCA>2.0.CO;2.
- Heidinger H, Yarlequé C, Posadas A, Quiroz R. 2012. TRMM rainfall correction over the Andean Plateau using wavelet multi-resolution analysis. *Int. J. Remote Sens.* **33**(14): 4583–4602, DOI: 10.1080/01431161.2011.652315.
- Houze R. 1993. *Cloud Dynamics*. Academic Press: San Diego, CA; 573.
- IPCC. 2007. Climate Change 2007: synthesis report. In *Contribution of Working Groups I, II and III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, Core Writing Team, Pachauri RK, Reisinger A (eds). IPCC: Geneva, Switzerland; 104.
- IPCC. 2012. Managing the risks of extreme events and disasters to advance climate change adaptation. In *A Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, Field CB, Barros V, Stocker TF, Qin D, Dokken DJ, Ebi KL, Mastrandrea MD, Mach KJ, Plattner G-K, Allen SK, Tignor M, Midgley PM (eds). Cambridge University Press: Cambridge, UK, and New York, NY; 582.
- Kalnay E, Kanamitsu M, Kistler R, Collins W, Deaven D, Gandin L, Iredell M, Saha S, White G, Woollen J. 1996. The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **77**: 437–471, DOI: 10.1175/1520-0477(1996)077<0437:TNYRP>2.0.CO;2.
- Kunz M, Sander J, Kottmeier C. 2009. Recent trends of thunderstorm and hailstorm frequency and their relation to atmospheric characteristics in southwest Germany. *Int. J. Climatol.* **29**: 2283–2297, DOI: 10.1002/joc.1865.
- Labat D. 2005. Recent advances in wavelet analyses: part 1. A review of concepts. *J. Hydrol.* **314**: 275–288, DOI: 10.1016/j.jhydrol.2005.04.003.
- Lau K, Weng H. 1995. Climate signal detection using wavelet transform: how to make a time series sing. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **76**: 2391–2402, DOI: 10.1175/1520-0477(1995)076<2391:CSDUWT>2.0.CO;2.
- Leslie LM, Leplastrier M, Buckley BW. 2008. Estimating future trends in severe hailstorms over the Sydney Basin: a climate modelling study. *Atmos. Res.* **87**: 37–51, DOI: 10.1016/j.atmosres.2007.06.006.
- Li M, Xia J, Chen Z, Meng D, Xu C. 2013. Variation analysis of precipitation during past 286 years in Beijing area, China, using non-parametric test and wavelet analysis. *Hydrol. Processes* **27**: 2934–2943, DOI: 10.1002/hyp.9388.
- López L, Sánchez JL. 2009. Discriminant methods for radar detection of hail. *Atmos. Res.* **93**: 358–368, DOI: 10.1016/j.atmosres.2008.09.028.
- Merino A, García-Ortega E, López L, Sánchez JL, Guerrero-Higueras AM. 2013. Synoptic environment, mesoscale configurations and forecast parameters for hailstorms in Southwestern Europe. *Atmos. Res.* **122**: 183–198, DOI: 10.1016/j.atmosres.2012.10.021.
- Mohr S, Kunz M. 2013. Recent trends and variabilities of convective parameters relevant for hail events in Germany and Europe. *Atmos. Res.* **123**: 211–228, DOI: 10.1016/j.atmosres.2012.05.016.
- Morlet J. 1983. *Sampling theory and wave propagation*. NATO ASI Series FI. Springer: Berlin; 233–261.
- Niall S, Walsh K. 2005. The impact of climate change on hailstorms in Southeastern Australia. *Int. J. Climatol.* **25**: 1933–1952, DOI: 10.1002/joc.1233.
- Partal T. 2012. Wavelet analysis and multi-scale characteristics of the runoff and precipitation series of the Aegean region (Turkey). *Int. J. Climatol.* **32**: 108–120.
- Piani F, Crisci A, De Chiara G, Maracchi G, Meneguzzo F. 2005. Recent trends and climatic perspectives of hailstorms frequency and intensity in Tuscany and Central Italy. *Nat. Hazards Earth Syst. Sci.* **5**: 217–224, DOI: 10.5194/nhess-5-217-2005.
- Saa A, García R, Díaz MC, Burgaz F, Tarquis M. 2011. Analysis of hail damages and temperature series for peninsular Spain. *Nat. Hazards Earth Syst. Sci.* **11**: 3415–3422, DOI: 10.5194/nhess-11-3415-2011.
- Salmi T, Maatta A, Anttila P, Ruoho-Airola T, Amnell T. 2002. Detecting trends of annual values of atmospheric pollutants by the Mann–Kendall test and Sen's slope estimates – the excel template application MAKESENS. Report No. 31, Finnish Meteorological Institute, Helsinki, Finland, 35.
- Sánchez JL, Gil-Robles B, Dessens J, Martin E, Lopez L, Marcos JL, Berthet C, Fernández JT, García-Ortega E. 2009. Characterization of hailstone size spectra in hailpads networks in France, Spain and Argentina. *Atmos. Res.* **93**: 641–654, DOI: 10.1016/j.atmosres.2008.09.033.
- Sánchez JL, López L, García-Ortega E, Gil B. 2013. Nowcasting of kinetic energy of hail precipitation using radar. *Atmos. Res.* **123**: 48–60, DOI: 10.1016/j.atmosres.2012.07.021.
- Sang Y. 2013. A review on the applications of wavelet transform in hydrology time series analysis. *Atmos. Res.* **122**: 8–15, DOI: 10.1016/j.atmosres.2012.11.005.
- Schiesser H. 2003. Hagel. In *Extremereignisse und Klimaänderung. Organe consultatif sur les changements climatiques (OCC)*, Bern, Switzerland, 65–68.
- Sen PK. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *J. Am. Stat. Assoc.* **63**: 1379–1389, DOI: 10.1080/01621459.1968.10480934.
- Smith PL, Waldvogel A. 1989. On determinations of maximum hailstone sizes from hailpad observations. *J. Appl. Meteorol.* **28**: 71–76, DOI: 10.1175/1520-0450(1989)028<0071:ODOMHS>2.0.CO;2.



- Tapiador FJ, Sánchez E. 2008. Changes in the European precipitation climatologies as derived by an ensemble of regional models. *J. Clim.* **21**: 2540–2557.
- Tapiador FJ. 2010. A joint estimate of the precipitation climate signal in Europe using eight regional models and five observational datasets. *J. Clim.* **23**(7): 1719–1738, DOI: 10.1175/2009JCLI2956.1.
- Tapiador FJ, Angelis CF, Viltard N, Cuartero F, de Castro M. 2011. On the suitability of regional climate models for reconstructing climatologies. *Atmos. Res.* **101**: 739–751, DOI: 10.1016/j.atmosres.2011.05.001.
- Torrence C, Compo GP. 1998. A practical guide to wavelet analysis. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **79**: 61–78, DOI: 10.1175/1520-0477(1998)079<0061:APGTWA>2.0.CO;2.
- Tudurí E, Romero R, López L, García E, Sánchez JL, Ramis C. 2003. The 14 July 2001 hailstorm in northeastern Spain: diagnosis of the meteorological situation. *Atmos. Res.* **67–68**: 541–558.
- Wang N, Lu C. 2010. Two-dimensional continuous wavelet analysis and its application to meteorological data. *J. Atmos. Oceanic Tech.* **27**: 652–666, DOI: 10.1175/2009JTECHA1338.1.
- Xie B, Zhang Q, Wang Y. 2008. Trends in hail in China during 1960–2005. *Geophys. Res. Lett.* **35**: L13801.
- Yi H, Shu H. 2012. The improvement of the Morlet wavelet for multi-period analysis of climate data. *C. R. Geosci.* **344**: 483–497, DOI: 10.1016/j.crte.2012.09.007.



## 4.2. Climatic trends in hail precipitation in France: spatial, altitudinal, and temporal variability

**Lucía Hermida**, José Luis Sánchez, Laura López, Claude Berthet, Jean Dessens, Eduardo García-Ortega y Andrés Merino. *Hindawi Publishing Corporation. The Scientific World Journal* **vol. 2013**, Article ID 494971, 10 páginas.

doi:10.1155/2013/494971.



## Research Article

# Climatic Trends in Hail Precipitation in France: Spatial, Altitudinal, and Temporal Variability

Lucía Hermida,<sup>1</sup> José Luis Sánchez,<sup>1</sup> Laura López,<sup>1</sup> Claude Berthet,<sup>2</sup> Jean Dessens,<sup>2</sup> Eduardo García-Ortega,<sup>1</sup> and Andrés Merino<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Group of Atmospheric Physics, IMA, University of León, 24071 León, Spain

<sup>2</sup> Anelfa, 52 rue Alfred Duméril, 31400 Toulouse, France

Correspondence should be addressed to José Luis Sánchez; [jl.sanchez@unileon.es](mailto:jl.sanchez@unileon.es)

Received 7 August 2013; Accepted 11 September 2013

Academic Editors: P. Hadjinicolaou, F. Porcu, and Q. Wang

Copyright © 2013 Lucía Hermida et al. This is an open access article distributed under the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Hail precipitation is characterized by enhanced spatial and temporal variability. Association Nationale d'Etude et de Lutte contre les Fléaux Atmosphériques (ANELFA) installed hailpad networks in the Atlantic and Midi-Pyrénées regions of France. Historical data of hail variables from 1990 to 2010 were used to characterize variability. A total of 443 stations with continuous records were chosen to obtain a first approximation of areas most affected by hail. The Cressman method was selected for this purpose. It was possible to find relationships between spatial distributions of the variables, which are supported by obtained Pearson correlations. Monthly and annual trends were examined using the Mann-Kendall test for each of the total affected hailpads. There were 154 pads with a positive trend; most were located between Tarbes and Saint-Gaudens. We found 177 pads with a negative trend, which were largely south of a pine forest in Landes. The remainder of the study area showed an elevated spatial variability with no pattern, even between relatively close hailpads. A similar pattern was found in Lérida (Spain) and Southeast France. In the entire area, monthly trends were predominantly negative in June, July, and August, whereas May had a positive trend; again, however, there was no spatial pattern. There was a high concentration of hailpads with positive trend near the Pyrenees, probably owing to orographic effects, and if we apply cluster analysis with the Mann-Kendall values, the spatial variability is accentuated for stations at higher altitude.

## 1. Introduction

Hail is considered a natural risk. In Europe, this type of precipitation occurs mainly from May to September, and more commonly in continental areas [1, 2]. Thus, France is one of the European countries most affected by hail, which causes millions of Euros in losses to agriculture and property each year. The greatest risk is in southwestern France [3] and the Southern Alps [2], and it is more frequent during the warm season.

It is in these areas of high hail risk where *Association Nationale d'Etude et de Lutte contre les Fléaux Atmosphériques* (ANELFA) installed an extensive network of hailpads, which it has managed since 1987. These types of networks are usually installed in locations of frequent hail (e.g., [1, 4, 5]), since they provide objective hail measurements at low cost. The characteristics of hail in France have been thoroughly analyzed in prior studies, thanks to the available record length.

Berthet et al. [6] found greater frequency and intensity of hail in the Pyrenean area, which was attributed to proximity of the mountain chains and Ebro Valley in Spain, where frequent mesoscale cyclonic systems develop during summer and cross into France over the Pyrénées [7].

Hailfall is a small-scale phenomenon, normally within a few square kilometers [8, 9]. The strong variability in frequency and distribution of hail is attributed to, among other things, its formation process [1]. This variability can occur on different scales, from as small as hydrometeor size to the mesoscale. Although hailpad networks provide useful information on the characteristics of precipitated hailstones, knowledge of the number of measurement points necessary to adequately characterize hail-affected areas has been a crucial problem in numerous studies. This remains an open question in need of further study. In fact, it is very common to find that data from a hailfall point are considered representative of a much larger area. Therefore, one must bear in mind

that such data are used in climatological studies as well as in the calibration, validation, and verification of models [10, 11].

The hailpad networks of ANELFA have a high density of points, at which one can obtain objective information on hailfall characteristics. These networks provide a huge database of hail events, much larger than that typically accumulated from similar networks. Therefore, through analysis of the network data, we can enhance our knowledge of hailfall, especially concerning factors that may be involved in its variability, and even improve the ability to detect any temporal tendencies.

In this paper, we first analyze the spatial variability of hail precipitation in southwestern France. Then, we investigate climatic variability of the number of hailpads impacted within the ANELFA network and obtain climatic trends. Then, we focus on analyzing the relationship between orography and hail variability. Finally, we obtain tendencies in other nearby areas (Ebro Valley, Spain, and Southeast France).

## 2. Study Area and Dataset

ANELFA has historical records from four hailpad networks. The two networks with the longest records of hail precipitation measurement are the Atlantic and Midi-Pyrénées networks, in southwestern France.

The Atlantic area is nearly flat, with only a few small hills around the vineyards of Bordeaux and in the south. The Pyrénées region is mountainous and is crossed by valleys oriented northward in the central part, and eastward in the eastern half [12]. Elevations reach 3 km in the central chain [6]. The Massif Central partially extends through the regions of Languedoc-Rosellon, Rhône-Alpes, Auvergne, Midi-Pyrénées, and Limousin.

The hailpad is a method of measurement that allows the study of hailfall characteristics. The hailpad material, calibration and analysis procedure have been described [8, 13]. There is historical record data from 1157 hailpads between 1990 and 2010 in France, distributed between two networks: 670 in the Atlantic and 487 in the Midi-Pyrénées areas. Nevertheless, since our objective is to analyze precipitation variability, the hailpad stations in the present database were chosen very carefully. Towards this end, we considered the station history. Many lack complete records for various reasons, one of which is that the station may have been eliminated or changed location. Station measurements may be easily affected by non-climatic factors such as changes in instrumentation, exposure, measurement technique, different observers, or station environment. With this in mind, 443 stations were selected. Within the hailpad networks of the Atlantic and Midi-Pyrénées areas, these stations have long, continuous data records over the 21-year data collection in the experimental campaigns. Therefore, we deal with databases of hailpad stations chosen such that their data are complete and have been unaffected by change over the years. This resulted in a total of 280 hailpads in the Atlantic and 163 in the Midi-Pyrénées. These are mainly in the French departments of Charente, Charente-Maritime, Gironde, and Landes in the Atlantic area and in Haute-Garonne, Ariège, Hautes-Pyrénées, and Tarn in the Midi-Pyrénées area. There are five hailpads near the edge of the departments of Gers and Tarn-et-Garonne, and three

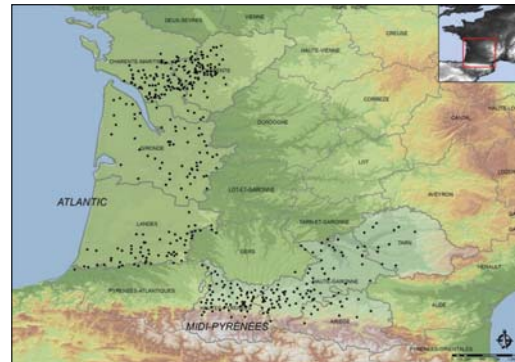


FIGURE 1: Location of the 443 ANELFA hailpad stations in continuous use between 1990 and 2010, used in the study.

pads in the Pyrénées-Atlantiques near the edge of Landes; these were considered part of the study area defined previously. The spatial distribution of the hailpads is dense but very uneven (Figure 1). The number of pads impacted among those with continuous data records during the study period was 2335. Variables obtained from each impacted pad are kinetic energy in  $J/m^2$  ( $E_c$ ), number of impacts/ $m^2$  ( $N$ ), ice mass in  $g/m^2$  ( $M$ ), and maximum diameter in mm ( $D_{max}$ ).

## 3. Spatial Variability of Hailfall

**3.1. Methodology.** Spatial analysis of measured variables for the hailpad networks of France was done using the Cressman method. This approach permits transformation of observational data to regularly spaced grid points [14]. We used a grid with resolution  $0.02^\circ \times 0.025^\circ$ . A grid of values was obtained by the Cressman interpolation for each variable and campaign. From these grids, a grid of average values was constructed for each variable over all 21 campaigns.

Values from the 2335 pads impacted at 386 hailpad stations were used for interpolation of the variables across the study area, since there were no impacts on the remaining hailpads over the study period. With the objective of improved interpretation of the results, we performed correlation analysis between the four variables (listed at the end of Section 2).

**3.2. Results.** Table 1 presents the Pearson correlations for the four variables measured with the hailpads. All correlations were statistically significant at the 0.01 level. Kinetic energy had a correlation coefficient of 0.926 with ice mass, and 0.715 with maximum diameter. These results are consistent since kinetic energy is a function of both measured diameter and ice mass of hailstones. Ice mass had a correlation of 0.701 with number of impacts. The number of impacts and maximum diameter gave the lowest correlation, 0.238.

