



## ANÁLISIS ESPACIAL DE LAS TENDENCIAS DE LA AGRESIVIDAD EROSIVA DE LA LLUVIA EN LA COMUNIDAD VALENCIANA

*Spatial analysis of rainfall trend erosivity in the Region of Valencia (E of Spain)*

De Luís, M.<sup>(1)</sup>, González Hidalgo, J. C.<sup>(2)</sup>,  
Raventós, J.<sup>(1)</sup>, Sánchez, J. R.<sup>(1)</sup> y Cortina, J.<sup>(1)</sup>

*(1) Departamento de Ecología, Universidad de Alicante. 03080 Alicante. España.*

*(2) Departamento de Geografía y Ordenación del Territorio, Universidad de Zaragoza. España.*

**Resumen:** Se propone un método de análisis basado en la prueba estadística de Cramér von-Mises para analizar la distribución espacial de los signos de tendencias de cualquier variable cuyo comportamiento en el tiempo pueda afectar a los procesos involucrados en el Cambio climático y los procesos asociados. La prueba se desarrolla bajo dos supuestos. En el primer caso, denominado modelo unidimensional, el criterio de clasificación de los signos de la tendencia es único; en los ejemplos expositivos se ha escogido el valor de la precipitación promedio. En su lugar, y para otros objetivos, la tendencia de la variable analizada puede compararse con la distribución de diferentes índices de erosión, de riesgos ambientales, de producción vegetal, etc. En el segundo supuesto, el llamado modelo bidimensional, los criterios de clasificación utilizados coinciden con las direcciones norte-sur y este-oeste. En este caso la tendencia seleccionada para ilustrar el modelo es la del índice de erosividad de la lluvia propuesto por Oliver (1980). Los resultados, aplicados a un numeroso conjunto de observatorios de la Comunidad Valenciana, han permitido delimitar, cuando ha sido el caso, diferentes áreas en las que se ha producido un comportamiento homogéneo en la tendencia de la variable analizada durante el período 1961-1990.

**Palabras clave:** *Tendencias de lluvia, tendencia de la agresividad, análisis espacial, Cramér von Mises, Mediterráneo, Comunidad Valenciana.*

**Abstract:** A Cramér von-Mises test modification is used to detect spatial patterns of rainfall trend signs. Test is performed under two ways. In the first approach, unidimensional model, the classification criterion selected has been rainfall isoyet. For convenience, this criterion can be modified by using different index such as erosion, fire risk and so on. In the second approach, the bidimensional model, classification criteria have been latitude and longitude coordinate system, and have been applied to PCI rainfall erosivity index (Oliver 1980). The results obtained by applying test to a selected meteorological station in Valencia Region let us to define with great detail areas with uniform rainfall trend and uniform rainfall erosivity trends between 1961-1990 normal period.

**Key Words:** *Rainfall trend, rainfall erosivity trend, spatial analysis, Cramér von-Mises, Mediterranean landscape, Valencia Region.*



De Luís, M.; González Hidalgo, J. C.; Raventós, J.; Sánchez, J. R. y Cortina, J. (2000). Análisis espacial de las tendencias de la agresividad erosiva de la lluvia en la Comunidad Valenciana. *Rev. C. & G.*, 14 (3-4), 39-53. © SEG. AEQUA. GEOFORMA Ediciones

## 1. Introducción

El análisis de tendencias de los elementos del clima, particularmente de las precipitaciones, se ha convertido en uno de los objetivos prioritarios de investigación del Cambio Climático como componente del llamado Cambio Global. Este interés se enfoca tanto a conocer los procesos generadores del cambio, como a definir las escalas espaciales y temporales en las que se realiza, sus posibles consecuencias sobre el suelo y los procesos de degradación y desertificación, y sus efectos sobre los sistemas naturales y las actividades humanas (Imeson, 2000).

Las tendencias de lluvia varían en el espacio y tiempo (Houghton et al., 1990, 1992, 1996; Keim et al., 1995). En el espacio se han detectado diferencias entre zonas climáticas (Bradley et al., 1987; Díaz et al., 1989; Hulme, 1992), así como en los continentes y regiones (Maheras, 1988; Yu y Neil, 1993; Rodríguez-Puebla et al., 1998). En el tiempo la tendencia de la precipitación de los valores anuales, estacionales, mensuales o diarios puede ser distinta en observatorios muy cercanos (Yu y Neil, 1991, 1993).

La precisión y fiabilidad de estas predicciones disminuye al variar la escala desde la más general a la particular, y, dada la inherente incertidumbre de los modelos generales, en las escalas de detalle se pueden producir cambios substanciales que los análisis generales no detecten (Matyasovszky et al., 1999; Mcnamara 1999). Las predicciones espaciales cada vez son menos fiables al pasar de los estudios zonales a los regionales y locales, y el grado de acierto decrece desde las predicciones anuales a las estacionales, mensuales o diarias (Reed, 1986; Wilson y Mitchell, 1987; Rind et al., 1989; Gregory y Mitchell, 1995; Mearns et al., 1996; Barrow et al., 1996; Palutikof et al., 1996; Osborn y Hulme, 1998). La razón es que las lluvias son el elemento del clima más aleatorio y el que está sometido a una mayor variabilidad (Groisman y Legates, 1994). En consecuencia, los sucesos asociados a las precipitaciones quedan sometidos a variaciones en el tiempo y el espacio que es preciso investigar, pues, entre otras razones, la mayor parte de los procesos geomorfológicos e hidrológicos tienen una dependencia climática en sus calendarios temporales, y relacionados con ellos se encuentra la erosión del suelo y los procesos de desertificación.

Pese a las críticas que se puedan realizar sobre la inexactitud de los cálculos de agresividad de la lluvia a partir de datos de volúmenes, la realidad es que la disponibilidad de datos de intensidades es muy escasa tanto en observatorios como en períodos de registro (González Hidalgo, 1996), por lo que si se pretende realizar estudios espaciales de detalle la densidad de observatorios necesaria obliga a trabajar con índices mensuales (Gabriels, 2000). En este grupo destacan los índices de Fournier (1960), la modificación propuesta por Arnoldus (1980) y el denominado Precipitation Concentration Index (PCI) de Oliver (1980).