These correlations are reflected in the geographic distribution of average values of the variables from 1990 to 2010, shown in Figure 2. This figure shows that the central Pyrénées area had averages higher than all other variables,

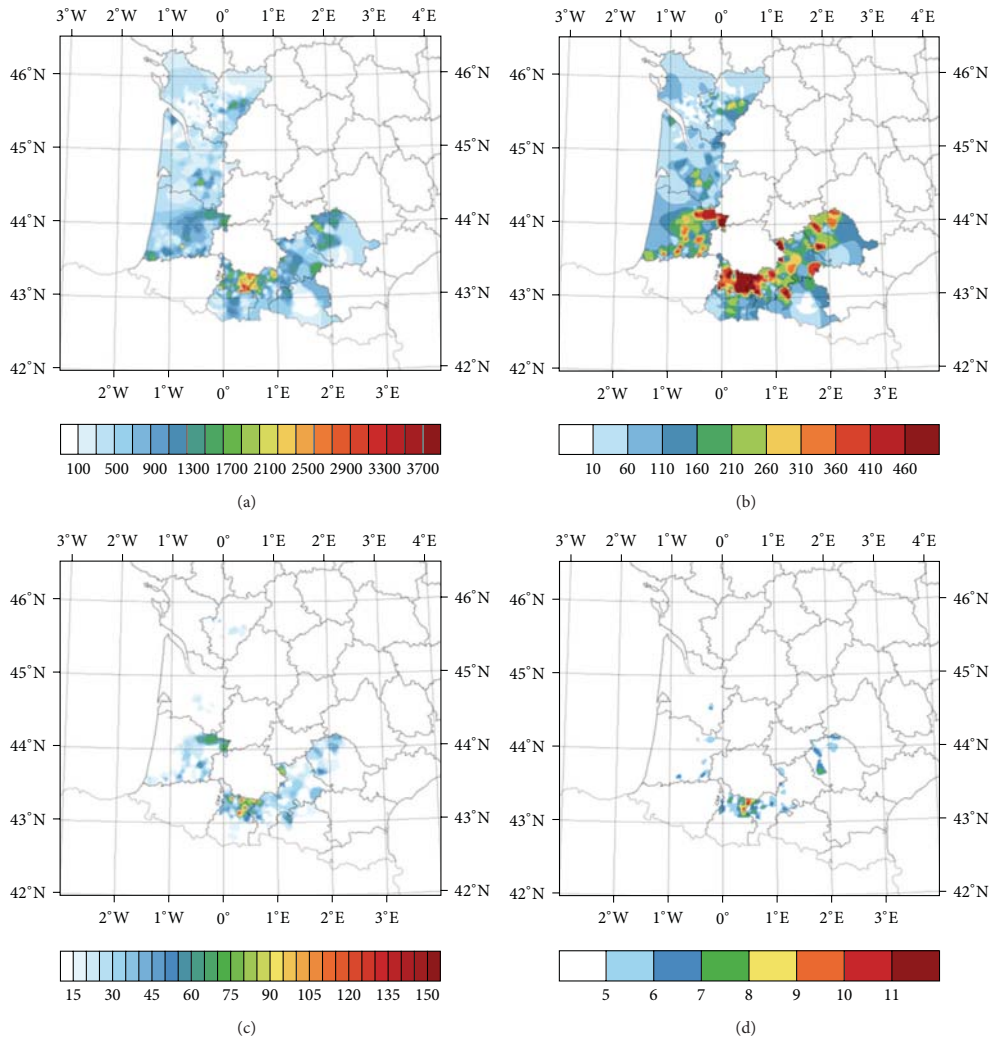


FIGURE 2: Spatial distribution of the average of variables: (a) number of impacts/m<sup>2</sup>, (b) ice mass (g/m<sup>2</sup>), (c) kinetic energy (J/m<sup>2</sup>), and (d) maximum diameter (mm) for the period of study between 1990 and 2010.

TABLE 1: Correlations between hailfall parameters measured. Bold type shows significant correlations at 0.01 level.

	$N$	$M$	$E_c$	$D_{max}$
$N$	1			
$M$	<b>0.701</b>	1		
$E_c$	<b>0.447</b>	<b>0.926</b>	1	
$D_{max}$	<b>0.238</b>	<b>0.646</b>	<b>0.715</b>	1

$N$ : total number of hailstones/m<sup>2</sup>.  
 $M$ : total mass of hailstones, in g/m<sup>2</sup>.  
 $E_c$ : total kinetic energy of hailstones, in J/m<sup>2</sup>.  
 $D_{max}$ : diameter of largest hailstones, in mm.

particularly in the northern Hautes-Pyrénées department. There, we found averages for the study period of more than 2500 impacts/m<sup>2</sup>, ice mass greater than 460 g/m<sup>2</sup>, kinetic energy exceeding 90 J/m<sup>2</sup>, and maximum diameter larger than 8 mm. This area coincides with one of the high hail hazard areas identified by Vinet [2]. In addition, as stated before, Berthet et al. [6] highlighted the Pyrénées area as one with the greatest frequency and intensity of hail, because of its proximity to the mountains and Ebro Valley of Spain.

The concentration of maximum values of the four variables in this area can be attributed to much stronger thermal convection, with heat sources at higher elevations, and

probably to a dynamic effect that generates stronger winds at upper levels downwind of the barrier [12]. These winds are especially strong leeward of convective activity over mountain chains.

We compared the present results with those of earlier works, some of which are cited presently. Vinet [2] also indicated a greater disposition toward hail on the leeward side, where convective activity is increased; however, there are other geographic particularities, such as valleys and forests, which can be influential. Mezher et al. [15] found two large regions in Argentina with maximum hail frequency. One is in the provinces of Mendoza, La Pampa, and Córdoba, in the center and west of that country; the other extends along the meridional coast of Patagonia. In the first region, the maximum appears associated with increased convective activity supported by the mountains, which facilitate uplift of low-level humid air advected from the Atlantic Ocean.

In central Macedonia, Sioutas et al. [1] observed greater hailfall in high-altitude areas close to the lee side of mountains and minimum values at lower elevations near the sea.

Maximum hail frequencies in mountainous areas were also found by Etkin and Brun [16] in central British Columbia and Alberta of Canada, with highest values east of the Rockies. In China, Zhang et al. [17] found high average annual frequencies on the Tibetan Plateau and the Mount Qilian. Cepeda and Rodríguez [18] revealed that hail events in Bogota were spatially distributed, with greater density of occurrence in a north-south strip, parallel and congruent with the eastern mountains. Maximum occurrence density was La Candelaria, which is near those mountains.

Marcelino et al. [19] studied hail events in the neighboring Brazilian state of Santa Catarina. There, they found a maximum regional frequency at São José do Cedro (near the Argentinian border), with a mean annual value of five events, which the authors attributed to regional topography.

Regarding the spatial distribution of maximum diameter, Berthet et al. [6] showed that the number of stones with the largest diameters was between two and three times greater in continental areas than in those under the influence of the sea, likely owing to differences in intensity of convection and condensation nuclei.

In the meridional Atlantic area, hail variable values tended to diminish, with minima in the areas of Charente and Charente-Maritime, in spite of a high density of hailpads (Figure 1). Storms are generally weak in the west of France [2]. The topography there is generally lower and the land flatter. The greatest separation between the freezing level and surface can explain the effect of fusion of hailstones during their fall through warm air, resulting in lower values for the variables.

We found distinct characteristics of hail precipitation between the Atlantic and Midi-Pyrénées areas. Both are influenced by various air masses, as suggested by Berthet et al. [6]. On a small scale, however, there are other factors, such as orography, wind field changes, or differences, in concentration of condensation nuclei that affect hail climatology.

#### 4. Temporal Variability of Hail Precipitation

**4.1. Methodology.** A monthly accumulation of impacted pads was used to obtain series of hail frequency. The data came

from 443 stations that were in continuous use from 1990 to 2010. Locations of the hailpads are shown in Figure 1. Monthly trends of each hailpad were then calculated for May through September.

According to Conrad and Pollak [20], a numerical series representing variations in a climatological aspect can be defined as homogeneous if those variations are caused only by alterations in weather or climate. The non-parametric Kruskal-Wallis test was applied to each hailpad for verifying data series homogeneity. This test has been extensively used for the study of homogeneity in temporal series (e.g., [21, 22]). This test consists of ordering, from smallest to largest, values observed in  $k$  samples. A range is assigned, with 1 to the lowest value, 2 to the second, and so on. If there is a value that is equal in two or more cases, the average is assigned.

For analysis and detection of trends in the data series, linear regression can be used [6, 21, 23, 24]. The main advantage of this method is its simplicity. The main statistical parameter is slope, which indicates average change of a variable with time. Mohr and Kunz [25] applied linear regression to the calculation of trends in time series of hail-relevant convection parameters. To analyze the statistical significance of linear trends, the non-parametric Mann-Kendall test is used. Tabari and Hosseinzadeh Talaei [23] used Student's  $t$ -test with the same objective.

The present analysis of time series was carried out with the aforementioned Mann-Kendall test. This test is often applied in climatic studies to detect trends in data series, statistically determining if values are increasing or decreasing over a period. This test has weak sensitivity to sharp breaks, owing to the inhomogeneity of temporal series [23], and can use missing values. The null hypothesis  $H_0$  indicates nonexistence of a monotonic trend in a variable over time.

This test is calculated by

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k), \quad (1)$$

where  $x_j$  and  $x_k$  represent values of  $x$  in years  $j$  and  $k$ , respectively:

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_k) < 0. \end{cases} \quad (2)$$

If the number of data in the temporal series is greater than or equal to ten, the normal approximation test is applied [26].

The variance of  $S$  is calculated as

$$\text{Var}(S) = \frac{1}{18} \left[ n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^q t_p(t_p-1)(2t_p+5) \right], \quad (3)$$

where  $q$  is the number of tied groups and  $t_p$  is the number of data values in the  $p$ th group.



Thus, the statistic is computed as

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S < 0. \end{cases} \quad (4)$$

The statistic is determined by counting the number of positive and negative signs over the study period. A zero statistic indicates no change in trend over time, and the null hypothesis is accepted.

The *MAKESENS* application from the Finnish Meteorological Institute [26] was used to calculate trends with the Mann-Kendall test, as well as the statistical significance of these trends. The main limitation of that test occurs when there is serial correlation of the data in space and time. The existence of positive serial correlation increases the probability that the test detects a trend when none is present (false positives). This will cause rejection of the null hypothesis when it is valid in reality. A negative serial correlation diminishes the possibility of rejecting the null hypothesis [27]. To verify independence of the temporal series, the serial correlation coefficient  $r_k$  was calculated for a first-order autoregressive process:

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{N-k} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}. \quad (5)$$

The null hypothesis is that there is no correlation between two consecutive observations ( $H_0: r_1 = 0$ ). If  $r_1$  is not significant at 5%, then the Mann-Kendall test is applied to the original series. Otherwise, before applying the test, pre-whitening is done as  $(x_2 - r_1 x_1, x_3 - r_1 x_2, \dots, x_n - r_1 x_{n-1})$  [23]. This method was proposed by von Storch and Navarra [28] for replacing the original temporal series.

#### 4.2. Discussion

**4.2.1. Trends in Frequency of Hail Occurrence.** The trend in hail frequency was calculated for each station, for the time series from 1990 to 2010. The annual series of 346 stations were found homogeneous at significance level 0.05. Homogeneity could not be guaranteed for 40 hail stations, and these were not included in the study. Correlation was eliminated for 19 stations. There was no impact registered on 57 hailpads over the study period.

Annual trends for the number of pads impacted over the entire study area are shown in Figure 3. Significant trends are shown with black arrows.

We found 154 hailpads with a positive trend and 177 with negative trend (Table 2). Only 15 stations did not show any type of trend. About 17% of the stations with negative trend were significant, compared to about 10% with positive trends (Figure 4). There were 25 stations with trends significant at the 0.1 level, 13 with negative trends and 12 with positive ones. There were 20 with trend significant at 0.05, 17 with a negative trend and 3 with positive one. There was one station with a positive trend at significance level 0.01, at Lasserre in the department of Ariège.

TABLE 2: Number of stations with positive and negative annual trends, and without trends.

	Up	Down	No trend
Atlantic	74	112	10
Midi-Pyrénées	80	65	5

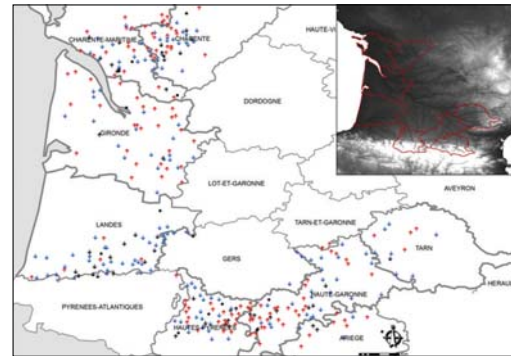


Figure 3: Geographical distribution of hailpads with upward, downward, and no trend from 1990 to 2010. The significant trends are shown in black.

If we consider the trends of hail frequency in both areas separately, as presented in Table 2, we find a predominant negative trend in the Atlantic area. There were 112 hailpads with this trend, compared to 74 with positive trend. In the Midi-Pyrénées area, the trend difference is less, with 80 stations having a positive trend and 65 with negative trend. Pads without any trend in the Atlantic area were twice those in the Midi-Pyrénées area.

In the Atlantic area, there were 23 hailpads with a significant negative trend, with 12 at significance levels 0.05 and 11 at 0.1 (Figure 4). In contrast, in the Midi-Pyrénées area, there were a greater number of stations (12) with significant positive trend, among which was Lasserre.

The hailpads with negative trend in the Atlantic area concentrated south of the large pine forest in Landes. In the Midi-Pyrénées, the stations with positive trends congregated between Tarbes and Saint-Gaudens. This area, with a greater number of stations with positive trends, is where values were higher for the four variables studied with the hailpads. The remaining stations had increased variability in spatial distribution of pads with positive and negative trends, indicating no apparent pattern.

The data reveal some opposite trends, even for relatively close hailpads (separated by only a few kilometers). This reflects that hailfall is a small-scale phenomenon, characterized by strong spatial and temporal variability.

It is essential to consider this small spatial scale of hailfall. Taking this into account with orography and other factors important to hail, such as updrafts facilitating particle

TABLE 3: Number of stations with positive, negative, and no trends, along with number of stations without impacts (1990–2010). In parentheses are numbers of stations with significant trend.

	Up	Down	No trend	Zero impacts
May	151 (12)	136 (7)	17	82
June	79	110 (3)	4	193
July	94 (2)	113 (3)	16	163
August	44	120 (6)	15	207
September	60	59 (1)	0	267

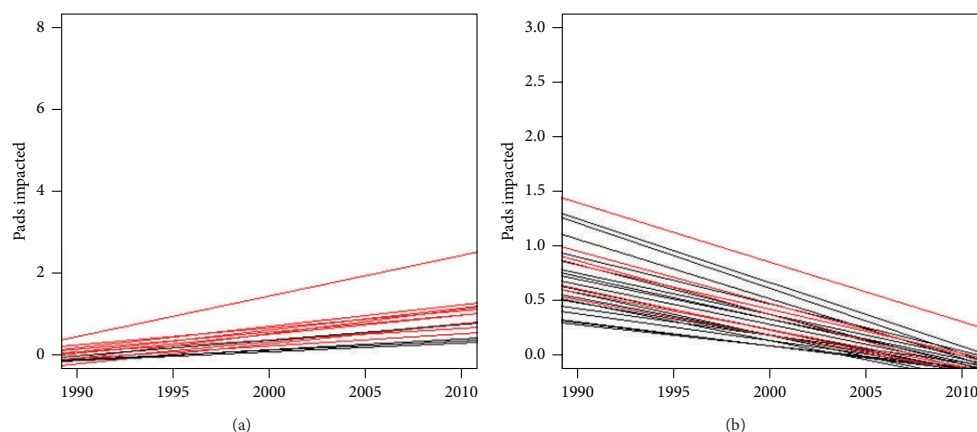


FIGURE 4: Linear trends of hailpad stations with significant trends. (a), upward trends; (b), downward trends. In black, trends of the Atlantic area; in red, trends of the Midi-Pyrénées area.

growth, freezing levels, or frozen nuclei concentration, it seems obvious that their influences can also be minimized by increasing the quantity of hailpads in certain areas.

One should also point out the influence of the predominance of certain air masses in the area. The Atlantic region is strongly affected by maritime conditions, while the Midi-Pyrénées region has continental and mountainous influences [3].

The variability of spatial distribution of climatic trends in hail frequency makes it difficult to interpolate a trend at regional scale by considering only statistically significant hailpad stations. This is because although there may be pads with significant trends at nearby stations during the same period, very small-scale factors can have strong influence [21]. Regional-scale studies in North America have indicated that long-term frequencies greatly varied over short distances, even in flat areas such as Illinois [9]. Giaiotti et al. [4] illustrated the heterogeneity of spatial frequency, even between relatively close areas on the plain of Friuli Venezia Giulia.

**4.2.2. Monthly Trends.** Table 3 gives results of the Mann-Kendall test for the monthly series of hail occurrence frequency. In general, the monthly number of pads impacted had a decreasing trend, with greater magnitude in August, followed by June and July. The trends in May were predominantly positive, although there were only 15 stations more than those with negative trend. May also had the smallest number of

stations with zero impacts over the 21 experimental campaigns. Dessens and Fraile [29] found that the total number of impacts in both areas was greater in this month, because of lower altitudes of the 0°C level.

In contrast, 267 stations were unaffected by hail in September, and in this month all hailpad stations showed some type of trend. Of the stations with positive trend in May, 79.5% showed statistical significance of 0.1, 0.05, or 0.01. In June, July, and August, a negative trend was dominant (especially in August), with 120 hailpads. There were 44 pads with positive trend, and 207 showed no impacts. In June, August, and September, none of the positive trends were significant, but 10 stations had a significant negative trend. Of the few stations impacted in September (about 119), trends were divided almost evenly, with positive trends at 60 stations and negative at 59.

The trend was predominantly negative in both areas (Table 5). In the Atlantic area (Table 5), the number of stations with such a trend was always greater from June to August, from 45 to 74, and 59 in July. On the contrary, the greater quantity of stations with positive trend was in May, followed by July. The minimum was in August, followed by September. In the Midi-Pyrénées area (Table 5), the negative trend diminished with the progression of summer, from 65 stations in June to 46 in August. May and July again had the greatest number of stations with positive trend, with the least number in August. The stations with positive

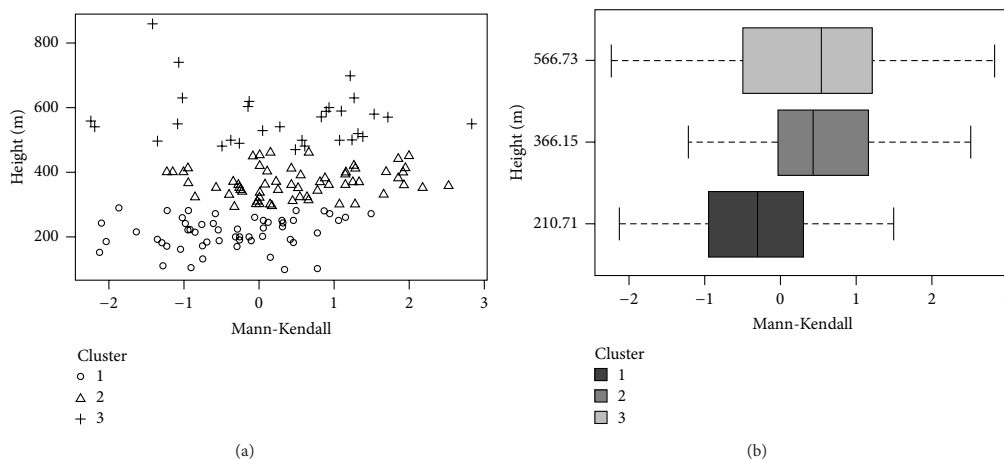


FIGURE 5: (a) Graphic representation of the Mann-Kendall test values for each one of the altitudes at which the hailpads are installed. (b) Boxplot of the three cluster resultants from the *k*-means cluster analysis. We can see the minimum and maximum values, the median and the first and third quartile for each cluster.

trend followed the same temporal pattern in both areas. The negative trends in June, July, and August showed completely opposite behavior.