Dado que el ámbito de planificación de los sistemas naturales es la escala local o sub regional, el estudio espacial de las tendencias de lluvia o de su agresividad erosiva es una tarea de la mayor relevancia y su análisis abarca los valores anuales, los valores estacionales y los valores diarios, sin olvidar el comportamiento de las tendencias de los índices anuales de agresividad pluvial o de los indicadores biológicos dependientes de aquellos. Esta tarea es necesaria sobre todo donde el promedio de la lluvia anual sea extremadamente variable en el espacio y en el tiempo, y donde los problemas relacionados con el régimen de precipitación tengan una gran variabilidad local.

La variabilidad espacial y temporal es la característica más significativa del régimen de precipitaciones en el mediterráneo occidental (Quereda, 1994; Summer et al., 1993; Romero et al., 1998, 1999) y está determinada en muchos casos por condiciones locales (Pérez-Cueva, 1994; De Luís et al., 1998). Por estas razones, las tendencias de lluvia en la Comunidad Valenciana presentan una alta heterogeneidad espacial (De Luís et al., 1998) y no es posible generalizar conclusiones de escala regional. Como consecuencia, cualquier extrapolación basada en los datos globales de la zona mediterránea en que se encuentra la Comunidad Valenciana puede ocultar las tendencias de la lluvia en la escala local o comarcal (Houghton et al., 1992 y 1996).

Las circunstancias descritas no son exclusivas de la Comunidad Valenciana, de manera que los análisis de tendencias de la lluvia deberían desarrollarse sobre todo en las áreas semiáridas y sub húmedas por ser las más sensibles a los mencionados procesos de desertificación (Yassoglou, 2000).

## 2. Problemas metodológicos en el análisis espacial de las tendencias de variables climáticas

El análisis de las tendencias de cualquier variable comprende al menos los siguientes aspectos: el signo de la tendencia, la estimación de su magnitud, la variabilidad asociada a ambas y la proyección espacial de todas ellas. Debido a la naturaleza de los datos climáticos, la identificación y análisis de las tendencias tropieza con dos problemas.

En primer lugar, y particularmente en el caso de la precipitación, los cambios detectados en la precipitación anual en los observatorios de un área solamente se pueden aceptar como generalizados en la misma cuando se dispone de una densa red de observatorios (Bradley y Groisman, 1989; Groisman y Easterling, 1994; Groisman y Legates, 1994; Hulme et al., 1995). Es más, se sugiere que los estudios espaciales de la lluvia se realicen con un número de observatorios entre 5 y 10 veces más numeroso que en el caso de los estudios de presión o temperatura (Vinnikov et al., 1990). Por ello, si se trata de indagar patrones globales del cambio pluviométrico en las escalas sub regionales o locales, se requiere una red de observatorios más densa que para otros elementos del clima (Groisman y Legates, 1995). Este hecho es quizá una de las causas de la escasez de análisis espaciales en las escalas de mayor detalle y que éstos se hayan realizado, sobre todo, en ámbitos regionales, semi continentales o zonales.

En segundo lugar las técnicas de análisis presentan dos problemas: por un lado la detección de las tendencias y su magnitud, y por otro su análisis espacial. Para analizar las tendencias se recomienda aplicar técnicas complementarias que informan del signo del cambio y de su magnitud (Yu y Neil, 1993; Suppiah y Hennessy, 1998; González Hidalgo et al., 1999), pero el estudio espacial de sus resultados tiene a su vez otros problemas. Si bien la distribución de las intensidades del cambio se ha solucionado por técnicas geoestadísticas (sobre todo el *kriging*), cuando se realizan análisis espaciales de los signos del cambio lo habitual es que se presenten de modo descriptivo mapas de signos de tendencias.

En suma, existe un problema en el proceso de investigación para identificar las pautas regionales de la distribución espacial de los signos de tendencias de las variables climáticas, que se plasma en

preguntas del tipo: ¿cómo definir si la distribución espacial de los observatorios con una tendencia dada (positiva, p.e.) difieren significativamente de la distribución de los de las demás tendencias (nula o negativa)? La solución de este interrogante además puede responder a preguntas tales como: ¿las tendencias de las lluvias anuales, estacionales, mensuales o diarias, se distribuyen acorde el valor promedio de lluvia anual?, ¿son parejos los cambios de la agresividad evaluada por el índice X a la distribución de precipitaciones, o no?. A nuestro entender la principal razón de este hecho se debe a las dificultades del análisis espacial de datos categóricos (el signo de la tendencia: positivo, negativo o neutro) obtenidos al aplicar las técnicas no paramétricas para evaluar los signos de tendencias.

### 2.1 La prueba de Cramér von-Mises y su aplicación al análisis espacial

La prueba de Cramér von-Mises se basa en las diferencias entre dos distribuciones normalizadas acumuladas a lo largo de un criterio de clasificación. La prueba está diseñada específicamente para ser insensible a las diferencias debidas a las frecuencias absolutas y recoge el efecto de la distribución de efectivos dentro de cada sub población (Syrjala, 1996).

En la versión original de la prueba los datos deben ser seleccionados aleatoriamente en el espacio, y en sentido estricto la variable aleatoria debería ser la localización de la misma. Cuando la localización no puede considerarse como aleatoria, tal y como ocurre con los observatorios meteorológicos, la prueba debe ser modificada (Syrjala, 1996). Por esta razón, en casos como el aquí presentado la variable aleatoria pasa a ser el signo de tendencia de la variable estudiada, y no la localización del observatorio.

Finalmente la prueba, más que una comparación entre dos distribuciones de signos, permite identificar la existencia de agregaciones entre cada pareja de signos comparada en el área de estudio (Upton y Fingleton, 1985).

### 2.2. Procedimiento general

Considerando los tres posibles signos que pueden resultar en un análisis de tendencia (positivo, negativo o nulo), la hipótesis nula es que no exis-

ten diferencias en las distribuciones acumuladas de los signos emparejados dos a dos, es decir que aquéllos se encuentran distribuidos aleatoriamente en el espacio. A su vez, la hipótesis alternativa es que sí existen agrupamientos entre las localidades de cada signo, en cuyo caso se podrían definir sectores diferenciados por el signo de la tendencia.

Para comparar las distribuciones acumuladas según el criterio de clasificación que se haya elegido (véase más adelante), en cada observatorio se registra la presencia o ausencia del signo de las tres posibles tendencias, asignando el valor de 1 a la población de la tendencia detectada, y 0 a las otras dos poblaciones de signos de tendencia. Por ejemplo, si un observatorio tiene tendencia positiva se registrará como 1 en la población de signos positivos (“+”) y como 0 en la de signos negativos (“-”) y de tendencia nula (“=”).

A continuación se normalizan los valores de cada observatorio y signo dividiendo por el total de observaciones de cada población de signos:

$$\Phi_i(x_k) = \frac{d_i(x_k)}{D_i}$$

con el total de observatorios de cada población según:

$$D_i = \sum_{k=1}^k d_i(x_k)$$

El valor de la distribución acumulada en la localidad ( $x_k$ ) para la población de signos  $i_{th}$ , llamada  $G(x_k)$ , es la suma de todas las observaciones normalizadas,  $F_i(x_k)$ , cuya localización ( $x$ ) sea tal que  $x \leq x_k$ . Así la distribución acumulada para la población  $i_{th}$  en el observatorio  $k_{th}$  se define como

$$\Gamma_i(x_k) = \sum_{\forall x \leq x_k} \Phi(x)$$

El estadístico final de la prueba de Cramér-von Mises, se define como el sumatorio del cuadrado de la diferencia entre cada pareja de funciones de distribución acumuladas:

$$\Psi_{(+vs\ o)} = \sum_{k=1}^K [\Gamma_{(+)}(x_k) - \Gamma_{(o)}(x_k)]^2$$

$$\Psi_{(+vs\ -)} = \sum_{k=1}^K [\Gamma_{(+)}(x_k) - \Gamma_{(-)}(x_k)]^2$$

$$\Psi_{(o\ vs\ -)} = \sum_{k=1}^K [\Gamma_{(o)}(x_k) - \Gamma_{(-)}(x_k)]^2$$

Como la prueba se construye sobre funciones de distribución empíricas, no se necesita realizar ninguna asunción sobre la distribución de la población y el nivel de significación del estadístico  $\Psi$  se evalúa mediante una prueba de aleatoriedad (Edgington, 1980; Underwood, 1997).

En un conjunto de observatorios  $K$ , en los que  $p$ ,  $o$  y  $n$  son el número de localidades con tendencia positiva, neutra y negativa, ( $p + o + n = K$ ), la distribución del estadístico  $\Psi$  se puede conocer calculando el valor de dicho parámetro para todos los  $[K! / (p! \cdot o! \cdot n!)]$  pares de combinaciones del conjunto de datos, y el nivel de significación del estadístico  $\Psi$  se determina por su posición en el conjunto de combinaciones de todos los  $[K! / (p! \cdot o! \cdot n!)]$ .

Cuando el número de localidades  $K$  es alto, (por ejemplo 97 localidades producen más de  $1,5E+44$  combinaciones), un número de combinaciones lo suficientemente elevado puede aproximarnos a la distribución de dicho estadístico  $\Psi$  y obtener el valor de su significación (Syrjala, 1996). En el presente trabajo hemos elegido 1000 combinaciones, que se corresponden con el resultado de la prueba más 999 combinaciones aleatorias. De este modo el valor de probabilidad  $p$  es la proporción de las 1000 pseudo combinaciones mayores o iguales que el valor obtenido en la prueba. En nuestro caso esta distribución aleatoria se ha calculado utilizando un programa escrito en lenguaje QuickBasic desarrollado en el Departamento de Ecología de la Universidad de Alicante. En todos los casos el nivel de significación prefijado es  $p < 0,05$ .

### 2.3 Criterios de organización

Puesto que los datos se deben ordenar para construir las distribuciones de frecuencias acumuladas, la prueba se convierte en una poderosa herramienta si se dispone tal ordenamiento con criterios que tengan un sentido espacial, y particularmente en nuestro caso geomorfológico. En general en esta prueba estadística los criterios de acumulación de los datos se han elegido al azar, no olvidemos que su uso más generalizado proviene de la ecología y que se emplea para analizar distribuciones internas en un ecosistema, en el que se supone que las diferencias más notables se producen en sentido vertical y no horizontal (Bailey, 1996). Sin embargo, en



cuanto que el criterio de ordenamiento no afecta la estructura de la prueba, proponemos su aplicación bajo dos supuestos: el modelo unidimensional y el modelo bidimensional.

#### 2.4.1 Modelo unidimensional

En el modelo unidimensional el criterio de acumulación es único. Así se pueden comparar las distribuciones espaciales de los signos de tendencia de la variable estudiada a lo largo de gradientes originados por la lluvia anual, la altitud, los índices erosivos, o criterios de productividad vegetal, intensidad de fuegos, etc.

Bajo este supuesto, el estadístico indicará si las poblaciones de signos comparadas (“+” vs “-”; “+” vs “o”; “-” vs “o”) se solapan o no a lo largo del citado criterio. Por ejemplo, la distribución de los signos de tendencias de lluvia anual a lo largo del gradiente *lluvia anual* indicará si los cambios de la lluvia corren parejos a la distribución de lluvias o por el contrario en modo inverso. A su vez la distribución de los signos de tendencia de un índice anual de concentración de lluvia (normalmente empleados como estimadores de agresividad pluvial o erosividad, por ejemplo índices de Fournier u Oliver (de Luís et al., 1997 y 1998)) informará del posible descenso o aumento de la concentración mensual a lo largo del gradiente de lluvias promedio, y particularmente en este caso podría llegar a sugerir incluso un posible cambio en la distribución de la frecuencia de eventos.

En este modelo de aplicación la prueba es independiente del punto de inicio de la acumulación, y para cada pareja de signos comparada solamente se obtiene un estadístico. Esto significa que el proceso de acumulación puede comenzar en los valores inferiores o superiores del criterio de acumulación empleado. Si se obtienen diferencias significativas sus resultados deben interpretarse manejando los mapas de distribución de tendencias de la variable analizada y de la variable empleada como criterio de acumulación. En el Anejo se adjunta un ejemplo del proceso de cálculo completo sobre un supuesto.