The data appear to indicate a general trend toward hail occurrence early in the campaigns. This finding can be contextualized within the framework of global warming, especially with the increase of minimum temperatures. In May, there was an observed increase of 1.4°C in minimum temperature (although not significant) at Toulouse and Bordeaux stations, representing the Midi-Pyrénées and Atlantic areas, respectively [6].

Positive and negative monthly trends did not show any spatial pattern (data not shown).

### 5. Altitudinal Variability of Precipitation

The spatial distribution of the hailpads is shown by Figure 1, in which we see two areas of greater density. One is in the Atlantic area, which includes the Charente, Charente-Maritime, and Gironde stations, and the other is in the Midi-Pyrénées area, which includes Ariège, Hautes-Pyrénées, Haute-Garonne, and Tarn. These areas have hailpad networks with greater density of stations. This facilitates more detailed hail-fall study, since there is a greater probability of recording hail-fall events (not just large ones). Dessens and Fraile [29] pointed this out and recognized Cognac, Mont-de-Marsan, and Toulouse as areas with greater densities that would allow such detailed study.

In the Midi-Pyrénées area, the concentration of hailpads with positive trend increased with proximity to the Pyrénées. This could be related to an increase in altitude, because precipitation often increases with altitude because of orographic effects. S. A. Changnon and D. Changnon [30] studied the number of days with hail in the United States using a database

TABLE 4: Number of stations with positive, negative, and no trends, for number of pads impacted from 1990 to 2010 in the areas with greatest density in Atlantic and Midi-Pyrénées areas.

	Up	Down	No trend
Atlantic	68	64	8
Midi-Pyrénées	78	64	5

of 100 years. He revealed positive trends in a large part of the plains from Texas to North Dakota, including the central Rocky Mountains, and the coastal southeast area. In Northern Greece, strong hail variability over short distances and correlation with the topography has been noted. This was because maximum hail occurrence was at high altitudes near the leeward sides of mountain barriers, as mentioned previously [1]. On the plain of Friuli Venezia Giulia, Giaiotti et al. [4] found three areas of greater hail frequency, which was explained by interactions between cold fronts and the complex orography.

We made a first approximation with the representation of Mann-Kendall values (Table 4) for altitude corresponding to hailpad locations (Figure 5(a)). To determine variability with orography, a *k*-means cluster analysis was applied to values of the Mann-Kendall test and altitude, obtaining three clusters (Figure 5(b)). The third cluster includes hailpads at the highest altitudes, closer to mountains, with an ample range of values for the Mann-Kendall test. These values are both positive and negative. This cluster shows the greatest variance for both parameters (Table 6). The first cluster contains hailpads in the flattest departments, furthest from the Pyrénées, with trend values that are equally positive and negative. This cluster gives the smallest variance for the Mann-Kendall statistic (0.74), detecting a slight predominance of negative values. This predominance can be related to

TABLE 5: Number of stations with positive and negative monthly trends from 1990 to 2010, in Atlantic and Midi-Pyrénées areas.

	Atlantic		Midi-Pyrénées	
	Up	Down	Up	Down
May	83	76	68	60
June	38	45	41	65
July	44	59	50	54
August	11	74	33	46
September	20	28	40	31
	<b>196</b>	<b>282</b>	<b>232</b>	<b>256</b>

TABLE 6: Values from *k*-means cluster analysis for values of Mann-Kendall test, for annual series of number of hailpads impacted from 1990–2010, and altitude (m) of these pads.

Cluster	Parameter	<i>n</i>	Minimum	Maximum	Average	Variance
1	Mann-Kendall	56	-2.13	1.50	-0.38	0.74
	Height (m)		96	290	210,71	2607.15
2	Mann-Kendall	61	-1.24	2.53	0.5071	0.83
	Height (m)		291	460	366.15	2085.06
3	Mann-Kendall	30	-2.25	2.84	0.2480	1.49
	Height (m)		470	860	566.73	7249.44

an increase of temperature. At the Pic du Midi observatory, mean annual temperature increased by 0.83°C from 1882 to 1970, while the minimum temperature increased by 2.11°C [24]. These changes increase the probability of hail melt before reaching the ground and thereby fewer impacts on the hailpads. This effect is more important for small hailstones [31].

The final cluster includes hailpads at altitudes intermediate to those of the other clusters. This cluster also showed positive and negative trends, but more positive ones.

In summary, the cluster analysis shows that spatial variability of the climatic trends is greater at higher-altitude stations. Consequently, to obtain representative values, it would be necessary to have a greater density of hailpads in these areas. Tapiador et al. [32] found similar results in an analysis of rain. He observed that differences of precipitation at kilometer scale were considerable, and they increased in mountainous areas because of the orographic influence.

## 6. Spatial Variability of Hail Precipitation in Other Study Areas

The aforementioned results show that spatial variability of hail trends in France is extremely high. We wished to know if this variability is also high in other areas. To do so, we analyzed the Mediterranean area of southeast France and the province of Lérida in Spain. The southeast area of France corresponds with the departments of Gard, Vaucluse, Bouches du Rhône, and Drôme.

In Lérida, data were taken from 174 hailpads that were in use throughout all campaigns; among these, three did not register any impact. For southeast France, there were 97 pads, 36 of which showed no impact over a 10-year study period. We did trend analysis of corresponding annual series in both areas, following the previously mentioned methodology.

TABLE 7: Number of stations with positive, negative, and no annual trends, for number of pads impacted from 2001 to 2010 in Southeast France and Lérida (Spain).

	Up	Down	No trend
Southeast (France)	23	36	2
Lérida (Spain)	90	55	19

In Figure 6, trends of hail frequency are shown for 2001–2010 in the French area and 2000–2011 in Spain.

The results from Southeast France show 23 hailpads with positive trend and 36 with a negative one (Table 7). In Lérida, there was a predominant positive trend, with 90 hailpads, versus 55 with a negative trend. Four of the stations with negative trend were statistically significant at 0.1; 9.9% of stations with positive trend were statistically significant, six at significance level 0.1, and the rest is at 0.05. In Southeast France, only one station had a significant trend at 0.1. Among stations with negative trend, three had significance level 0.1 and one had 0.05. There was again no geographic pattern discernible, which again highlights the aforementioned spatial variability.

## 7. Conclusions

In France, the spatial variability of hail climatic trends obtained from individual hailpads was extremely high. Similar results were found in Lérida (Spain) and Southeast France. Consequently, it was impossible to interpolate hail trends within the study areas. Accordingly, climatic studies should not use values interpolated from point data trends when validating or calibrating models, since those values are only representative of trends obtained from specific values. Moreover, when studying spatial variability, it is necessary to

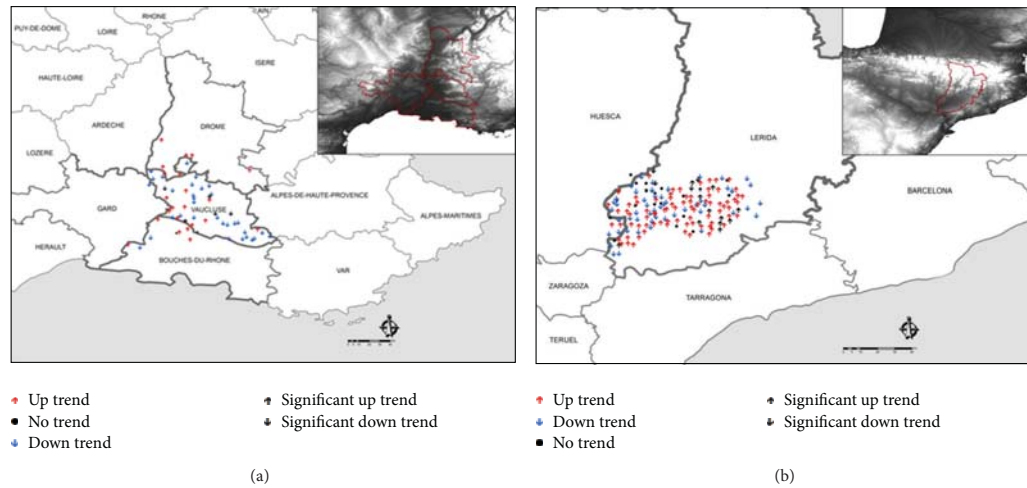


FIGURE 6: Geographical distribution of hailpads with upward, downward, and no trends, for the number of pads impacted from 2001 to 2010 in the Southeast of France (a), and from 2000 to 2011 in Lérida (Spain) (b).

consider mesoscale factors, since they help explain the estimated trends. Even over a small area, there are opposite trends. This is possibly linked to storm paths, which cause hail on certain hailpads but not on nearby pads. This hypothesis could be tested in future study in greater depth. We found even greater variability with altitude. The variability of climatic trends in the number of pads impacted varies with altitude. The spatial variability of precipitation increases in areas at higher elevation. These results should be considered when designing networks or validating models. The Atlantic and Midi-Pyrénées areas showed different hail precipitation characteristics. The area between Tarbes and Saint-Gaudens had high average values of the variables. The study areas indicated opposite temporal variabilities during June, July, and August. May had the most hailpad impacts and a predominance of upward trends.

### Acknowledgments

This study was supported by the following Grants: GRANIMETRO (CGL2010-15930) and MICROMETEO (IPT-310000-2010-22). The authors would like to thank the regional government of Castilla-León for its financial support through Project LE220A11-2.

### References

- [1] M. Sioutas, T. Meaden, and J. D. C. Webb, "Hail frequency, distribution and intensity in Northern Greece," *Atmospheric Research*, vol. 93, no. 1-3, pp. 526-533, 2009.
- [2] F. Vinet, "Climatology of hail in France," *Atmospheric Research*, vol. 56, no. 1-4, pp. 309-323, 2000.
- [3] C. Berthet, E. Wesolek, J. Dessens, and J. L. Sánchez, "Extreme hail day climatology in Southwestern France," *Atmospheric Research*, vol. 123, pp. 139-150, 2012.
- [4] D. Giaiotti, S. Nordio, and F. Stel, "The climatology of hail in the plain of Friuli Venezia Giulia," *Atmospheric Research*, vol. 67-68, pp. 247-259, 2003.
- [5] E. Eccel, P. Cau, K. Riemann-Campe, and F. Biasioli, "Quantitative hail monitoring in an alpine area: 35-year climatology and links with atmospheric variables," *International Journal of Climatology*, vol. 32, no. 4, pp. 503-517, 2012.
- [6] C. Berthet, J. Dessens, and J. L. Sánchez, "Regional and yearly variations of hail frequency and intensity in France," *Atmospheric Research*, vol. 100, no. 4, pp. 391-400, 2011.
- [7] E. García-Ortega, L. Fita, R. Romero, L. López, C. Ramis, and J. L. Sánchez, "Numerical simulation and sensitivity study of a severe hailstorm in northeast Spain," *Atmospheric Research*, vol. 83, no. 2-4, pp. 225-241, 2007.
- [8] J. L. Sánchez, B. Gil-Robles, J. Dessens et al., "Characterization of hailstone size spectra in hailpad networks in France, Spain, and Argentina," *Atmospheric Research*, vol. 93, no. 1-3, pp. 641-654, 2009.
- [9] S. A. Changnon Jr., "The scales of hail," *Journal of Applied Meteorology*, vol. 16, no. 6, pp. 626-648, 1977.
- [10] J. L. Sánchez, L. López, E. García-Ortega, and B. Gil, "Nowcasting of kinetic energy of hail precipitation using radar," *Atmospheric Research*, vol. 123, pp. 48-60, 2012.
- [11] E. García-Ortega, A. Merino, L. López, and J. L. Sánchez, "Role of mesoscale factors at the onset of deep convection on hailstorm days and their relation to the synoptic patterns," *Atmospheric Research*, vol. 115, pp. 91-106, 2012.
- [12] J. Dessens, "Hail in southwestern France. I: hailfall characteristics and hailstorm environment," *Journal of Climate & Applied Meteorology*, vol. 25, no. 1, pp. 35-47, 1986.
- [13] J. Dessens, R. Fraile, V. Pont, and J. L. Sánchez, "Day-of-the-week variability of hail in Southwestern France," *Atmospheric Research*, vol. 59-60, pp. 63-76, 2001.
- [14] G. P. Cressman, "An operational objective analysis system," *Monthly Weather Review*, vol. 87, pp. 367-374, 1959.

- [15] R. N. Mezher, M. Doyle, and V. Barros, "Climatology of hail in Argentina," *Atmospheric Research*, vol. 114-115, pp. 70–82, 2012.
- [16] D. Etkin and S. E. Brun, "A note on Canada's hail climatology: 1977–1993," *International Journal of Climatology*, vol. 19, pp. 1357–1373, 1999.
- [17] C. Zhang, Q. Zhang, and Y. Wang, "Climatology of hail in China: 1961–2005," *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, vol. 47, no. 3, pp. 795–804, 2008.
- [18] E. R. Cepeda and E. A. Rodríguez, "IX Congreso Colombiano de Meteorología," Caracterización general de eventos de granizada ocurridos sobre Bogotá (1939–2008).
- [19] I. Marcelino, M. Mendonca, and F. Rudorff, "Ocorrências de granizo no estado de Santa Catarina," in *I Simposio Brasileiro de Desastres Naturais*, pp. 795–805, GEDN/UFSC, Florianópolis, Brazil, 2004, (in Portuguese).
- [20] V. Conrad and L. D. Pollak, *Methods in Climatology*, Harvard University Press, Cambridge, Mass, USA, 1962.
- [21] V. Mosmann, A. Castro, R. Fraile, J. Dessens, and J. L. Sánchez, "Detection of statistically significant trends in the summer precipitation of mainland Spain," *Atmospheric Research*, vol. 70, no. 1, pp. 43–53, 2004.
- [22] S. del Río, L. Herrero, C. Pinto-Gomes, and A. Penas, "Spatial analysis of mean temperature trends in Spain over the period 1961–2006," *Global and Planetary Change*, vol. 78, no. 1-2, pp. 65–75, 2011.
- [23] H. Tabari and P. Hosseinzadeh Talaei, "Analysis of trends in temperature data in arid and semi-arid regions of Iran," *Global and Planetary Change*, vol. 79, no. 1-2, pp. 1–10, 2011.
- [24] A. Bücher and J. Dessens, "Secular trend of surface temperature at an elevated observatory in the Pyrenees," *Journal of Climate*, vol. 4, pp. 859–868, 1991.
- [25] S. Mohr and M. Kunz, "Recent trends and variabilities of convective parameters relevant for hail events in Germany and Europe," *Atmospheric Research*, vol. 123, pp. 211–228, 2012.
- [26] T. Salmi, A. Maatta, P. Anttila, T. Ruoho-Airola, and T. Amnell, "Detecting trends of annual values of atmospheric pollutants by the Mann-Kendall test and sen's slope estimates—the excel template application MAKESENS," Finnish Meteorological Institute Report No. 31, Helsinki, Finland, 2002.
- [27] S. Yue and C. Wang, "The Mann-Kendall test modified by effective sample size to detect trend in serially correlated hydrological series," *Water Resources Management*, vol. 18, no. 3, pp. 201–218, 2004.
- [28] H. von Storch and A. Navarra, *Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques*, vol. 334, Springer, New York, NY, USA, 1993.
- [29] J. Dessens and R. Fraile, "Hailstone size distributions in southwestern France," *Atmospheric Research*, vol. 33, no. 1-4, pp. 57–73, 1994.
- [30] S. A. Changnon and D. Changnon, "Long-term fluctuations in hail incidences in the United States," *Journal of Climate*, vol. 13, pp. 658–664, 2000.
- [31] P. S. Pruppacher and J. D. Klett, *Microphysics of Clouds and Precipitation*, Kluwer Academic, Dordrecht, The Netherlands, 1997.
- [32] F. J. Tapiador, F. J. Turk, W. Petersen et al., "Global precipitation measurement: methods, datasets and applications," *Atmospheric Research*, vol. 104-105, pp. 70–97, 2012.

### 4.3. Hailfall in southwest France: relationship with precipitation, trends and wavelet analysis

**Lucía Hermida**, Laura López, Andrés Merino, Claude Berthet, Eduardo García-Ortega, José Luis Sánchez, Jean Dessens. *Atmospheric Research* **2015**, vol. 156, 174-188. doi.org/10.1016/j.atmosres.2015.01.005.







## Hailfall in southwest France: Relationship with precipitation, trends and wavelet analysis



Lucía Hermida<sup>a,\*</sup>, Laura López<sup>a</sup>, Andrés Merino<sup>a</sup>, Claude Berthet<sup>b</sup>, Eduardo García-Ortega<sup>a</sup>, José Luis Sánchez<sup>a</sup>, Jean Dessens<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Atmospheric Physics Group, IMA, University of León, 24071 León, Spain

<sup>b</sup> Anelfa, 52 rue Alfred Duméril, 31400 Toulouse, France

### ARTICLE INFO

#### Article history:

Received 5 September 2014

Received in revised form 9 January 2015

Accepted 10 January 2015

Available online 19 January 2015

#### Keywords:

Hail

Wavelet

Precipitation

Cluster

Trend

NAO

### ABSTRACT

Precipitation in southwestern France was analyzed. Monthly rainfall data from the Global Precipitation Climatology Centre (GPCC) were used to obtain three clusters of average precipitation from May through September for the period 1901–2010. We attempt to understand the role of hailfalls in total precipitation using three different variables related to hail, the number of hail days, hail frequency, and intensity. We examine trends via the Mann–Kendall test and periodicities by wavelet analysis. The results show cluster classification of precipitation to be somewhat consistent with hailpad networks in the study area. In the Pyrenees, there was a non-significant negative trend of precipitation and a substantial increase of hail days and intensity of hail, which were close to the limit of significance. Finally, a wavelet coherence analysis shows a strong influence of the North Atlantic Oscillation (NAO) in the Atlantic region.

© 2015 Elsevier B.V. All rights reserved.