#### 2.4.2 Modelo bidimensional

La segunda opción para caracterizar la distribución espacial de los signos de las tendencias es calcular su distribución acumulada en un espacio bidi-

mensional. En este supuesto Zimmerman (1993) ha sugerido emplear un sistema de coordenadas cartesianas superpuesto a un rectángulo. Dado que ninguna esquina podría definirse objetivamente como origen, pero puesto que en este caso el estadístico sí depende del punto de origen de la acumulación, Zimmerman propuso calcular el valor del estadístico  $\Psi$  cuatro veces, una por cada esquina origen del rectángulo, y realizar la distribución acumulada en diagonal, sugiriendo que se promediasen los cuatro estadísticos como resultado de la prueba.

Pero entendemos que se puede realizar un análisis más detallado si el sistema de coordenadas es acorde con criterios objetivos, como la latitud y longitud geográfica. En este caso los cuatro estadísticos unidimensionales se originan a lo largo de cuatro direcciones espaciales. Los dos primeras ( $\Psi_1, \Psi_2$ ) se refieren a la agregación en sentido longitudinal (con acumulaciones en sentido este-oeste y oeste-este) y los dos restantes ( $\Psi_3, \Psi_4$ ) al sentido latitudinal con acumulaciones norte-sur y sur-norte (véase Figura 1), es decir informan de la distribución de la variable *signo de tendencia* a lo largo de un espacio bidimensional.

### 3. Aplicación

Los ejemplos que se presentan a continuación se obtienen de los trabajos publicados hasta el momento (De Luís et al., 1996, 1997, 1998) realizados con las bases de datos diarias del Atlas Climatológico de la Comunidad Valenciana (Pérez Cueva, 1994). Los registros cubren el periodo normal 1961-1990 en 97 observatorios, con lo que se asegura la comparación y significación de los resultados con otros estudios, y, en segundo lugar, la elevada densidad de observatorios asegura la fiabilidad de los resultados.

Los ejemplos que se desarrollan han sido escogidos para mostrar los dos modelos de aplicación de la prueba (modelo unidimensional y modelo bidimensional), para ilustrar el proceso de interpretación de los estadísticos obtenidos, y para comentar algunos de los resultados que forman parte del escenario general en el que evolucionan los sistemas naturales de la Comunidad Valenciana bajo la hipótesis del Cambio Climático.



Tabla 1. Desarrollo de la prueba de Cramèr von Mises. Las localidades aparecen ordenadas en el gradiente de lluvia anual  $R$ , y el signo de tendencia de lluvia se muestra en la columna tendencia.  $D_{+,-,0}$  representan la codificación, en cada localidad, de los signos de tendencia, obsérvese que en cada observatorio se codifican los tres signos posibles, y que la población de signos codificada con 1 corresponde al signo detectado.  $\Phi_i$  y  $\Gamma_i$  son respectivamente los valores relativizados de cada signo y las distribuciones acumuladas sobre los valores anteriores. Finalmente, las tres columnas encabezadas Comparación por pares, presentan el valor acumulado de la diferencia al cuadrado de las parejas de signos comparadas en sus distribuciones relativas acumuladas. La suma en cada caso es el estadístico de la prueba. En el anejo al presente trabajo se muestra un ejemplo simplificado del cálculo para facilitar su comprensión. *Table 1. A detailed example of Cranèr-von Mises statistic calculation for distribution of trends in annual rainfall amount (R) in the mean annual rainfall ( $\bar{R}$ ). gradient. Site are ordered by annual rainfall gradient, R, and rainfall trend sign it is shown in trend column.  $D_{+,-,0}$  represent codification of trend sign and accumulated distribution. The column Comparison por pares codificated, and sign with 1 code corresponds to trend detected.  $\Phi_i$  y  $\Gamma_i$  are respectively relative values of trend sign and accumulated distribution. The column Comparison por pares (pairwise), represent the accumulated value of square differences between pairwise. The sum is the statistic value of test.*

Localidad	K	R	Tendencia	$d_i$			$\Phi_i$			$\Gamma_i$			Comparación por pares			
				$d_{(+)}$	$d_{(0)}$	$d_{(-)}$	$\Psi_{(+)}$	$\Psi_{(0)}$	$\Psi_{(-)}$	$\Psi_{(+)}$	$\Psi_{(0)}$	$\Psi_{(-)}$	$[\Psi_{(+)} - \Psi_{(0)}]^2$	$[\Psi_{(+)} - \Psi_{(-)}]^2$	$[\Psi_{(0)} - \Psi_{(-)}]^2$	
Tárbena	1	828	-	0	0	1	0/11	0/42	1/44	0/11	0/42	1/44	0	0.0005	0.0005	0.0005
Fontilles	2	819	-	0	0	1	0/11	0/42	1/44	0/11	0/42	2/44	0	0.0021	0.0021	0.0021
Pego	3	796	-	0	0	1	0/11	0/42	1/44	0/11	0/42	3/44	0	0.0046	0.0046	0.0046
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Mira	48	516	0	0	1	0	0/11	1/42	0/44	3/11	18/42	27/44	0.0243	0.1162	0.0342	
Villar del Arz.	49	515	-	0	0	1	0/11	0/42	1/44	3/11	18/42	28/44	0.0243	0.1322	0.0432	
Càlig	50	511	0	0	1	0	0/11	1/42	0/44	3/11	19/42	28/44	0.0323	0.1322	0.0338	
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Orihuela	95	293	0	0	1	0	0/11	1/42	0/44	10/11	41/42	44/44	0.0045	0.0083	0.0006	
Elche	96	236	0	0	1	0	0/11	1/42	0/44	10/11	42/42	44/44	0.0083	0.0083	0	
Torreveja	97	233	+	1	0	0	1/11	0/42	0/44	11/11	42/42	44/44	0	0	0	
$\Psi$													$\Psi_{(+vs0)}$	$\Psi_{(+vs-)}$	$\Psi_{(0vs-)}$	
													4.14	11.18	3.43	