### 1. Introduction

France is one of the European countries most affected by hail, especially during the warm season in its southwest, where crop and property damage are frequent (Berthet et al., 2013). Vinet (2001) delimited other areas of high risk in the country. Since 1987, the ANELFA (*Association National d'Etude et de Lutte contre les Fléaux Atmosphériques*) has managed a series of hailpad networks with volunteers that facilitate objective measurements of hail variables at reduced cost. The material, calibration, and analysis procedures for hailpad data have been described in detail in previous works (Dessens and Fraile, 1994; Dessens et al., 2001; Sánchez et al., 2009). In southwest France, two different types of hail can be distinguished, those of maritime and of interior regions. These types depend on convective intensity and the concentration of ice nuclei (Berthet et al., 2011). The

distribution of hail amount is bimodal, with maximum in May and July. These authors stated that the reason for this could be that spring storms develop more often within tropical air masses from Spain, which have high latent heat content, whereas in summer, storms are more frequently associated with cold fronts from the Atlantic.

The greatest damage from hail occurs within a few days of the warm season (Berthet et al., 2013) and in only one or a few hailstorms (Dessens, 1986). Furthermore, a strong spatial variability of hail precipitation greatly complicates its characterization and study. In southwest France, Hermida et al. (2013) found opposite trends in nearby hailpads with respect to the number of impacted pads. This variability was even greater in areas of higher and more complex terrain, such as the Pyrenees.

Hail occurs in very small temporal and spatial ranges and has variability on different scales, further hampering its investigation. At mesoscale, for example, the wind field or topography is involved. At synoptic scale, ice nuclei concentrations or temperatures are influential factors, among others (Dessens et al., 2001). At larger scales, phenomena such as the El Niño

\* Corresponding author. Tel.: +34 987 293133.  
E-mail address: [gluch@unileon.es](mailto:gluch@unileon.es) (L. Hermida).

Southern Oscillation (ENSO), North Atlantic Oscillation (NAO), or climate change may also be influential (Kirov and Georgieva, 2002). The NAO is the main source of variability in atmospheric circulation of the Northern Hemisphere (Huang et al., 1998). Its impact is especially important in the climate of western Europe (Appenzeller et al., 2000). Although the NAO is stronger in winter, when it explains more than a third of total variance in surface pressure fields of the North Atlantic (Hurrell and van Loon, 1997), it is present throughout the year. Folland et al. (2009) analyzed the high summer NAO and found that it explained up to 28% of mean variance in July and August. Bladé et al. (2012) observed that NAO nodes in summer extend southwest to northeast, with more meridional advection over northern Europe. Atmospheric variability at longer time scale may influence processes with shorter time scales (Feldstein, 2007). All this poses a challenge when designing data observation networks.

Another aspect to consider during data acquisition and processing is the strong heterogeneity in different parts of the world. Consequently, there is an important limitation regarding the availability of long and homogeneous hail data series. Hailpads have been used in various regions worldwide (e.g., Sánchez et al., 2009: Spain and Argentina; Sioutas et al., 2009: Greece; Eccel et al., 2012: Italy; Počakal, 2011: Croatia). Hailpad networks in France have been in continuous operation longer than in any other country. In addition, the number of hailpads in these networks has remained fairly constant over time. The IPCC (2007) has described possible changes in the frequency and intensity of extreme weather events. However, there is low confidence in observed trends of small-scale phenomena, owing to a lack of data homogeneity and deficiencies in monitoring systems (IPCC, 2012). For this reason, the study of precipitation in southwest France and its correlation with hailstorms can improve the knowledge of these, in terms of characterization and prediction. As with convection, the study of heavy precipitation from storms can be addressed by outlining the factors involved (Doswell et al., 1996). Further, the connection between mesoscale factors and synoptic scale processes cannot be overlooked. In mountainous terrain, it is important to consider elevation when estimating precipitation (Hevesi et al., 1992), since it favors precipitation (Barry, 1992) by driving orographic lifting of air masses. This produces convective cells upwind of the mountains (Nuissier et al., 2011). Dessens and Bücher (1997) studied precipitation in the Central Pyrenees between 1882 and 1922. They found that between May and November, the amount of precipitation at Pic du Midi and the valleys was nearly identical, which indicates that rain is mainly produced by storms that develop over the Pyrenees and later extend across the plains. Trapero et al. (2013) studied two episodes of intense precipitation in the eastern Pyrenees. They highlighted the importance of the moisture flow generated at mesoscale and its interaction with the topography, as well as the detection of sources of moisture and its transport. The influence of topography on convection and hail formation has also been examined in other parts of the world (Etkin and Brun, 1999; García-Ortega et al., 2007; Mezher et al., 2012; Sioutas et al., 2009; Vinet, 2001; Zhang et al., 2008). Quasi-stationary mesoscale convective systems often lead to intense deep convection, thereby producing heavy precipitation events (Nuissier et al., 2011). Even more when they are associated with certain mesoscale factors (Doswell

et al., 1996). Nuissier et al. (2008) studied three heavy precipitation events in southern France, demonstrating the importance of synoptic factors at upper levels. These include a deep cyclonic upper-level circulation that generates a strong diffluent flow over the Mediterranean Sea and a block over south-central Europe, slowing the evolution of synoptic conditions. Such synoptic patterns are generally associated with intense south to southeasterly low-level jets that favor strong low-level moisture transport toward areas of flooding. Sotillo et al. (2003) described the important role of the Pyrenees in the distribution of precipitation, and established three regimes that lead to increased precipitation in these mountains: flow from the Atlantic that generates west through southwest winds over the entire Iberian Peninsula, low pressure over the Iberian Peninsula and lows over the Gulf of Lion.

Trends in certain atmospheric variables can influence synoptic patterns. García-Ortega et al. (2014) found positive trends in temperature and geopotential height, favoring southerly flow and increased advection of warm, moist air from the Mediterranean, which in turn enhances the development of convection in northeastern Spain. López-Moreno et al. (2008) analyzed regional time series, discovering a significant negative trend of precipitation in the southern Pyrenees during February, March and June. Annual precipitation exhibited a negative trend that was not significant.

Analyses of periodicities facilitate the study of variability in time series of different variables. Changnon (1999) found that only a few years had numerous days of hail or crop loss; in most years, these did not occur. Prieto et al. (1999) studied periodicities of the number of hail days in Mendoza, Argentina, obtaining interannual periods of approximately 4 and 8 years, interdecadal periods of 22 years, and after eliminating the trend, a longer period of 35 years. Prieto et al. (2001) repeated their study in the same area, but focusing on the intensity of hail events. They found interannual oscillations between 4 and 5 years, and 9 years. They also found decadal oscillations of 20 years and, after removing the trend, 72 years. For all Argentina, Mezher et al. (2012) found areas of interdecadal variability.

The objective of the present paper is to characterize precipitation in southwestern France during 1901–2010, and to establish a relationship between hail variables and total precipitation between 1989 and 2010.

Three variables are used to study hail, frequency, intensity, and number of hail days. For these variables, the task is carried out by examining trends using the Mann Kendall test and periodicities from wavelet analysis. In addition, we analyzed correlation between total precipitation and precipitation as hail, as well as their relationship with the NAO.

## 2. Study area and database

The study area in southwestern France is at mid-latitudes in Europe, and is subject to frequent hailstorms every year during the warm season. The area is bounded on the west by the Atlantic Ocean and the east by the Mediterranean Sea. With maximum elevations around 3000 masl, the Pyrenees on the south dominates the regional relief. The Atlantic portion may be described as generally flat with few mountains, and has important wine production areas in Bordeaux. Another

176

L. Hermida et al. / Atmospheric Research 156 (2015) 174–188

important area is the Landes pine forest, with a generally oceanic climate, high humidity, and low precipitation in July and August (Dessens, 1986). The Central Massif extends through the regions of Languedoc–Rosellon, Rhône–Alpes, Auvergne, Midi–Pyrenees and Limousin. The central belt of southwestern France is also characterized by an oceanic climate; however, it is affected by proximity of the Mediterranean and Pyrenees (Dessens, 1986). Valleys of the central Pyrenees are predominantly oriented northward, but eastward as they approach the Mediterranean. In this latter area, July and August are characterized by drought, although low pressure systems from the Atlantic remain active (Dessens, 1986).

### 2.1. Precipitation database

Precipitation data were obtained from the Global Precipitation Climatology Centre (GPCC). This database contains monthly precipitation data from various sources. It is possible to detect errors in metadata from stations for quality control (Schneider et al., 2014). In the first half of the 20th century, however, stations were few in number; therefore, we confirmed the homogeneity of the dataset prior to use. This database has been used in several studies (e.g., Döll, 2009; Gerten et al., 2008; Krakauer and Fekete, 2014). Monthly precipitation values were taken from the GPCC Land Surface Full Data Product V.6 (GPCC\_FD), with spatial coverage  $0.5^\circ$  (Schneider et al., 2011). The data were restricted to the study area, with monthly average values calculated between May and September from

1901 to 2010. A total of 32 points were obtained, corresponding to an average grid cell of  $0.5^\circ \times 0.5^\circ$  (Fig. 1).

### 2.2. Hailpad database

In southwestern France, there are two hailpad networks managed by ANELFA. In the Atlantic area, the departments of Charente–Maritime, Charente, Dordogne, Gironde, Landes and Pyrenees–Atlantiques are included. In the Midi–Pyrenees, the regions of Tarn, Haute–Garonne, Ariège, Gers and Hautes–Pyrenees are covered (Fig. 1). As shown in previous studies these two areas present clear differences in hail precipitation features (e.g., Berthet et al., 2011, 2013; Dessens et al., 2001).

We used data from the ANELFA hailpad networks between May and September for 1989–2010. The database has data of 1135 hailpads: 676 were in the Atlantic region and 459 in the Pyrenees (Fig. 1). Among these, there were a total 3661 hailpad impacts recorded, 1510 in the Atlantic region and 2151 in the Pyrenees.

Variables used in our analysis were:

- Hail days per year; a hail day is one in which at least one hailpad is impacted.
- Annual hail frequency: the number of hailpads impacted each year, divided by the number of hailpads in operation during that year in the two regions defined above.
- Average annual hail intensity, calculated as the sum of the total annual kinetic energy divided by the number of hailpads impacted each year.

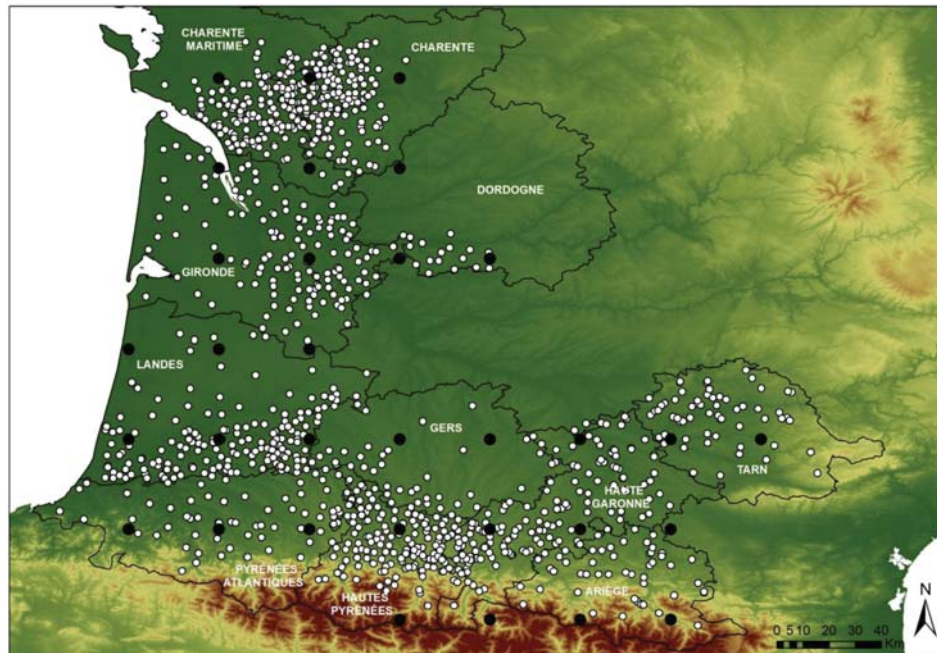


Fig. 1. Study area in southwestern France. White dots show the locations of hailpads managed by ANELFA. Black dots show the locations of average points of precipitation data from GPCC.

### 2.3. NAO database

To study the relationship of precipitation and hail with the NAO, we obtained an annual data series from 1989 to 2010. Variation in the spatial pattern of nodes determines that NAO index, defined as the difference in normalized pressure at sea level between two stations, near the Azores and south of Iceland (Wanner et al., 2001), is inadequate for capturing such variation. During summer, the NAO has a smaller spatial extent. It is more zonal, has shifted northeast, and is meridionally restricted (Feldstein, 2007). To obtain better representation of the NAO, we chose to use values of NAO index based on the principal component analysis on sea level pressure (PC-SLP) time series (Hurrell et al., 2003). This ensures that any possible influence of the NAO spatial pattern on the variables analyzed is captured.

## 3. Methodology

### 3.1. Cluster analysis

Cluster analysis (CA) was performed with 32-point average precipitation to classify them into areas of precipitation in southwestern France. We obtained average time series from May through September for 1901–2010. Years were used as variables and average points as cases. The non-hierarchical  $k$ -means method (MacQueen, 1967) was used and Euclidean distance was taken as the similarity index. The choice of the appropriate number of clusters was somewhat subjective. However, graphical representation of the within-groups sum of squares helps detect the point at which the decrease of Euclidean distance is no longer significant.

### 3.2. Trend analysis

To determine trends in the precipitation time series, we used the Mann–Kendall test and analyzed its statistical significance. This represents a non-parametric statistical method, with low sensitivity to sudden breaks owing to inhomogeneity in the time series (Tabari and Hosseinzadeh Talaei, 2011). This method also allows for missing values. The null hypothesis is the absence of a monotonic trend in the variables. This is calculated via

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k). \quad (1)$$

Here,  $x_j$  and  $x_k$ , represent values of  $x$  in years  $j$  and  $k$ , respectively.

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_k) < 0 \end{cases}. \quad (2)$$

If the number of data in the time series is greater than or equal to ten, the normal approximation test is applied (Salimi et al., 2002).

### 3.3. Wavelet analysis

Wavelet analysis is a powerful tool for studying multiscale, non-stationary signals in time series (Yi and Shu, 2012; Lau and Weng, 1995). Its development began with Morlet (1983) and since the treatment of geophysical seismic signals by Grossmann and Morlet (1984), the wavelet transform has seen increasing application in geophysics (Yi and Shu, 2012; Torrence and Compo, 1998). In fact, in the last few decades, the wavelet technique has been extensively used in atmospheric sciences (Domingues et al., 2005), since it is an important part of meteorological data processing (Yi and Shu, 2012) and climatology (Lau and Weng, 1995).

A time series study can be done using methods such as a serial-correlation analysis and Fourier transform (Sang, 2013). The Fourier transform implies a loss of information when a time signal is transformed to one in frequency space. When this happens, it is not possible to know the moment at which a determined event took place, except in the case of stationary signals (Labat, 2005). The windowed Fourier transform uses a window of fixed size, which moves at constant intervals in both domains. High frequencies are over-represented and low frequencies under-represented (Lau and Weng, 1995). However, wavelet analysis allows decomposition of a time-dependent signal in both time and scale (de Sousa et al., 2010) by using a window of variable resolution in both domains. For this type of analysis, the denominated mother wavelets are used. A *continuous wavelet transform* (CWT) is achieved by comparing a signal with a selected mother wavelet, and searching for similarities between the two via a process of translation and contraction or dilation of the mother wavelet (Lau and Weng, 1995). Unlike a discrete wavelet transform, in this type of analysis, redundant information in scales and times which are near is obtained (Domingues et al., 2005), which makes the CWT more suitable for exploratory scale analysis (Lau and Weng, 1995).

A CWT is used to detect the existence of oscillations and their period. We selected a non-orthogonal wavelet function which is useful for time series with slight and continuous expected variations of wavelet amplitude (Torrence and Compo, 1998). The mother wavelet used was the Morlet wavelet, which consists of a flat wave modified by a Gaussian envelope (Lau and Weng, 1995). This wavelet has been widely used to identify periodic oscillations of real life signals (Labat, 2005) and in the analysis of climate-related records (e.g., Lau and Weng, 1995; Yi and Shu, 2012). Use of the Morlet wavelet constitutes a clear advantage, since its complex nature allows detection of time-dependent amplitude and phase for different frequencies (Lau and Weng, 1995). Moreover, the influence of edge effects is well defined for this wavelet (Torrence and Compo, 1998). The wavelet function  $\psi$ , which depends on a time variable  $\eta$ , is defined as

$$\psi(\eta) = \pi^{-1/4} e^{i\omega\eta} e^{-\eta^2/2}, \quad (3)$$

where  $\omega$  is a non-dimensional frequency with mean zero and is located in time and space. We used  $\omega = 6$ , since this provides a good balance between location in time and frequency (Grinsted et al., 2004). If this parameter was smaller, we would realize high resolution in time but poor resolution in

frequency and vice versa, according to the Heisenberg Uncertainty Principle. Moreover, Farge (1992) explained the suitability of choosing that  $\omega$  value for the Morlet wavelet; in this way, it is not necessary to add correction terms. However, such a value satisfies the admissibility condition (Daubechies, 1992) ensuring that the mother wavelet has zero mean (Valens, 1999), i.e., it is a wave.

The *global wavelet spectrum* was also calculated. This is used to determine the average power or variance in each period through the entire time series. To calculate the significance of each peak obtained, we initially assumed a red-noise background spectrum with  $\alpha$ , estimated by

$$\alpha = \frac{\alpha_1 + \sqrt{\alpha_2}}{2} \quad (4)$$

where  $\alpha_1$  and  $\alpha_2$  are the lag-1 and lag-2 autocorrelations (Torrence and Compo, 1998) for the time series precipitation of each cluster. Then, we chose a 95% confidence level for the red noise, assuming that the variable is random and normally distributed over this background spectrum.

Finally, *wavelet coherence* measures the magnitude of covariance between two series, and is between 0 and 1. This is defined as the square of the cross-spectrum normalized by the smoothed individual power spectrum (Torrence and Compo, 1998):

$$R_n^2(s) = \frac{|S(s^{-1}W_n^{XY}(s))|^2}{S(s^{-1}|W_n^X(s)|^2) \cdot S(s^{-1}|W_n^Y(s)|^2)} \quad (5)$$

where  $X$  and  $Y$  are two time series with their respective wavelet transforms  $W_n^X(s)$  and  $W_n^Y(s)$ , and  $n$  is the time index.