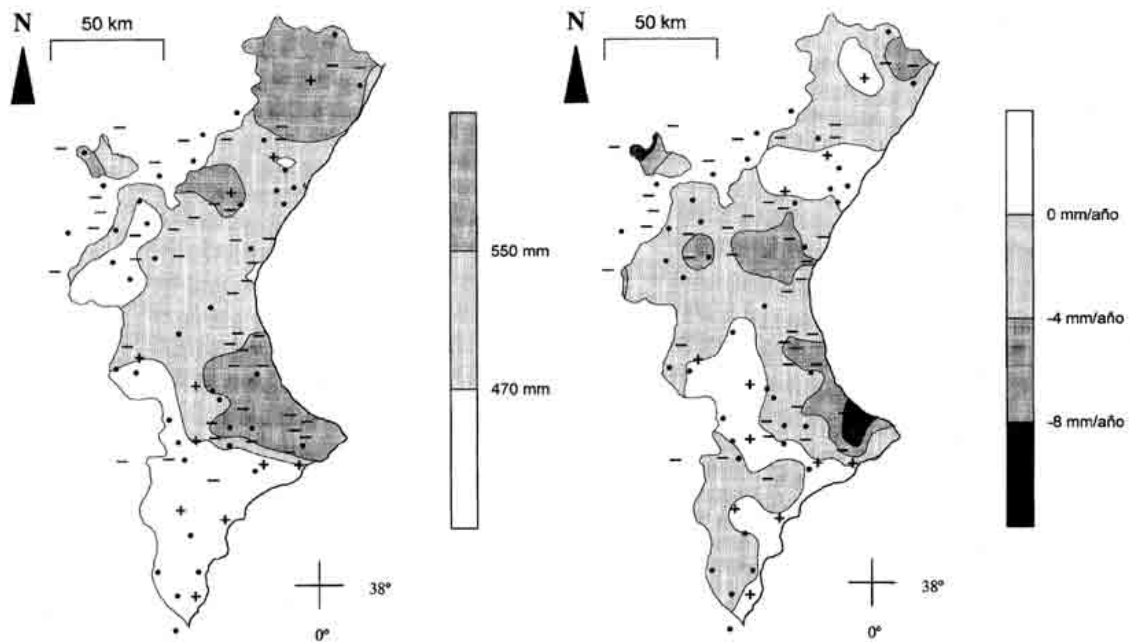


Figura 2. (a) Distribución de los signos de tendencia de la lluvia anual (período 1961-1990) y la precipitación media anual. (b) Distribución de los signos de tendencia de la lluvia anual (período 1961-1990) y la tasa de cambio de la tendencia de la precipitación media anual (expresada en mm/año)

Figure 2. Observed trends in annual rainfall (R). a) Annual rainfall trends: increasing (+), decreasing (-) and non significant (\*) trends (Spearman test,  $P < 0.05$ ) are shown. Superimposed, smoothed distribution of mean annual rainfall ( $\bar{R}$ ) in the Region of Valencia over WMO normal period 1961-1990. b) Annual rate of change of annual rainfall (R) along WMO normal period 1961-1990. Values in mm/year.

ción. Este sector se localiza al norte del Cap de Sant Antoni y en él se concentran gran número de observatorios con tendencias de lluvia anual negativas.

Por el contrario, en los sectores más áridos de la Comunidad, situados al sur en la provincia de Alicante, prácticamente no existen observatorios con tendencia negativa y es el sector de la Comunidad que aglutina la mayoría de los observatorios con tendencias de lluvia anual positiva.

Pese a la gran variabilidad espacial detectada, los resultados permiten definir sectores según haya sido la tendencia de la precipitación anual durante el período analizado. Estos sectores se identifican a lo largo del gradiente de precipitaciones medias anuales empleado y se muestran en la Tabla 3.

En los sectores más húmedos de la Comunidad, con precipitaciones anuales por encima de 550 mm, se ha producido un claro y significativo des-

Tabla 3. Distribución espacial de las tendencias de lluvia anual en diferentes sectores definidos por sus valores promedio de precipitación anual ( $\bar{R}$ ).  
Table 3. Trends in annual rainfall amount during 1961-1990 in the Region of Valencia related to mean annual rainfall ( $\bar{R}$ ).

Lluvia anual	Observatorios	Positivo	Neutro	Negativo
Conjunto	97	11	42	44
$\bar{R} < 470$ mm	32	8	16	8
$470 \leq \bar{R} \leq 550$ mm	33	1	17	15
$\bar{R} > 550$ mm	32	2	9	21



censo de los volúmenes de precipitación anual durante el periodo normal 1961-1990. En 21 observatorios de un total de 32 en el sector (el 66%) la tendencia de la lluvia ha sido negativa, y únicamente se ha detectado incrementos en 2 observatorios de la zona (el 6%). La tendencia resultó ser nula en 9 localidades (el 28%).

En los sectores con precipitación media anual entre 470 y 550 mm se mantiene una fuerte presencia de localidades con tendencias de lluvia negativas (15 casos, el 45%) frente a 1 observatorio de tendencia positiva (3%). Las localidades con tendencia nula fueron 17.

Finalmente en el sector semiárido ( $\bar{R} < 470$  mm) el número total de observatorios con tendencia negativa y positiva fue de 8 en ambos casos sobre un total de 32. Las localidades con tendencia nula predominaron en el sector con 16 observatorios.

La magnitud de los cambios observados se ha evaluado por el valor de las pendientes de los modelos de regresión lineal (Figura 2b) e indica que el descenso de la lluvia anual detectado en los sectores más lluviosos se ha producido con una tasa entre 4 y 10 mm anuales. En los sectores secos, donde predominan las tendencias nulas, las tasas de descenso de la lluvia anual varían entre 2 y 4 mm anuales. Por último, en los sectores semiáridos las tasas de cambio varían entre -2 y +4 mm al año, y parecen ser dependientes de factores locales.