## 4. Results

### 4.1. Precipitation: cluster classification, trends and periodicities

#### 4.1.1. Cluster analysis

The  $k$ -means cluster was applied to the 32 average points of precipitation. Three clusters were selected given the graph

of the within-groups sum of squares by cluster (Fig. 2), which facilitates the investigation of where the minimum decrease occurs. The total variance explained by the selected cluster classification was 62.9%. In addition, this cluster classification corresponded well to the distribution and topography of the study area (Fig. 3). In cluster 1, there were 15 points of precipitation. This cluster comprises the four departments in the north (Charente–Maritime, Charente, Gironde, and Dordogne), plus a substantial portion of Gers, northern Haute–Garonne, and western Tarn. This is the largest cluster spatially, with the lowest average precipitation and standard deviation (Table 1). Maximum precipitation and minimum precipitation recorded in this cluster were less than those of other clusters. Cluster 3 is in the south of the study area, and includes the southwest tip of Landes and the departments of Pyrenees–Atlantiques, southern Hautes–Pyrenees, Haute–Garonne and Ariège. Unlike the previous cluster, this one is smaller, with only seven average points in the grid. However, it is the cluster with highest average precipitation and largest standard deviation. Cluster 2 extends in a strip between the other two clusters.

For each cluster, we obtained annual series of the average from May through September during the study period (Fig. 4). As seen in the figure, cluster 3 had the highest precipitation through the entire time series. The only exception was in 1994, during which the highest precipitation was in cluster 1. That cluster has generally smaller precipitation values. There appears some correlation between variations in the three series over time. We performed a Pearson correlation analysis and, after checking their normality, obtained in all cases significant precipitation correlations of 0.01 between all clusters. The highest correlation of 0.945 was found between clusters 2 and 3. The lowest correlation was between clusters 1 and 3 (although its value of 0.802 was high). These clusters are located at opposite ends of the study area. Clusters 1 and 2 had an intermediate correlation of 0.865.

#### 4.1.2. Trend analysis

The autocorrelation function for each of the three clusters ruled out lag-1 autocorrelation of the time series (not shown). Trend analysis by cluster for average annual precipitation series

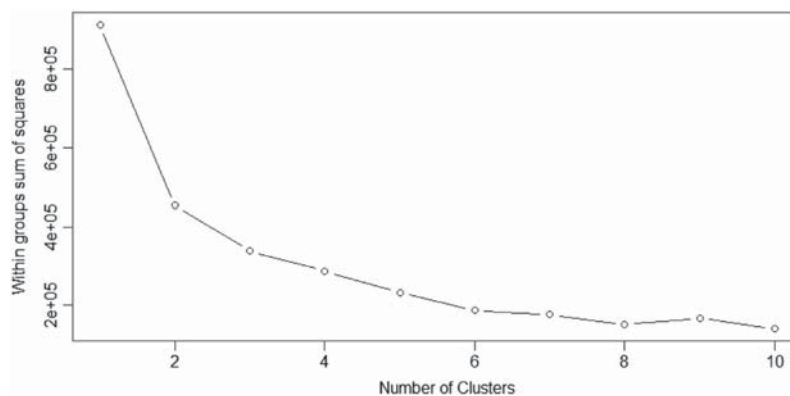


Fig. 2. Total within-groups sum of squares for different numbers of clusters, from 1 to 10.

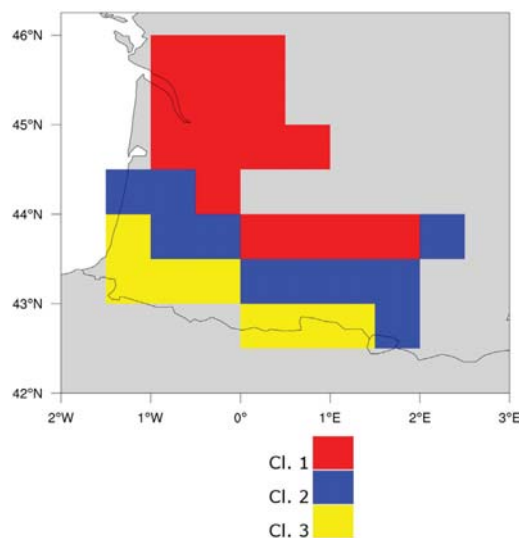


Fig. 3. Three clusters of precipitation obtained via *k*-means analysis for the period 1901–2010.

from May through September 1901–2010 is presented in Table 2. Cluster 1 is the only one with a positive trend. Clusters 2 and 3 have negative trends, more pronounced in the latter. However, no trend is significant at the 5% level.

Based on the absence of significant trends for the clusters and the complex topography of certain parts of the study area, we carried out a trend analysis for each of the average points of precipitation for 1901 to 2010 (Fig. 5), regardless of the cluster to which they belonged.

As in the previous case, we first checked for the absence of lag-1 autocorrelation of the precipitation series at each point (not shown). In general, we obtained 15 average points of precipitation from the grid with positive trend, 16 with negative trend, and one point with no trend. Of these, only two were significant at 5%. Of the 15 precipitation points comprising cluster 1, only three had a negative trend. These were in western Charente, northern Haute-Garonne, and western Tarn (Fig. 5). The strongest positive trends were in a vertical strip across Gers, Dordogne, and eastern Charente. In cluster 2, negative trends predominated downwind of the Pyrenees, and in northwest of Landes. One point with no trend was found in this department. Of the two positive trends in this cluster, one was on the border between Gers and Landes, and the other in eastern Tarn (Fig. 5); the latter is significant. Cluster 3 had a clear predominance of negative trends. However only one is

significant at the 5% level; it was in southern Haute-Garonne, in the Pyrenees. The only positive trend in this cluster was in southwest Landes.

#### 4.1.3. Periodicities: wavelet analysis

In this section, we present CWT results for the precipitation in each cluster (Fig. 6 and Table 3). The scale at right of each figure represents relative magnitudes of CWT coefficients. The greater these values, the closer the relationship between the data and selected mother wavelet. The colors yellow, orange, and red represent positive CWT values, and blue ones indicate negative correlation. The y-axis indicates the periods in years, which are considered to be five-month periods during which the data acquisition campaigns took place.

After confirming that the precipitation series for the three clusters had a normal distribution, we looked for potential periodicities using wavelet analysis.

There were a considerable number of common elements in the wavelet power of the three clusters, especially between 2 and 3, though there were discrepancies in the significance of the power. In all cases, we found enhanced power between 2 and 4 years, 5 and 6 years, about 8 years, and more than 16 years.

In cluster 1, high power between 2.2 and 3.1 years was evident. There was significant wavelet power around years 1906, 1927, 1963 and 1998 with periods 2.6 years, except in 1927 where it is slightly less, of 2.5 years. Between 3.9 and 6.2 years, a new band of high variance is found, significant during 1927–1933 and 1988–1994. In the first half of the series, between 7 and 10.4 years, there was high variance in 1907, although within the cone of influence. This is also evident between 1933 and 1943 and beginning in 1980, for which there was high power over a wide range of periods. Through nearly the entire time series, there were also periods greater than 18.6 years. The global wavelet spectra do not show significant peaks; nevertheless, peaks can clearly be seen that appear to be

Table 1

Statistical values of precipitation for each cluster, obtained via *k*-means analysis: number of points from the grid (*n*), mean (mean), maximum (max), minimum (min), and standard deviation (dev).

	CL1	CL2	CL3
<i>n</i>	15	10	7
Mean	60.05	70.16	90.84
Max	112.32	132.18	161.25
Min	17.54	22.74	39.16
Dev	15.88	18.46	20.67

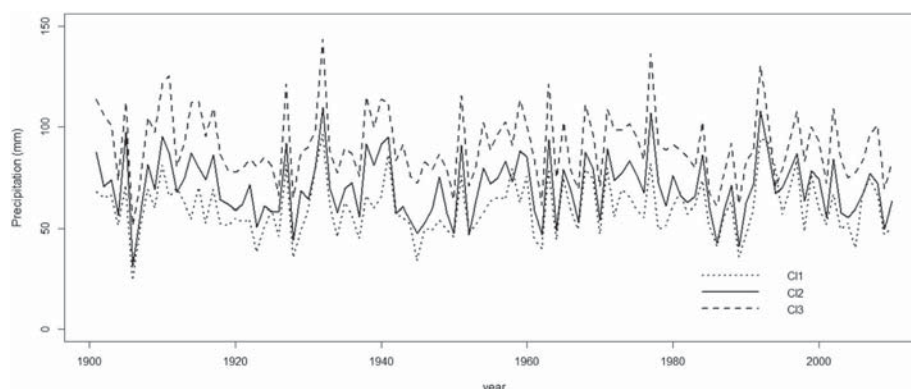


Fig. 4. Average time series for each cluster of average precipitation from May through September.

important characteristics of precipitation in the study region. These are at 2.6, 4.9, 8.3, 13.1, 20.8 and 29.4 years.

In cluster 2, there is high variance between 2.2 and 3.3 years, with significant power around years 1906, 1928, 1951 and 1964. Between 3.9 and 5.5 years, there is greater power around 1929 and 1988–1993; the latter is significant. Between 6.6 and 9.8 years, there is high power during 1933–1946 and 1989; the former is significant at the 95% confidence level. Between 1916 and 1999, a broad region of significant variance is found, with periods longer than 16.5 years. There are peaks in the global wavelet spectra at 2.8 years, which is also significant, at 8.3 and finally at 20.8 years, above the 95% significance level. Lesser power is evident at 4.4 and 29.4 years.

In cluster 3, there is a band of high variance between 2.2 and 3.3 years, with 5% significance regions of power in 1906, 1929 and 1964. Between 3.7 and 5.5 years, there is greater variance in 1930, 1964 and 1992; the latter year is significant. Between 6.2 and 9.8 years, there are also significant intervals of high power in 1909 and 1936. After a long interval of low variance, in 1992 a region of greater wavelet power reappears. In this cluster, periods longer than 16.5 years can be seen. The global wavelet spectrum indicates peaks at 2.8, 4.6, 7.8 and 20.8 years (which is significant), and also at 29.4 years.

#### 4.2. Hailfalls: relationship with precipitation, trends and periodicities

Based on the results for precipitation in southwestern France and the spatial distribution of the two ANELFA hailpad networks in the Atlantic and Midi-Pyrenees regions (Fig. 1),

Table 2

Trends of average precipitation for each cluster, for the average between May and September for the period 1901–2010: Mann–Kendall trend analysis (Z), and its significance (p-value).

	Z	p-Value
CL1	0.20	0.84
CL2	−0.7	0.49
CL3	−1.31	0.19

correspondence between some precipitation grid points and the hailpads was determined.

Two study areas were selected, the Atlantic zone to the north and Pyrenees region to the south. These roughly correspond to clusters 1 and 3 since, as noted above, cluster 2 had greater variability. The Atlantic region comprises 10 average points of precipitation in the grid, and the Pyrenees area, 11 average points. Average precipitation for both areas was obtained from the average series of May through September 1989–2010. Finally, using initial data from the ANELFA networks, we selected 427 hailpads in the Atlantic region and 375 in the Pyrenees (Fig. 7); these coincide with the precipitation grid. These areas are separate and differ greatly, with very distinct characteristics of hail (Berthet et al., 2011, 2013; Hermida et al., 2013) and topography (Dessens, 1986). The Atlantic region includes the departments of Charente–Maritime, Dordogne, and most of the hailpads in Charente–Maritime and Gironde. The Pyrenees area includes most hailpads in the departments of Pyrenees–Atlantiques, Hautes–Pyrenees, southern Haute–Garonne, southernmost Gers, and Ariège (Fig. 7).

We examined impacts of the selected hailpads between May and September, 1989–2010. There were a total 725 hailpad impacts on 214 days recorded in the Atlantic region, and 1792 impacts in 334 days in the Pyrenees. From these data, we calculated annual hail variables as described in Section 2.2.

##### 4.2.1. Relationship with precipitation

Initially, we represented the standardized hail variables and precipitation between 1989 and 2010 for each of the defined study areas (Fig. 8). In the Atlantic area, the maximum average precipitation was in 1993 and minimum in 2005. In contrast, the largest number of hail days was in 2000, and of the maximum frequency and intensity in 2009. Both cases correspond to small precipitation values. In the Pyrenees region, 1992 is particularly noteworthy for precipitation, which coincides with maximum hail intensity. The highest hail frequency of the entire series was one year later, in 1993. The greatest number of hail days was in 2004, although there was little precipitation. In three years, 1990, 1991 and 2001, the number of hail days was the lowest on record, with very disparate precipitation values in these years. The lowest hail intensity was recorded in 1990. In 2002, the

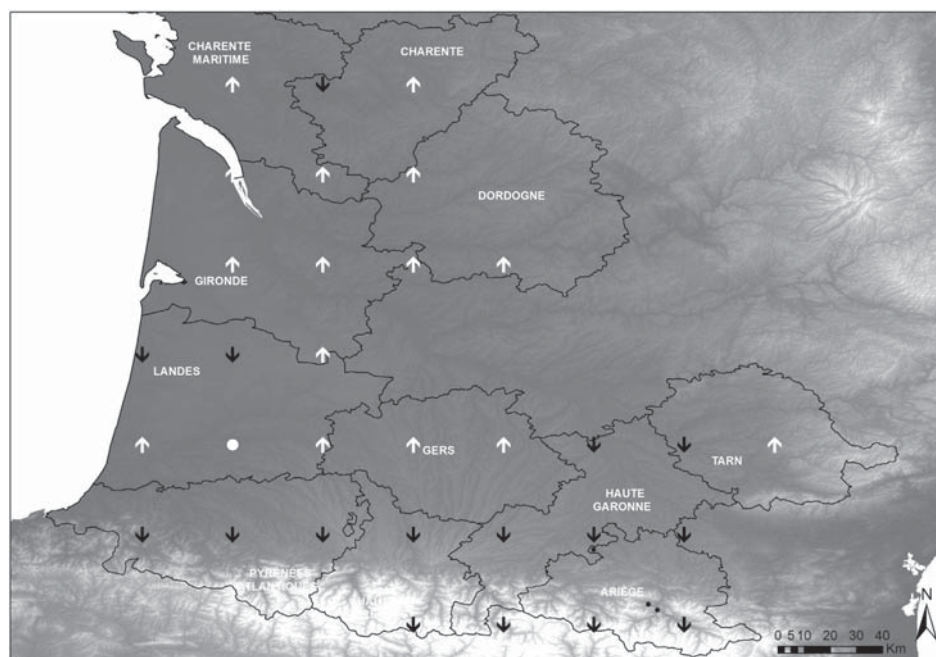


Fig. 5. Mann–Kendall test trends of average precipitation between May and September for 1901–2010 periods, for each of 32 average points of precipitation.

minimum hail frequency coincided with relatively heavy precipitation.

Owing to the disparate behavior of the variables throughout the time series, we did correlation analysis to better understand their relationships. Normality had been previously contrasted using a Shapiro–Wilk test for all cases. Since a normal distribution could not be assured in all cases, nor a linear relationship between the variables, we performed a Spearman correlation analysis. The most significant correlation between the hail variables (Table 4) was between frequency and number of hail days, in both study areas. The smallest correlation, again in both cases, was between the number of hail days and intensity. Correlation between hail intensity and frequency is significant at 0.05 for the Pyrenees, but not for the Atlantic region.

In the same way, Spearman correlations were calculated between the hail variables and average precipitation in each study area (Table 5). These correlations were generally weak or very weak, and not significant. To explain this, the percentage of total precipitation in each study area that was hail should be considered (Fig. 9). In the Atlantic region, hail precipitation never exceeded 10% annually. The year with the most precipitated hail mass in the Atlantic area was 2009, followed by 2000; the minimum was in 2010. The hail mass percentages were generally higher in the Pyrenees region, with the greatest maximum hail mass in the same year as in the Atlantic zone, in 2009. In contrast, the minimum percentage there was in 2002.

#### 4.2.2. Trend analysis

The Mann–Kendall test was used to calculate trends for precipitation and the three hail variables between 1989 and 2010 in each study area (Table 6). The absence of lag-1

autocorrelation was previously confirmed. In the Atlantic region, the trend of all variables was negative, although none were significant. This trend was strongest for precipitation, followed by number of hail days. By contrast, only precipitation had a negative trend in the Pyrenees. The trend was positive for the remaining variables. The increase of hail days and intensity was substantial and close to the limit of significance.

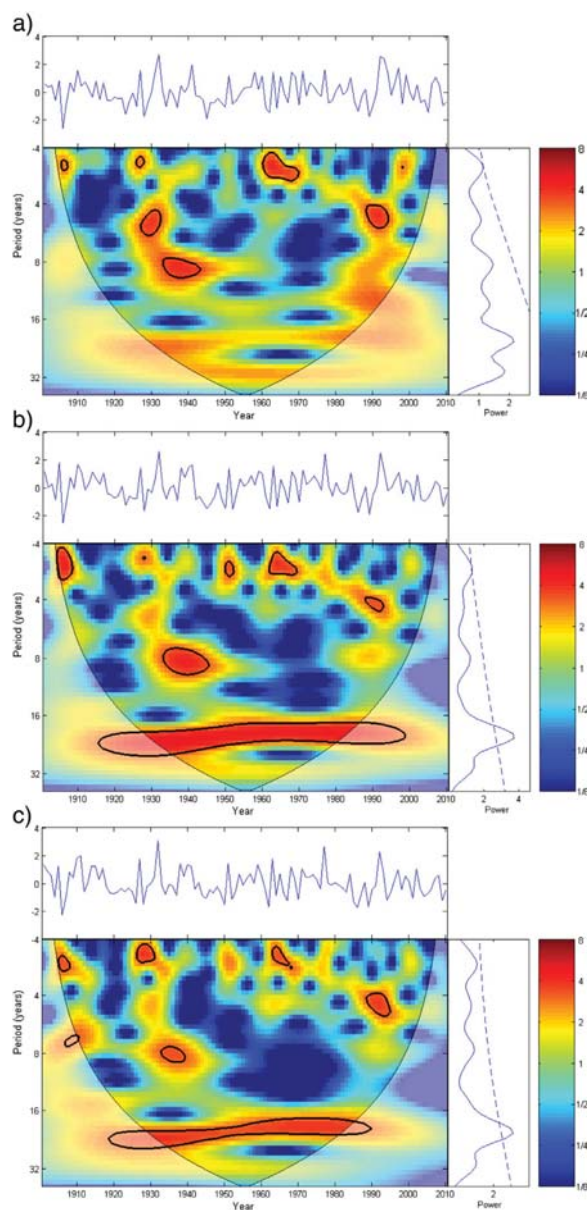
#### 4.2.3. Periodicities: wavelet analysis

Despite the weak linear correlation between the total precipitation and the variables characterizing hailstorms, it is important to determine the potential presence of and overlap in the periodicities of these variables. Such periodicities would be an important tool for diagnosing and forecasting dangerous meteorological hazards. In addition, given the importance of the NAO in the climate of western Europe, we investigated whether this phenomenon is the mechanism underlying this variability.

We determined the *global wavelet spectrum* for precipitation and the hail variables during 1989–2010. Thus, the main periodicities were obtained for the entire time series (Table 7). Subsequently, wavelet coherence between the NAO and each variable was applied (Fig. 10). This analysis was not applied to the number of hail days, given the high correlation with hail frequency in both study areas.

The global wavelet spectrum of precipitation in the Atlantic region showed a peak at 2.5 years and generally greater power after 4 years, with two maxima, at 4.9 and 7 years (graphs not shown). In the Pyrenees region, there were peaks at 2.8 and 4.9 years. For the hail variables, the Atlantic region had a peak of low power at 2.3 years and a higher peak at 4.1 years. Hail intensity in this area shows a small and very smooth peak at





**Fig. 6.** Wavelet power spectrum of three clusters of precipitation: a) cluster 1; b) cluster 2; and c) cluster 3. For each figure, the upper panel shows the standardized time series of precipitation; the lower panel shows the wavelet power spectrum; the lower right panel shows the global wavelet spectrum. Thick black contour in wavelet spectrum indicates 95% confidence level against red noise. The cone of influence is shown by a lighter shade. In the global wavelet spectrum, dashed curve indicates 95% confidence level, with  $\alpha$  calculated for each cluster.

3.1 years and although a greater periodicity is expected, this cannot be proven, owing to the length of the data series. In the Pyrenees region, the periodicities were much better defined and matched hail frequency and intensity, with two peaks at 3.1 at 6.6 years. The latter exceeded the 95% significance level for both variables.

The NAO showed less power in general (graph not shown), although there were two distinct peaks at 2.5 and 4.6 years. For the intensity in the Atlantic region, a greater periodicity is expected, but the series is too short to confirm this.

As seen in Fig. 10, the NAO is generally more coherent with the variables of the Atlantic region.

**Table 3**

Main periodicities with high power found in continuous wavelet transform for each cluster of precipitation between 1901 and 2010.

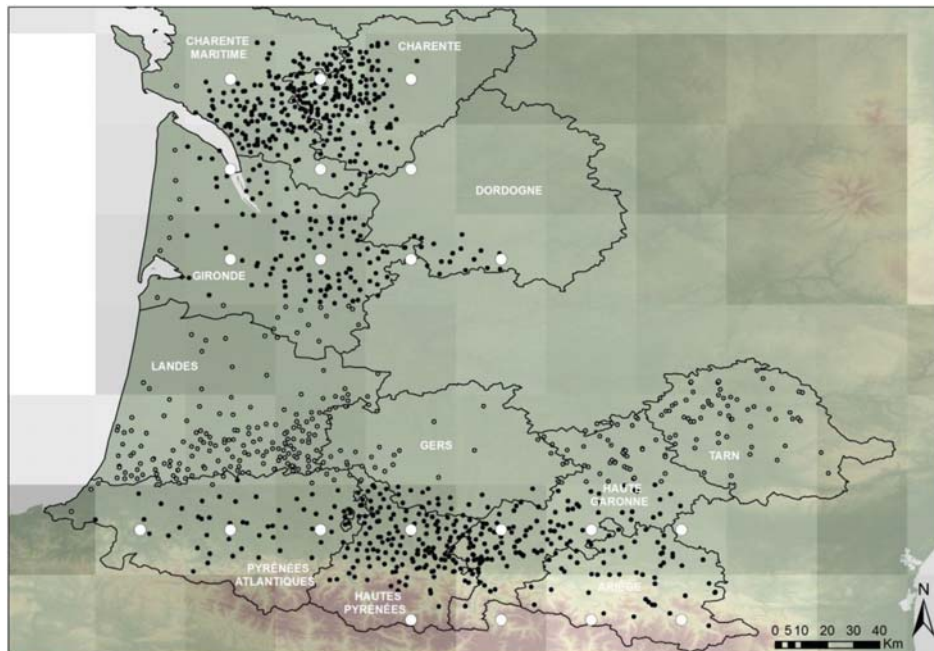
CL1	CL2	CL3
2.2–3.1	2.2–3.3	2.2–3.3
3.9–6.2	3.9–5.5	3.7–5.5
7–10.4	6.6–9.8	6.2–9.8
>18.6	>16.5	>16.5

*Wavelet coherence* between the NAO and precipitation in the Atlantic region shows a large area of coherence at the 95% confidence level in the middle of the time series (between 1995 and 2002), with periods oscillating around 2.9 years. This area of significance lasts until the end of the series, with periods between 3.7 and 6.2 years. The relationship is approximately in-phase. At the beginning of the series, another area of high coherence is around 4.4 years, although it is not significant and has an out-of-phase relationship. In the Pyrenees area, there were two clear bands of coherence. One of these had periods less than 2.5 years and showed high coherence until 1995, about 2001, and after 2008. The first region is also significant and has an out-of-phase relationship, with the NAO leading the precipitation by  $90^\circ$ . The other band fluctuated around 4 years. There was an area of significance lasting until 1995, with periods around 4.1 years and an anti-phase relationship. Subsequently, coherence between the NAO and precipitation diminished and then began to increase after 2006, with periods fluctuating around 3.9 years and an out-of-phase relationship.

Coherence between the NAO and hail frequency in the Atlantic region was mainly in the shortest periods. There were

large areas of significance until 1992, with maximum periods of 4.1 years. The coherence was significant again after 1998, reaching periods of 3.1 years in the middle of the series and 4.6 years at its end. The vectors show an in-phase relationship in the middle of the time series, outside the cone of influence and not only in the significant area. This reinforces the positive linear relationship between both series during that period. In the Pyrenees area, the coherence was not significant, and was restricted to small areas of low coherence. There was coherence in periods up to 2.3 years at the start of the series and of 2.6 years at its end (after 2006). There was a certain amount of coherence around 4.1 years until 1995.

The *wavelet coherence* between the NAO and hail intensity in the Atlantic region shows significant coherence in the shortest and longest periods, with practically no relationship in intermediate periods. Coherence in short periods is significant until 1996 and after 2005, with periods less than 2.3 and 2.5 years, respectively. The phase relationship is in-phase, both inside and outside areas of significance. There is a small area of high significant coherence with anti-phase relationship around 4.4 years. There is another region of high significant coherence through the entire series, with periods longer than 7 years at the start of the series and more than 5.5 years at its end. In this area, the relationship tends to be out of phase, particularly in the second half of the series, with the NAO leading the intensity by  $90^\circ$ . Wavelet coherence of the NAO with intensity in the Pyrenees shows a behavior similar to the frequency, with low overall coherence. There were periods less than 2.5 years at the start of the series, with a small significant area, and also after 2008. There were also periods of 3.9 years at both ends of the time series; these lasted until 1991 and reappeared after 2004.



**Fig. 7.** Atlantic and Pyrenean areas chosen for study of hailfall. White dots correspond to precipitation data; black, the selected hailpads; gray, other hailpads in ANELFA networks.

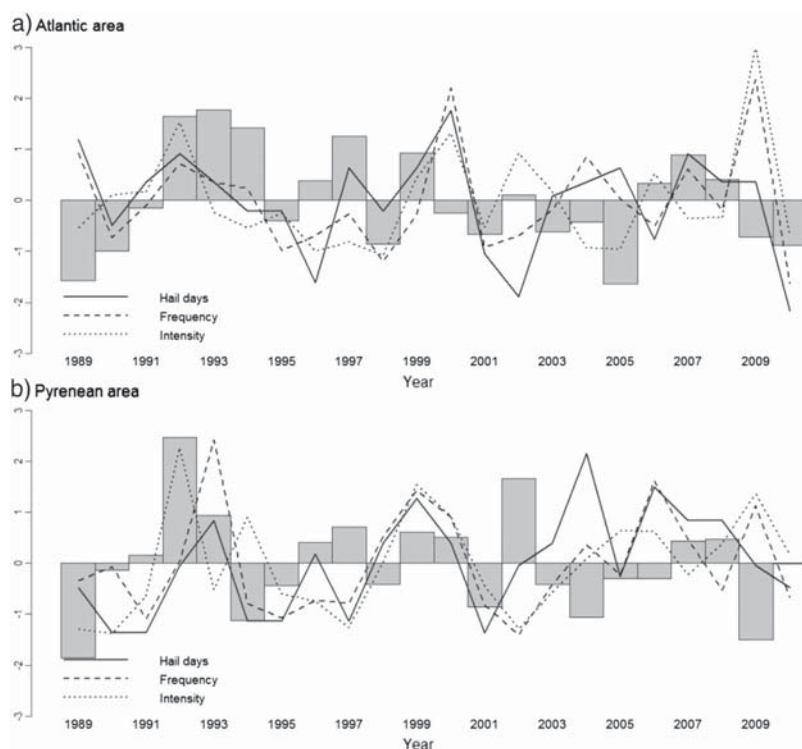


Fig. 8. Hail variables and precipitation in Atlantic and Pyrenean study areas between 1989 and 2010. Bars show the average precipitation in each area. Standardized values are represented for all variables.

## 5. Discussion and conclusions

In this study, we investigated precipitation in southwestern France. We analyzed precipitation, hailfalls and their relationships, between May and September.

The spatial distribution of the three clusters of total precipitation resembled the traditional classification of hailpads in the two networks operated by ANELFA in southwest France. In both cases, there is an area to the north with greater influence from the Atlantic, whereas the Pyrenees determine the characteristics of precipitation and hail in the south.

Table 4

Spearman's correlations between hail variables: hail days, frequency and intensity for both areas, a) Atlantic and b) Pyrenean.

	Hail days	Frequency	Intensity
a)			
Hail days	1	0.76 <sup>a</sup>	0.18
Frequency		1	0.32
Intensity			1
b)			
Hail days	1	0.69 <sup>a</sup>	0.41
Frequency		1	0.50 <sup>b</sup>
Intensity			1

<sup>a</sup> Correlations significant at 0.01 level.

<sup>b</sup> Correlations significant at 0.05 level.

However, the main discrepancy lies in the extreme southwest, in the department of Pyrenees–Atlantiques, which is within the Atlantic hailpad network. The cluster classification of total precipitation shows that this department is more akin to those dominated by the topography of the Pyrenees.

The convective cells that develop upwind of the Pyrenees are favorable for precipitation, which means that the cluster corresponding to this area has the heaviest precipitation. Berthet et al. (2011) found that hail in the Midi–Pyrenees was more frequent and severe, owing to the influence of continental and mountain conditions. The intermediate precipitation values in cluster 2 can be explained by the development of convection over the Pyrenees and subsequent storm motion, which follows the direction of the valleys. The same precipitation pattern was found by Dessens and Bücher (1997). Sotillo et al. (2003) highlighted topography as a key factor in the

Table 5

Spearman's correlations between precipitation and hail variables: hail days, frequency and intensity, for Atlantic and Pyrenean areas.

	Atlantic area		Pyrenees area	
	Spearman	p-Value	Spearman	p-Value
Hail days	0.18	0.42	0.21	0.34
Frequency	0.18	0.43	0.06	0.78
Intensity	0.23	0.30	0.03	0.89

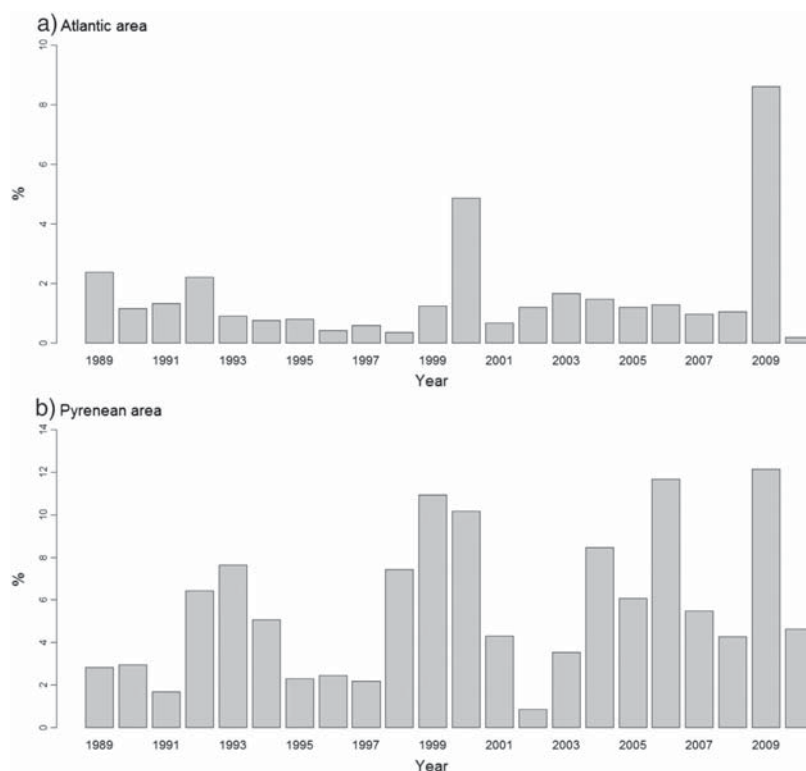


Fig. 9. Percentage of ice mass from total precipitation in each area.

spatial distribution of precipitation. Correlations between the time series of precipitation for the three clusters support this relation. The strong relationship between clusters 2 and 3 is therefore primarily attributable to the effect of topography. [Gottardi et al. \(2012\)](#) described the climatology of mean annual precipitation for mountainous areas in France, finding a spatial distribution that closely matches the cluster classification in this paper.

On the other hand, the study of precipitation trends by cluster between 1901 and 2010 showed few discrepancies with those obtained for each average point of precipitation. [López-Moreno et al. \(2008\)](#) demonstrated a marked reduction in the availability of water resources south of the Pyrenees, an area with the significant negative trend found south of Haute-Garonne. [Terray and Boé \(2013\)](#) used the future scenario of

higher carbon dioxide concentration, deducing a decrease of summer precipitation, especially in the south of France. By contrast, [Hermida et al. \(2013\)](#) observed a higher concentration of hailpads with positive trends in the central French Pyrenees. This opposing trend could also explain the small non-significant negative trends seen in precipitation, so that despite a decrease of total precipitation, hail precipitation shows a marked increase, especially in the Central Pyrenees. In fact, during 1989–2010, trends in the hail variables of the Pyrenees region were positive, two of them closer to the limit of significance, unlike precipitation. These results highlight the importance of the study of synoptic patterns that foster heavy precipitation ([Nuissier et al., 2011](#)) or hail ([Merino et al., 2014](#)), as well as of their trends. For example, in an area near the Pyrenees in northeast Spain, [García-Ortega et al. \(2014\)](#) found significant positive trends of temperature and geopotential height, which favor southerly flow, increased advection of

Table 6

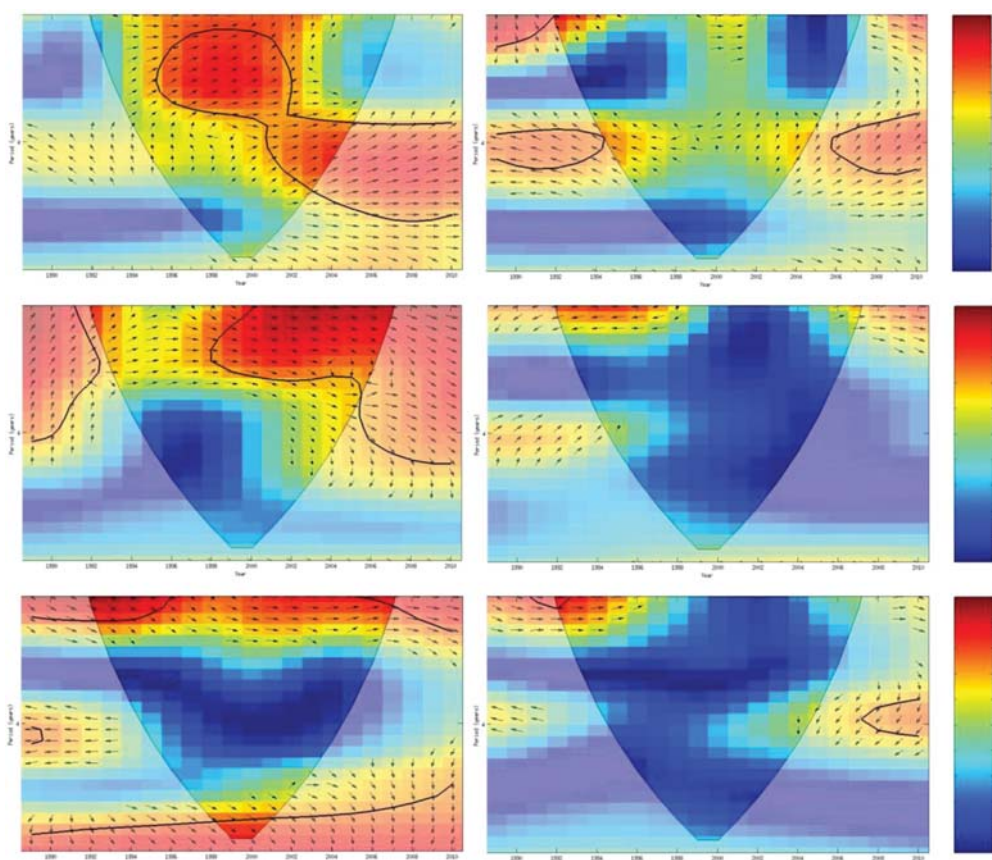
Trends of averages for precipitation and three hail variables in Atlantic and Pyrenean areas, for average between May and September over the period 1989–2010: Mann–Kendall trend analysis (Z) and its significance (p-value).

	Atlantic area		Pyrenees area	
	Z	p-Value	Z	p-Value
Precipitation	−0.90	0.37	−0.17	0.87
Hail days	−0.66	0.51	1.93	0.05
Frequency	−0.06	0.96	0.85	0.40
Intensity	−0.06	0.96	1.86	0.06

Table 7

Peaks of power from global wavelet spectrum for precipitation, hail variables and NAO, between 1989 and 2010.