3.2 *Aplicación bidimensional al análisis de tendencia del Índice de Concentración de las Precipitaciones (PCI) en la Comunidad Valenciana.*

Para ilustrar el modo bidimensional de aplicación del test se han escogido los resultados de las tendencias observadas en el Índice de Concentración de las

Precipitaciones (PCI, Oliver, 1980) calculado anualmente en las mismas 97 localidades de la Comunidad Valenciana e igual lapso de tiempo. El índice es una medida de la dispersión de la lluvia mensual entre los diferentes meses del año y se ha sugerido su empleo como estimador de la agresividad de la lluvia en el análisis de los procesos de erosión, particularmente en áreas mediterráneas. Su cálculo, justificación y comparación con el índice de Fournier aparecen detallado en De Luís et al., (1997).

El estudio de los valores anuales indica que la concentración mensual de las precipitaciones se ha incrementado en 41 observatorios, ha disminuido en 16 y se ha mantenido constante en 42.

En este ejemplo los criterios espaciales de análisis de las tendencias han sido las direcciones Sur-Norte y Costa-Interior, significativas en la Comunidad Valenciana en el reparto de la lluvia, de los procesos que las generan, y de su concentración (Camarasa, 1993; Pérez Cueva, 1994; De Luís et al., 1996). Por tales razones directamente relacionadas con el reparto espacial de los procesos erosivos.

El procedimiento de cálculo se realiza de igual manera que en el supuesto anterior. La única diferencia radica en que los observatorios cambian su posición en la distribución de frecuencias acumuladas por su localización en el espacio, y que en este caso se obtienen 4 estadísticos para cada pareja de signos de tendencias (cuya significación también se debe calcular de manera independiente en cada caso). Los estadísticos obtenidos en cada comparación de signos, y su significación, se muestra en la Tabla 4

En el sentido costa-interior, las tendencias positivas se desagregan significativamente de las negativas y neutras ( $p = 0.001$  y  $0.001$  en ambos casos), mientras parece existir un solape entre observatorios de signo negativo y neutro ( $p = 0.085$  y  $0.303$ ).

Tabla 4. Modelo bidimensional de las tendencias del índice PCI. Valores del estadístico  $\Psi$  y probabilidad ( $p$ ).  
 Table 4. Spatial analysis of Monthly Precipitation Concentration Index (PCI). Values of statistic  $\Psi$  and probability ( $p$ )

Parejas de signos comparadas	Costa-Interior				Norte-Sur			
	$\Psi_1$	$p$	$\Psi_2$	$p$	$\Psi_3$	$p$	$\Psi_4$	$p$
+ vs o	6.82	0.001	9.20	0.001	1.48	0.128	1.14	0.205
+ vs -	16.30	0.001	15.30	0.001	6.41	0.010	6.98	0.009
o vs -	3.21	0.085	1.60	0.303	6.30	0.010	7.90	0.004

En la dirección norte-sur las localidades con tendencias negativas se desagregan de las de signo positivo ( $p = 0.010$  y  $0.009$ ) y neutros ( $p = 0.010$  y  $0.004$ ), con solape en este caso entre signos positivos y neutros (Tabla 4).

El patrón espacial que surge del análisis es complejo. En primer lugar se diferencian los sectores de la costa y el interior. En el mapa de la Figura 3a se observa que las tendencias positivas del índice PCI se sitúan principalmente en los sectores más interiores de la Comunidad, mientras que los signos negativos y neutros se localizan en los sectores más costeros. En segundo lugar, en el gradiente norte-sur las localidades negativas se distribuyen de modo separado respecto a las de signo positivo y neutro, solapadas entre sí.

En conclusión, las localidades con incremento de la concentración mensual de las precipitaciones

predominan en los sectores interiores de la Comunidad, pero su importancia relativa decrece en sentido norte-sur, mientras los observatorios con tendencias negativas y neutras que predominan en los sectores costeros también varían a lo largo del gradiente norte-sur, siendo más numerosas las tendencias negativas cuanto más al sur.

El doble patrón de la distribución de los signos de tendencia indica que junto a factores generales, otros de escala comarcal o incluso local pueden tener un papel muy relevante en el comportamiento del régimen de precipitaciones mensuales y en consecuencia pueden sugerir cambios espaciales del régimen de precipitaciones y agresividad de las mismas.

Con los resultados obtenidos se pueden definir diferentes sectores según haya sido la evolución de su régimen de concentración mensual de las precipitaciones (Tabla 5).