	Atlantic area	Pyrenees area
Precipitation	2.5; 4.9; 7	2.8; 4.9
Frequency	2.3; 4.1	3.1; 6.6
Intensity	3.1	3.1; 6.6
NAO	2.5; 4.6	



**Fig. 10.** Wavelet coherence between NAO, precipitation and hail variables (frequency and intensity) (top to bottom), for Atlantic (left) and Pyrenean (right) areas. The thick black contour is the 5% significance level.

warm, moist air from the Mediterranean, and increased convective development. These results are even more important when considering the weak correlation observed between total precipitation and the hail variables, as well as the small percentage of hail mass relative to total precipitation. However, the larger hail mass in the Pyrenees area, together with stronger correlation between the intensity and frequency of hail there, confirms the importance of topography and its interaction with synoptic patterns favorable for precipitation.

The positive trend of the hail variables in the Pyrenees area between 1989 and 2010 is particularly influenced by the increase in surface temperature, which affects the freezing level height and is important for the melting of hail as it falls to the ground (Dessens and Fraile, 1994). At the Pic du Midi observatory in the Pyrenees, annual average temperature increased by 0.83 °C from 1882 to 1970, while the minimum annual mean temperature increased by 2.11 °C (Bücher and Dessens, 1991). This increase raises the melting level height, thereby reducing the population of smaller hailstones but increasing the largest hailstones as well as hail intensity (Dessens et al., in press). Berthet et al. (2013) found positive

(although weak) correlation between that height and the intensity, amount, and frequency of hail. Xie et al. (2008) observed a negative trend in the annual number of hail days after 1980, which is related to the increased of the freezing level height caused by global warming.

Between 1989 and 2010, no well defined variation was found between the hail variables and precipitation. There were some years with low precipitation that nevertheless had high hail frequencies or intensities, and vice versa. The strongest hailstorms that cause the most damage occur on only a few days during hail season (Berthet et al., 2013). Webb et al. (2001) found a tendency for the most severe events to occur around the same time. For the combined Atlantic and Midi-Pyrenees hailpad networks, previous studies revealed a 70% increase in hail intensity between 1989 and 2009, with no corresponding change of frequency (Berthet et al., 2011). Therefore, the importance of studying specific trends and idiosyncrasy of each area is clear (Hermida et al., 2013).

Existing periodicities can be extrapolated in time toward making a forecast. This serves to anticipate damages from floods or hail for taking adequate measures, and provides valuable

information to both farmers and insurance entities. The present study of these periodicities was carried out via wavelet analysis.

The length of the precipitation series initially selected for the study areas facilitated exploratory analysis for characterizing the precipitation and understanding its potential relationships with hailstorms. For the three clusters initially obtained, there were four distinct periods of precipitation. The clusters situated at both extremes of the study area showed the largest differences, even greater for the longest cycles; greater similarities were found between the two clusters further south. These two clusters exhibited a similar significant periodicity, approximately 21 years. However, the elevated signal in the Atlantic area at the end of the series can be interpreted as a positive trend (Casty et al., 2007), as confirmed by the Mann–Kendall test.

For the periodicities obtained for 1989–2010, there was no precipitation trend in the Atlantic area. Moreover, all trends in this period and area were negative, for both precipitation and the hail variables. This is evidence of some underlying mechanism that mostly affects the Atlantic area, which implies a change in trend over the last decades of the last century. We investigated potential relationships between the NAO and the hail variables using wavelet coherence. The NAO showed more influence over those variables in the Atlantic region over short periods. The tendency of the NAO since the 1980s to persist in its positive phase is well known (Hurrell and van Loon, 1997), which would explain the aforementioned trend change and the evolution of precipitation in the Atlantic area between 1901 and 2010. Boé et al. (2009) indicated the importance of identifying causes and physical mechanisms associated with precipitation, especially given variable results of summer precipitation decrease in Europe during the late 21st century. Such changes are linked to one NAO phase or the other. Additionally, the summer NAO affects the storm track over the North Atlantic (Dong et al., 2013), and correlations have been found with the lifted index around the Mediterranean (Bladé et al., 2012).

Our results aid the understanding of hailstorm behavior, periodicities and trends, as well as the various factors that influence hailstorm characteristics. Further, relatively long-term hail databases in southwest France facilitate investigation of the role of hailstorms in total precipitation. These databases also help improve decision-making in natural hazard and water resource management and the insurance field, which all become increasingly important in the context of global change.

#### Acknowledgments

This study was supported by grants GRANIMETRO (CGL2010-15930) and MICROMETEO (IPT-310000-2010-22). The authors would like to thank the regional government of Castilla-León for its financial support through project LE220A11-2. The authors are grateful to Analisa Weston and Steven Hunter for translating the paper into English.

#### References

- Appenzeller, C., Stocker, T.F., Schmittner, A., 2000. Natural climate variability and climate change in the North-Atlantic European region; chance for surprise? *Integr. Assess.* 1 (4), 301–306.
- Barry, R.G., 1992. *Mountain Weather and Climate*. Routledge.

- Berthet, C., Dessens, J., Sánchez, J.L., 2011. Regional and yearly variations of hail frequency and intensity in France. *Atmos. Res.* 100 (4), 391–400.
- Berthet, C., Wesolek, E., Dessens, J., Sánchez, J.L., 2013. Extreme hail day climatology in Southwestern France. *Atmos. Res.* 123, 139–150.
- Bladé, I., Liebmann, B., Fortuny, D., van Oldenborgh, G.J., 2012. Observed and simulated impacts of the summer NAO in Europe: implications for projected drying in the Mediterranean region. *Clim. Dyn.* 39 (3–4), 709–727.
- Boé, J., Terray, L., Cassou, C., Najac, J., 2009. Uncertainties in European summer precipitation changes: role of large scale circulation. *Clim. Dyn.* 33 (2–3), 265–276.
- Bücher, A., Dessens, J., 1991. Secular trend of surface temperature at an elevated observatory in the Pyrenees. *J. Clim.* 4 (8), 859–868.
- Casty, C., Raible, C.C., Stocker, T.F., Wanner, H., Luterbacher, J., 2007. A European pattern climatology 1766–2000. *Clim. Dyn.* 29 (7–8), 791–805.
- Changnon, S.A., 1999. Data and approaches for determining hail risk in the contiguous United States. *J. Appl. Meteorol.* 38 (12), 1730–1739.
- Daubechies, I., 1992. Ten lectures on wavelets. CBMS-NSF Regional Conference Series in Applied Mathematics. 61. SIAM, Philadelphia (357 pp.).
- de Souza, A.M.L., Castro, N.M.R., Canales, F.A., Louzada, J.A.S., Vitorino, M.I., de Souza, E.B., 2010. Multiscale variability of the evapotranspiration in eastern Amazonia. *Atmos. Sci. Lett.* 11 (3), 192–198.
- Dessens, J., 1986. Hail in southwestern France. I: Hailfall characteristics and hailstorm environment. *J. Appl. Meteorol.* 25, 35–47.
- Dessens, J., Bücher, A., 1997. A Critical Examination of the Precipitation Records at the Pic du Midi Observatory, Pyrenees, France. *Climatic Change at High Elevation Sites*. Springer, Netherlands.
- Dessens, J., Fraile, R., 1994. Hailstone size distributions in southwestern France. *Atmos. Res.* 33, 57–73.
- Dessens, J., Fraile, R., Pont, V., Sánchez, J.L., 2001. Day-of-the-week variability of hail in southwestern France. *Atmos. Res.* 59–60, 63–76.
- Dessens, J., Berthet, C., Sánchez, J., 2014. Change in hailstone size distributions with an increase in the melting level height. *Atmos. Res.* (in press).
- Döll, P., 2009. Vulnerability to the impact of climate change on renewable ground-water resources: a global-scale assessment. *Environ. Res. Lett.* 4 (3), 036006.
- Domingues, M.O., Mendes Jr., O., da Costa, A.M., 2005. On wavelet techniques in atmospheric sciences. *Adv. Space Res.* 35 (5), 831–842.
- Dong, B., Sutton, R.T., Woollings, T., Hodges, K., 2013. Variability of the North Atlantic summer storm track: mechanisms and impacts on European climate. *Environ. Res. Lett.* 8 (3), 034037.
- Doswell III, C.A., Brooks, H.E., Maddox, R.A., 1996. Flash flood forecasting: an ingredients-based methodology. *Weather Forecast.* 11 (4), 560–581.
- Eccel, E., Cau, P., Riemann-Campe, K., Biasioli, F., 2012. Quantitative hail monitoring in an alpine area: 35-year climatology and links with atmospheric variables. *Int. J. Climatol.* 32 (4), 503–517.
- Etkin, D., Brun, S.E., 1999. A note on Canada's hail climatology: 1977–1993. *Int. J. Climatol.* 19 (12), 1357–1373.
- Farge, M., 1992. Wavelet transforms and their applications to turbulence. *Annu. Rev. Fluid Mech.* 24 (1), 395–458.
- Feldstein, S.B., 2007. The dynamics of the North Atlantic Oscillation during the summer season. *Q. J. R. Meteorol. Soc.* 133 (627), 1509–1518.
- Folland, C.K., Knight, J., Linderholm, H.W., Fereday, D., Ineson, S., Hurrell, J.W., 2009. The summer North Atlantic Oscillation: past, present, and future. *J. Clim.* 22, 1082–1103.
- García-Ortega, E., Fita, L., Romero, R., López, L., Ramis, C., Sánchez, J.L., 2007. Numerical simulation and sensitivity study of a severe hailstorm in northeast Spain. *Atmos. Res.* 834, 225–241.
- García-Ortega, E., Hermida, L., Hierro, R., Merino, A., Gascón, E., Fernández-González, S., Sánchez, J.L., López, L., 2014. Anomalies, trends and variability in atmospheric fields related to hailstorms in north-eastern Spain. *Int. J. Climatol.* <http://dx.doi.org/10.1002/joc.3910>.
- Gerten, D., Rost, S., von Bloh, W., Lucht, W., 2008. Causes of change in 20th century global river discharge. *Geophys. Res. Lett.* 35 (20).
- Gottardi, F., Obled, C., Gailhard, J., Paquet, E., 2012. Statistical reanalysis of precipitation fields based on ground network data and weather patterns: application over French mountains. *J. Hydrol.* 432, 154–167.
- Grinsted, A., Moore, J.C., Jevrejeva, S., 2004. Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series. *Nonlinear Process. Geophys.* 11 (5/6), 561–566.
- Grossmann, A., Morlet, J., 1984. Decomposition of Hardy functions into square integrable wavelets of constant shape. *SIAM J. Math. Anal.* 15 (4), 723–736.
- Hermida, L., Sánchez, J.L., López, L., Berthet, C., Dessens, J., García-Ortega, E., Merino, A., 2013. Climatic trends in hail precipitation in France: spatial, altitudinal, and temporal variability. *Sci. World J.* 2013 (494971) (10 pp.).
- Hevesi, J.A., Istok, J.D., Flint, A.L., 1992. Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics. Part I: structural analysis. *J. Appl. Meteorol.* 31 (7), 661–676.
- Huang, J., Higurashi, K., Shabbar, A., 1998. The relationship between the North Atlantic Oscillation and El Niño-Southern Oscillation. *Geophys. Res. Lett.* 25 (14), 2707–2710.

- Hurrell, J.W., Van Loon, H., 1997. Decadal variations in climate associated with the North Atlantic Oscillation. *Clim. Chang.* 36 (3), 301–326.
- Hurrell, J.W., Kushnir, Y., Ottersen, G., Visbeck, M., 2003. An overview of the North Atlantic Oscillation. In: Hurrell, J.W., Kushnir, Y., Ottersen, G., Visbeck, M. (Eds.), *The North Atlantic Oscillation*. Geophysical Monograph 134. American Geophysical Union, pp. 1–35.
- IPCC, 2007. *Climate change 2007: synthesis report*. In: Core Writing Team, Pachauri, R.K., Reisinger, A. (Eds.), *Contribution of Working Groups I, II and III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. IPCC, Geneva, Switzerland (104 pp.).
- IPCC, 2012. *Managing the risks of extreme events and disasters to advance climate change adaptation*. In: Field, C.B., Barros, V., Stocker, T.F., Qin, D., Dokken, D.J., Ebi, K.L., Mastrandrea, M.D., Mach, K.J., Plattner, G.-K., Allen, S.K., Tignor, M., Midgley, P.M. (Eds.), *A Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge, UK, and New York, NY, USA (582 pp.).
- Kirov, B., Georgieva, K., 2002. Long-term variations and interrelations of ENSO, NAO and solar activity. *Phys. Chem. Earth Parts A/B/C* 27 (6–8), 441–448.
- Krakauer, N.Y., Fekete, B.M., 2014. Are climate model simulations useful for forecasting precipitation trends? Hindcast and synthetic-data experiments. *Environ. Res. Lett.* 9 (2), 024009.
- Labat, D., 2005. Recent advances in wavelet analyses: part 1. A review of concepts. *J. Hydrol.* 314 (1–4), 275–288.
- Lau, K., Weng, H., 1995. Climate signal detection using wavelet transform: how to make a time series sing. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* 76 (12).
- López-Moreno, J., Beniston, M., García-Ruiz, J., 2008. Environmental change and water management in the Pyrenees: facts and future perspectives for Mediterranean mountains. *Global Planet. Chang.* 61 (3), 300–312.
- MacQueen, J.B., 1967. Some methods for classification and analysis of multivariate observations. *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability 1*. University of California Press, Berkeley, pp. 281–297.
- Merino, A., Wu, X., Gascón, E., Berthet, C., García-Ortega, E., Dessens, J., 2014. Hailstorms in southwestern France: incidence and atmospheric characterization. *Atmos. Res.* 140, 61–75.
- Mezher, R.N., Doyle, M., Barros, V., 2012. Climatology of hail in Argentina. *Atmos. Res.* 114, 70–82.
- Morlet, J., 1983. *Sampling theory and wave propagation*. NATO ASI Series. F1, Springer, pp. 233–261.
- Nuissier, O., Ducrocq, V., Ricard, D., Lebeaupin, C., Anquetin, S., 2008. A numerical study of three catastrophic precipitating events over southern France. I: Numerical framework and synoptic ingredients. *Q. J. R. Meteorol. Soc.* 134 (630), 111–130.
- Nuissier, O., Joly, B., Joly, A., Ducrocq, V., Arbogast, P., 2011. A statistical downscaling to identify the large-scale circulation patterns associated with heavy precipitation events over southern France. *Q. J. R. Meteorol. Soc.* 137 (660), 1812–1827.
- Počakal, D., 2011. Hailpad data analysis for the continental part of Croatia. *Meteorol. Z.* 20 (4), 441–447.
- Prieto, R., Gimeno, L., García, R., Herrera, R., Hernández, E., Ribera, P., 1999. Interannual variability of hail-days in the Andes region since 1885. *Earth Planet. Sci. Lett.* 171 (3), 503–509.
- Prieto, R., Herrera, R., Dousset, P., Gimeno, L., Ribera, P., García, R., Hernández, E., 2001. Looking for periodicities in the hail intensity in the Andes region. *Atmosfera* 14 (2).
- Salmi, T., Maatta, A., Anttila, P., Ruoho-Airola, T., Amnell, T., 2002. Detecting trends of annual values of atmospheric pollutants by the Mann-Kendall test and Sen's slope estimates – the excel template application MAKESENS. Helsinki, Finnish Meteorological Institute Report No. 31 (Helsinki (35 pp.)).
- Sánchez, J.L., Gil-Robles, B., Dessens, J., Martín, E., Lopez, L., Marcos, J.L., Berthet, C., Fernández, J.T., García-Ortega, E., 2009. Characterization of hailstone size spectra in hailpad networks in France, Spain, and Argentina. *Atmos. Res.* 93, 641–654.
- Sang, Y., 2013. A review on the applications of wavelet transform in hydrology time series analysis. *Atmos. Res.* 122 (0), 8–1.
- Schneider, U., Becker, A., Finger, P., Meyer-Christoffer, A., Rudolf, B., Ziese, M., 2011. GPCP Full Data Reanalysis Version 6.0 at 0.5°: Monthly Land-surface Precipitation From Rain-gauges Built on GTS-based and Historic Data.
- Schneider, U., Becker, A., Finger, P., Meyer-Christoffer, A., Ziese, M., Rudolf, B., 2014. GPCP's new land surface precipitation climatology based on quality-controlled in situ data and its role in quantifying the global water cycle. *Theor. Appl. Climatol.* 115 (1–2), 15–40.
- Sioutas, M.V., Meaden, G.T., Webb, J.D.C., 2009. Hail frequency, distribution and intensity in Northern Greece. *Atmos. Res.* 93 (1), 526–533.
- Sotillo, M.G., Ramis, C., Romero, R., Alonso Oroza, S., Homar, V., 2003. Role of orography in the spatial distribution of precipitation over the Spanish Mediterranean zone. *Clim. Res.* 23, 247–261.
- Tabari, H., Hosseinzadeh Talaei, P., 2011. Analysis of trends in temperature data in arid and semi-arid regions of Iran. *Global Planet. Chang.* 79 (1), 1–10.
- Terray, L., Boé, J., 2013. Quantifying 21st-century France climate change and related uncertainties. *Compt. Rendus Geosci.* 345 (3), 136–149.
- Torrence, C., Compo, G.P., 1998. A practical guide to wavelet analysis. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* 79 (1), 61–78.
- Trapero, L., Bech, J., Lorente, J., 2013. Numerical modelling of heavy precipitation events over Eastern Pyrenees: analysis of orographic effects. *Atmos. Res.* 123, 368–383.
- Valens, C., 1999. In: Valens, Clemens (Ed.), *A Really Friendly Guide to Wavelets*.
- Vinet, F., 2001. Climatology of hail in France. *Atmos. Res.* 56, 309–323.
- Wanner, H., Brönnimann, S., Casty, C., Gyalistras, D., Luterbacher, J., Schmutz, C., Stephenson, D.B., Xoplaki, E., 2001. North Atlantic Oscillation—concepts and studies. *Surv. Geophys.* 22 (4), 321–381.
- Webb, J.D.C., Elsom, D.M., Reynolds, D.J., 2001. Climatology of severe hailstorms in Great Britain. *Atmos. Res.* 56 (1–4), 291–308.
- Xie, B., Zhang, Q., Wang, Y., 2008. Trends in hail in China during 1960–2005. *Geophys. Res. Lett.* 35 (13).
- Yi, H., Shu, H., 2012. The improvement of the Morlet wavelet for multi-period analysis of climate data. *Compt. Rendus Geosci.* 344 (10), 483–497.
- Zhang, C., Zhang, Q., Wang, Y., 2008. Climatology of Hail in China: 1961–2005. *J. Appl. Meteorol. Climatol.* 47 (3), 795–804.