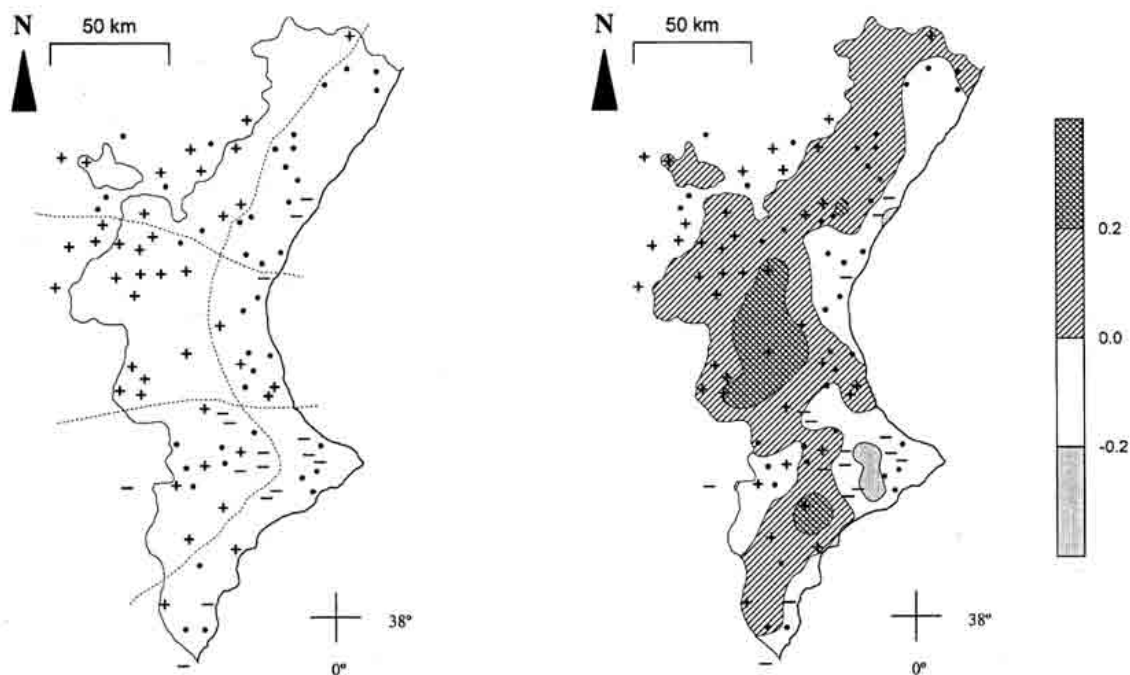


Figura 3. (a) Distribución de los signos de tendencia del índice de concentración mensual de la precipitación PCI (período 1961-1990) y los valores promedio del mismo índice. (b) Distribución de los signos de tendencia del índice de concentración mensual de las precipitaciones PCI (período 1961-1990) y las tasas de cambio del citado índice (expresada en unidades PCI/año)  
 Figure 3. Observed trends in monthly Precipitation Concentration Index (PCI). a) Annual PCI: increasing (+), decreasing (-) and non significant (\*) trends (Spearman test,  $P < 0.05$ ) are shown. Superimposed, smoothed distribution of Precipitation Concentration Index (PCI) in the Region of Valencia over WMO normal period 1961-1990 and arbitrary defined geographical areas with contrast rainfall concentration evolution. b) Annual rate of change of monthly Precipitation Concentration Index (PCI) along WMO normal period 1961-1990.

Tabla 5. Distribución espacial de las tendencias del Índice de Concentración de Precipitaciones (PCI) según direcciones geográficas definidas por latitud y longitud. Período 1961-1990.  
 Table 5. Spatial distribution trend of Precipitation Concentration Index (PCI), period 1961-1990, in the Region of Valencia related to geographical gradient.

Lluvia anual	Observatorios	Positivo	Neutro	Negativo	
Conjunto	97	40	41	16	
Interior	Norte	17	11	6	0
	Centro	18	17	1	0
	Sur	18	6	6	6
Costa	Norte	17	0	15	2
	Centro	11	4	6	1
	Sur	16	2	7	7

En la banda interior el predominio de las tendencias positivas varía entre el centro, el norte y el sur. En el sector central 17 observatorios, sobre 18, tienen una evolución positiva; hacia el norte la proporción de observatorios con tendencia positiva aun es elevada, aunque decrece al 65 % (11 localidades), y en el sur únicamente 6 observatorios (el 33%) presentan evoluciones positivas.

De la misma manera tampoco en la banda costera el predominio de la tendencia negativa y neutras es homogénea. En el norte predominan las localidades de evoluciones neutras con 15 observatorios sobre 17 (el 88%); en el centro las tendencias nulas representan solamente el 50 % de observatorios del sector (6), y en el sur la proporción de observatorios con signo neutro y negativo es semejante.

Los cambios anuales de signo positivo ocurridos en los sectores interiores de la Comunidad se han venido produciendo a una tasa de entre 0 y 0.4 unidades PCI al año, mientras en la costa las tasas de cambio varían entre 0 y -0.3 unidades PCI anuales (Figura 3b).

#### 4. Discusión y Conclusiones

El cambio de las precipitaciones, manifestación parcial del cambio global, es susceptible de producir alteraciones y variaciones sobre los procesos geomorfológicos e hidrológicos, sobre la biología y ecología de un área, y en consecuencia sobre los procesos de desertificación, pudiendo afectar en

consecuencia a las actividades humanas. La consecuencias locales del Cambio Global pueden presentar una gran diversidad espacial, y, dada la inherente incertidumbre de los modelos generales y la necesaria corrección para proyectar sus resultados en el espacio, en las escalas de detalle se pueden producir cambios que los análisis generales no detecten (Matyasovszky et al., 1999; Mcnamara 1999). De este modo, en aquellas áreas en las que el agua represente un recurso limitado, o donde su uso se encuentre en una situación límite, cualquier cambio en su disponibilidad física puede representar un problema y por ello la investigación de estas situaciones es una tarea relevante.

Las tendencias de la lluvia anual y del Índice de Concentración de las Precipitaciones PCI son las dos variables empleadas para detectar el posible cambio observado en la Comunidad Valenciana. El análisis espacial de su distribución permite precisar con detalle diferentes sectores según las tendencias de las variables involucradas (los cuales no se detectan en las predicciones generales), así como relacionar estas distribuciones con criterios espaciales significativos, lo cual sugiere la bondad de la técnica empleada que modifica los criterios originales de aplicación del conocido test de Cramèr von Mises.

En la Comunidad Valenciana los mayores cambios de la precipitación anual se han producido en las áreas más lluviosas y sometidas a menores condiciones deficitarias, y, a la inversa, las tendencias detectadas en las zonas menos lluviosas sugieren

que los valores anuales se han mantenido. La proyección futura de estos resultados debería ser examinada con cautela, por cuanto el descenso de los totales anuales en áreas como el entorno del Cap de San Antoni no implica directamente que se haya producido un descenso de la torrencialidad y de los fenómenos asociados (erosión, inundaciones), pues estos sucesos dependen de los valores de precipitación de los eventos extremos, cuyas tendencias no siguen las pautas espaciales señaladas en el presente trabajo (De Luís et al., datos no publicados).

Por su parte el estudio espacial de las tendencias del índice de agresividad erosiva PCI indica que ha habido un incremento de la concentración mensual y erosividad de las precipitaciones en los sectores inte-

riores de la Comunidad y que se ha producido un descenso en los sectores de costa. Esta modificación de la concentración de la lluvia y su agresividad podrían manifestarse, si persistiese, en un cambio de la dinámica de los sistemas naturales de estas áreas del interior y en el incremento de los procesos de degradación al conjugarse con los incendios forestales que sufren con creciente recurrencia.

En estas condiciones, el escenario futuro que se podría plantear en la Comunidad estaría definido (si se mantienen las tendencias descritas) por un descenso de la precipitación anual y un incremento de su concentración y agresividad principalmente en el centro e interior del territorio analizado, modificando en consecuencia los procesos y la dinámica de los sistemas naturales.