5

## Conclusiones



Los objetivos definidos en el *subapartado 3.8.* de la **Introducción** de la presente *Tesis Doctoral* se han desarrollado en el *apartado 4* de la misma. En él se recogen los artículos publicados en diferentes revistas científicas. Estos ya contienen sus respectivos apartados de *Conclusiones* o *Discusión y conclusiones*.

En la primera publicación, **Anomalies, trends and variability in atmospheric fields related to hailstorms in north-eastern Spain**, se analiza la evolución de los patrones atmosféricos favorables al desarrollo de las tormentas severas en el noreste de España, y se estudian las causas del número anormalmente alto de días con este fenómeno registrado en Junio y Julio del 2006. Con ello se aborda el primer objetivo previamente definido.

En la segunda publicación, titulada **Climatic trends in hail precipitation in France: spatial, altitudinal, and temporal variability**, se analiza la variabilidad de las precipitaciones de granizo en el suroeste de Francia, tanto a nivel espacial como temporal. De esta forma, se da respuesta a las cuestiones planteadas en el segundo objetivo.

Para finalizar, en el artículo **Hailfall in southwest France: relationship with precipitation, trends and wavelet analysis**, se aborda el tercer objetivo. En él se profundiza en el papel de las precipitaciones de granizo en el total de la precipitación en el suroeste de Francia y la influencia de la Oscilación del Atlántico Norte (NAO) como fuente de variabilidad.

A continuación se presentan resumidas las principales conclusiones extraídas de cada una de las publicaciones mencionadas.

1. En los dos períodos analizados, 1950-2010 y 2001-2010, los patrones sinópticos promedio en niveles medios y bajos fueron similares. En el período 1950-2010, tanto Junio como Julio exhibieron un flujo predominante del oeste y una leve ondulación sobre la Península Ibérica. En el período 2001-2010, la onda se profundiza, generando una vaguada al oeste de la Península.
2. Los patrones sinópticos de Junio y Julio del 2006 mostraron diferencias importantes respecto a los dos períodos de estudio, 1950-2010 y 2001-2010. En estos meses de 2006 se observa una mayor profundización de la vaguada, con el eje al oeste de Portugal y, en el caso del mes de Junio, una baja embebida al suroeste de la Península. Así mismo, el reforzamiento de la alta presión sobre Argelia favorece un flujo de viento de componente sur, cálido y húmedo, que afecta a la zona mediterránea de la Península.
3. El análisis de las anomalías de la diferencia de temperatura entre los niveles de 850 *hPa* y 500 *hPa* mostraron valores positivos, tanto en Junio como en Julio de 2006. Este hecho fue debido al incremento de la temperatura a 850 *hPa*. En el mes de Junio las anomalías se localizaron fundamentalmente en el Mediterráneo occidental, mientras que en Julio se encontraron sobre el centro de Francia, extendiéndose por el sur hacia la Península Ibérica. Las anomalías respecto al período 2001-2010, resultaron ser de entre 2.8 y 3.2°C en Junio sobre Cerdeña; y de 3.2 a 3.6°C en Julio, sobre el suroeste de Francia. Con respecto al período 1950-2010 los valores fueron aún mayores, con valores de entre 3.6 y 4.0°C en el mes de Junio sobre el Mediterráneo; y de entre 2.0 y 2.8°C en Julio, sobre la costa este de la Península.
4. La temperatura y la altura geopotencial a 850 hPa mostraron tendencias positivas generalizadas para el período 1950-2010. Esto implica un progresivo incremento de

---

la temperatura sobre el Mediterráneo, favoreciendo de esta forma la entrada del flujo de componente sur con advección de aire más cálido y húmedo.

5. Los cambios en los patrones sinópticos de Junio y Julio de 2006, mostraron que se trata de un caso extremo de la evolución observada desde 1950, tanto de la temperatura como de la altura geopotencial en niveles medios y bajos. Esta tendencia es debida al reforzamiento de la dorsal africana, que incrementa el viento de componente sur en niveles bajos y la advección del Mediterráneo sobre el área de estudio. Dichas condiciones, unidas a las características orográficas de la zona, conducen a ambientes termodinámicos más favorables para el desarrollo de la convección en el noreste de España.
6. El análisis espacial de las variables obtenidas a partir de los granizómetros en el suroeste de Francia, puso en evidencia una zona con valores máximos para todas ellas. Dicha zona se sitúa al norte del departamento de Hautes-Pyrénées, debido a la proximidad de los Pirineos.
7. Las tendencias anuales de ocurrencia de granizo calculadas entre Mayo y Septiembre para el período 1990-2010, no mostraron un patrón claro en su distribución espacial. La excepción la constituye la zona entre Tarbes y Saint-Gaudens, donde se concentran gran parte de las tendencias positivas.
8. La elevada variabilidad espacial de las tendencias, con signo opuesto en granizómetros separados tan sólo por unos pocos kilómetros, lleva a concluir que es prácticamente imposible interpolar las tendencias puntuales a escala regional, aún cuando se tengan en cuenta sólo las significativas. Por tanto, hay que tener especial atención en la validación y calibración de modelos. La pequeña escala espacial de estos fenómenos y la concurrencia de un gran número de factores sobre un área (concentración de núcleos de congelación, campos de vientos, etc.), son los principales responsables de dicha variabilidad.
9. El predominio de las tendencias positivas en el mes de Mayo en ambas zonas, Atlántica y Pirenaica, apunta a un adelanto de las granizadas en el tiempo a lo largo del año.

10. Las zonas de mayor altitud mostraron cierto predominio de las tendencias positivas, aunque la variabilidad de las mismas es más elevada que en zonas más llanas, alejadas de los Pirineos, por lo que se recomienda aumentar en estas zonas la densidad de las estaciones de medida.
11. La clasificación cluster de los valores de precipitación promedio entre Mayo y Septiembre para el período 1901-2010, refleja bien la topografía de la zona. La precipitación total fue mayor en el cluster sur, próximo a los Pirineos, mientras que disminuye a medida que nos desplazamos hacia el norte. Esto es debido a un desarrollo más intenso de las células convectivas sobre los Pirineos y su posterior desplazamiento hacia el norte, siguiendo la línea de los valles.
12. La comparación de las variables estandarizadas de la precipitación total y del granizo no mostró una variación paralela en el tiempo, sino que se aprecia cierta disparidad en los años de mayor y menor valor de dichas variables.
13. En la zona Atlántica dominaron las tendencias negativas para todas las variables. Por el contrario, en la Pirenaica sólo la precipitación fue negativa, mientras que el número de días de granizo y la intensidad fueron positivas. Estas tendencias se podrían relacionar con el aumento de la temperatura en superficie y un mayor efecto de fusión de la masa del granizo en su descenso.
14. El estudio de la relación de la NAO con las variables analizadas mediante una wavelet de coherencia, puso de manifiesto una mayor influencia de dicho fenómeno sobre las variables de la zona Atlántica.

# 6

## Conclusions





The objectives defined in *subsection 3.8* of the **Introduction** to this *Doctoral Thesis* were developed in *section 4*. This section includes the articles published in different scientific journals, which already have their respective *Conclusions* or *Discussion and conclusions* sections.

In the first publication, **Anomalies, trends and variability in atmospheric fields related to hailstorms in northeastern Spain**, the evolution of the synoptic patterns that favours the development of severe storms over northeast Spain was analysed, studying the abnormally large number of days with these phenomena registered in June and July 2006. As a result, the first objective, previously define, was addressed.

In the second publication, entitled **Climatic trends in hail precipitation in France: spatial, altitudinal, and temporal variability**, the variability of hail precipitation in southwest France is analysed, both at spatial and temporal level. In this way, the questions set out in the second objective are answered.

In the third article, **Hailfall in southwest France: relationship with precipitation, trends and wavelet analysis**, the third objective is covered. We explore in depth the role of hail precipitation in the total precipitation over southwest France and

the influence of the North Atlantic Oscillation (NAO) as a source of variability.

Below is a summary of the main conclusions drawn from each of the mentioned publications.

1. In the analysed periods, 1950-2010 and 2001-2010, the average synoptic patterns at low and mid levels were similar. In the period 1950-2010, June and July exhibited a flow from the west and a small wave over the Iberian Peninsula. In the period 2001-2010, this wave became deeper giving way to a trough to the west of the Peninsula.
2. The synoptic patterns for June and July 2006, showed substantial differences with regard to the periods 1950-2010 and 2001-2010. There was a deepening of the trough, with an axis to the west of Portugal and an embedded low in June to the southwest of the Iberian Peninsula. Moreover, the high-pressure centre over Algeria is reinforced, thereby favouring the warm and moist southerly component flow over northeast Spain.
3. There were positive anomalies in the difference between the low and mid-level temperature in June and July 2006, due to an increase in the temperature at 850 *hPa*. In June these anomalies were located in the western Mediterranean, while in July they were located over France but extending to the south towards the Iberian Peninsula. For the period 2001-2010, these anomalies were between 2.8 and 3.2°C in June over Sardinia; and 3.2 -3.6°C in July, over southwest France. The anomalies were more intense with respect to the period 1950-2010, with values up to 3.6-4.0°C for June over the Mediterranean; and between 2 and 2.8°C in July, over the east coast of the Iberian Peninsula.
4. The temperature and geopotential height at 850 *hPa* showed generalized positive trends for the period 1950-2010. This gives way to a progressive increase of the temperature over the Mediterranean Sea, which favours the southerly component flow with advection of warm and moist air.
5. The changes in the synoptic patterns of June and July 2006, showed that 2006 is an extreme case of the evolution pattern from 1950 onwards, in the temperature and geopotential height at low and mid levels. This trend implies a strengthening

of the African ridge, an increase in the southerly component flow at low levels, and a greater advection from the Mediterranean over the study area. These conditions, together with the local orography, lead to thermodynamic conditions that are more favourable towards the development of convection in northeast Spain.

6. The spatial analysis of the variables measured from the hailpads in southwest France highlighted the existence of an area with high values for all those variables. This area is located to the north of the department of Hautes-Pyrénées, due to the proximity of the Pyrenees.
7. The annual trends for hail events from May to September for the period 1990-2010, did not reveal any clear pattern in its spatial distribution. The only exception was the area between Tarbes and Saint-Gaudens, where the positive trends were concentrated.
8. The high spatial variability in trends, with an opposite sign in hailpads separated by only a few kilometres, leads to the conclusion that is nearly impossible to interpolate specific trends at regional scale, even when only considering the significant trends. Therefore, special attention should be paid when calibrating and validating models. The small spatial scale of these phenomena and the coincidence of a large number of factors over the area (such as frozen nuclei concentration, field wind, etc.), are the main factors that are responsible for this variability.
9. The predominance of positive trends in May in the Atlantic and Pyrenean areas, points towards the fact that hailfalls are arriving earlier in the year.
10. The areas with the highest altitude showed a prevalence of positive trends, although their variability was even greater than in low-lying areas, far away of the Pyrenees, so it is recommended to increase the density of the measurement stations in those areas.
11. The cluster classification of the average values of precipitation between May and September for the period 1901-2010 provides a good reflection of the topography of the area. Total precipitation was higher in the south cluster, near to the Pyrenees, while it diminishes as one moves further north. This is due to a more intense deve-

lopment of the convective cells over the Pyrenees and their subsequent displacement to the north, following the direction of the valleys.

12. The comparison of the standardized variables of total precipitation and hail did not reveal a parallel variation in time, with disparity in the year with the highest and the lowest values for that variables.
13. In the Atlantic area, negative trends were predominant for all of the variables. Nevertheless, in the Pyrenean area only precipitation showed a negative trend, while the number of hail days and intensity were positive. These trends could be explained by the increase in surface temperature and a greater melting effect of hail mass when the hail stones descend to the surface.
14. The study of the relationship between the NAO and the variables that were analysed using a wavelet coherence, revealed a major influence of this phenomenon over the variables in the Atlantic area.

7

Otras publicaciones



---

**D**urante el desarrollo de la presente *Tesis Doctoral* he tenido la oportunidad de colaborar en otros artículos científicos que no forman parte del compendio de publicaciones aquí recogido, y que paso a citar a continuación:

- a) HAIL PREVENTION BY GROUND-BASED SILVER IODIDE GENERATORS: RESULTS OF HISTORICAL AND MODERN FIELD PROJECTS. Dessens, J., Sánchez, J.L., Berthet, C., **Hermida, L.**, Merino, A. *Atmospheric Research*, **2016**, vol.170, pp. 98-111, doi.org/10.1016/j.atmosres.2015.11.008.
- b) LARGE-SCALE PATTERNS OF DAILY PRECIPITATION EXTREMES ON THE IBERIAN PENINSULA. Merino, A., Fernández-Vaquero, M., López, L., Fernández-González, S., **Hermida, L.**, Sánchez, J.L., García-Ortega, E., Gascón, E. *International Journal of Climatology*, doi:10.1002/joc.4601.
- c) IDENTIFICATION OF DROUGHT PHASES IN A 110-YEAR RECORD FROM WESTERN MEDITERRANEAN BASIN: TRENDS, ANOMALIES AND PERIODICITY ANALYSIS FOR IBERIAN PENINSULA. Merino, A., López, L., **Hermida, L.**, Sánchez, J.L., García-Ortega, E., Gascón, E., Fernández-González, S. *Global and Planetary Change*, **2015**, vol.133, pp. 96-108. doi:10.1016/j.gloplacha.2015.08.007.
- d) SPATIAL DISTRIBUTION OF THERMODYNAMIC CONDITIONS OF SEVERE STORMS IN SOUTHWESTERN EUROPE. Gascón, E., Merino, A., Sánchez, J.L., Fernández-González, S., García-Ortega, E., López, L., **Hermida, L.** *Atmospheric Research*, **2015**, vols.164-165, pp. 194-209, doi.org/10.1016/j.atmosres.2015.05.012.
- e) CLOUD TOP HEIGHT ESTIMATION FROM WRF MODEL: APPLICATION TO THE INFRARED CAMERA ONBOARD EUSO-BALLOON. Merino, A., Sánchez, J.L., López, L., Gascón, E., García-Ortega, E., **Hermida, L.**, *et. al. Proceedings of the 34<sup>th</sup> ICRC*, **2015**.
- f) MONITORING A CONVECTIVE WINTER EPISODE OF THE IBERIAN PENINSULA USING A MULTICHANNEL MICROWAVE RADIOMETER. Gascón, E., Sánchez, J.L., Fernández-González, S., **Hermida, L.**, López, L., García-Ortega, E., and Merino,

A. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, **2015**, vol.120, pp.1565-1581, doi:10.1002/2014JD022510.

- g) SNOWFALL IN NORTHWEST IBERIAN PENINSULA: SYNOPTIC CIRCULATION PATTERNS AND THEIR INFLUENCE ON SNOW DAY TRENDS. Merino, A., Fernández-González, S., **Hermida, L.**, López, L., Sánchez, J.L., García-Ortega, E., Gascón, E., *Hindawi Publishing Corporation. The Scientific World Journal*, **2014**, vol.2014, 14 pages. doi:10.1155/2014/480275.



8

## Siglas y Acrónimos



- 
- **AMSR-E**: Radiómetro avanzado de barrido por microondas del sistema de observación de la Tierra/*Advanced Microwave Scanning Radiometer for Earth Observing System*.
  - **ANELFA**: *Association Nationale d'Étude et de Lutte contre les Fléaux Atmosphériques*.
  - **ASS**: Número actual de muestras/*Actual simple size*.
  - **CAPE**: Energía potencial convectiva disponible/*Convective available potential energy*.
  - **CCL**: Nivel de condensación por convección/*Convective condensation level*.
  - **CIN**: Inhibición convectiva/*Convective inhibition*.
  - **CWT**: Transformada continua de ondeleta/*Continuous wavelet transform*.
  - **DWT**: Transformada discreta de ondeleta/*Discrete wavelet transform*.
  - **ECMWF**: *European Center for Medium range Weather Forecasting*.
  - **ENSO**: Oscilación del Sur El Niño/*El Niño Southern Oscillation*.
  - **EOS**: Sistema de observación de la Tierra/*Earth Observing System*.
  - **ERA40**: *ECMWF Re-analysis 40*.
  - **ESS**: Número efectivo de muestras/*Effective or equivalent simple size*.
  - **FT**: Transformada de Fourier/*Fourier Transform*.
  - **GFA**: Grupo de Física de la Atmósfera/*Atmospheric Physics Group*.
  - **GPCC**: *Global Precipitation Climatology Centre*.
  - **IPCC**: Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático/*Intergovernmental Panel on Climate Change*.
  - **LFC**: Nivel de libre convección/*Level of free convection*.

- **NAO**: Oscilación del Atlántico Norte/*North Atlantic Oscillation*.
- **NCAR/NCEP**: *National Center for Atmospheric Research/National Centers for Environmental Prediction*.
- **NCEP**: *National Centers for Environmental Prediction*.
- **PCT**: Temperatura de brillo corregida por polarización/*Polarization corrected temperature*.
- **SHR6**: Magnitud de la cizalladura del viento entre la superficie y los 6 *km* de altitud/*0-6 km vector shear magnitude*.
- **STFT**: Transformada de Fourier de tiempo corto/*short time Fourier transform*. También conocida como **WFT**.
- **TITAN**: *Thunderstorm Identification, Tracking, Analysis and Nowcasting*.
- **WFT**: Transformada de Fourier de tiempo corto/*windowed Fourier transform*. También conocida como **STFT**.



*La presente Tesis Doctoral se presenta como un compendio de artículos resultado de la investigación desarrollada sobre tormentas severas y precipitaciones de granizo en el noreste de España y el suroeste de Francia.*

*Se ha llevado a cabo un análisis de tendencias climáticas, tanto de datos de observación como de las principales variables meteorológicas que caracterizan los patrones sinópticos favorables al desarrollo de la convección severa en la zona.*

*Además, se analiza la variabilidad espacial de este tipo de eventos, con especial atención a la orografía, y la variabilidad temporal mediante el estudio de periodicidades en las series temporales y la correlación con fenómenos fuente de variabilidad, como es el caso de la Oscilación del Atlántico Norte.*

*Todos los artículos científicos aquí presentados han sido publicados en el marco de distintos proyectos y actividades del Grupo de Física de la Atmósfera de la Universidad de León.*