Tabla 6. Ejemplo de cálculo de la prueba de Cramèr von Mises con 15 datos hipotéticos de tendencias de lluvia  $R$  cuya distribución se refleja en la Figura 4. Cada tendencia se codifica en cada localidad, con valor 1 en la columna de la tendencia observada y 0 en las dos restantes. El total de cada columna indica el número de observatorios de cada tendencia, que se emplea para relativizar los valores individuales de las columnas  $d_i$ . Las tres columnas encabezadas por  $\Phi_i$  ofrecen los valores de cada observatorio relativizados, obsérvese que el cálculo se realiza en las tres columnas. Las tres columnas encabezadas por  $\Gamma_i$  presentan las distribuciones acumuladas de las tres poblaciones de signos. Por último las columnas de contraste ofrecen el valor de la diferencia entre signos, en cada localidad, elevado al cuadrado, cuyos valores se suman para producir el estadístico de la prueba. Se incluyen los resultados de la prueba de aleatoriedad con 999 pseudocombinaciones y los valores de probabilidad ( $p = (\text{valores superiores al estadístico} + 1) / 999$ ).

Table 6. An example of calculus of Cramèr von Mises with 15 hypothetical data of rainfall trend (Figure 4). Each trend is codified in each site, with 1 value in column trend observed, and 0 in the other ones. The total by column is the number of sites in each sign trend, and it is applied to calculate  $d_i$  (individual values). The  $\Phi_i$  column are the relative value of site. The  $\Gamma_i$  column represent cumulative distribution by sign trend. The pairwise column (Estadístico) indicate the squared differences between sign at each site, their added values are the statistic of the test. Table include random test (black) and probability levels.

Localidad	R	Signo	$d_i$			$\Phi_i$			$\Gamma_i$			Estadístico			
			$d_{(+)}$	$d_{(0)}$	$d_{(-)}$	$\Psi_{(+)}$	$\Psi_{(0)}$	$\Psi_{(-)}$	$\Psi_{(+)}$	$\Psi_{(0)}$	$\Psi_{(-)}$	+ vs 0	+ vs -	0 vs -	
a	1	85	+	1	0	0	0,167	0,000	0,000	0,167	0,000	0,000	0,028	0,028	0,000
e	2	150	+	1	0	0	0,167	0,000	0,000	0,333	0,000	0,000	0,111	0,111	0,000
d	3	175	+	1	0	0	0,167	0,000	0,000	0,500	0,000	0,000	0,250	0,250	0,000
o	4	215	+	1	0	0	0,167	0,000	0,000	0,667	0,000	0,000	0,444	0,444	0,000
f	6	260	+	1	0	0	0,167	0,000	0,000	0,833	0,000	0,000	0,694	0,694	0,000
l	7	290	+	1	0	0	0,167	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000	1,000	1,000	0,000
b	8	315	0	0	1	0	0,000	0,250	0,000	1,000	0,250	0,000	0,563	1,000	0,063
c	5	325	0	0	1	0	0,000	0,250	0,000	1,000	0,500	0,000	0,250	1,000	0,250
k	9	350	0	0	1	0	0,000	0,250	0,000	1,000	0,750	0,000	0,062	1,000	0,563
g	10	395	0	0	1	0	0,000	0,250	0,000	1,000	1,000	0,000	0,000	1,000	1,000
m	11	410	-	0	0	1	0,000	0,000	0,200	1,000	1,000	0,200	0,000	0,640	0,640
n	12	425	-	0	0	1	0,000	0,000	0,200	1,000	1,000	0,400	0,000	0,360	0,360
j	13	485	-	0	0	1	0,000	0,000	0,200	1,000	1,000	0,600	0,000	0,160	0,160
i	14	510	-	0	0	1	0,000	0,000	0,200	1,000	1,000	0,800	0,000	0,040	0,040
h	15	590	-	0	0	1	0,000	0,000	0,200	1,000	1,000	1,000	0,000	0,000	0,000
Total				6	4	5	1	1	1	Suma			3,4	7,73	3,08
Valores superiores a los estadísticos obtenidos (999 combinaciones)												26	0	43	
Probabilidad												0,027	0,001	0,044	

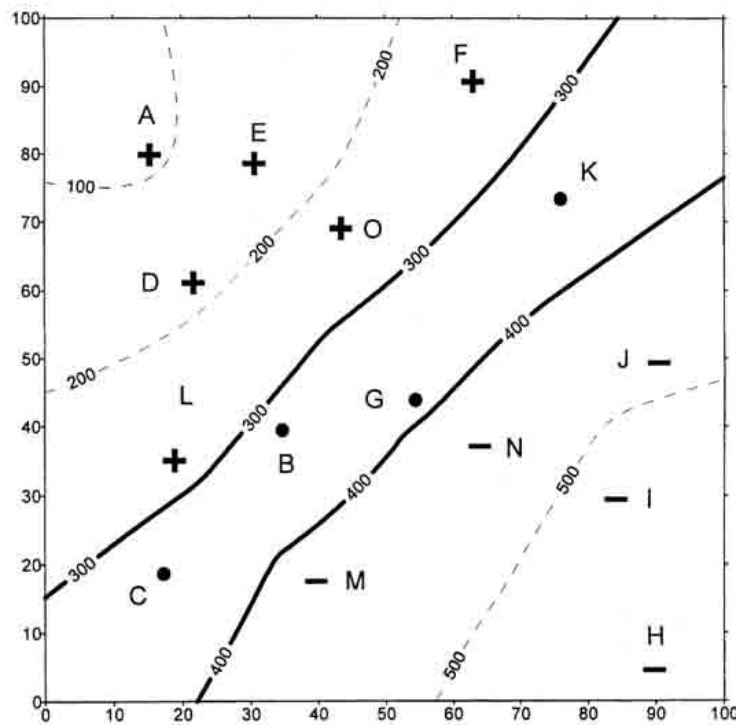


Figura 4. Distribución hipotética de signos de tendencia de lluvia. En el espacio se representan las isohietas ficticias, resaltándose aquellas empleadas para establecer la clasificación espacial una vez realizada la prueba estadística. Los cálculos se detallan en la Tabla 6.  
 Figure 4. Hypothetical distribution of rainfall trend. Black isohieth are used to define areas after statistical test. See calculus in Table 6.

**Agradecimientos**

Al Dr. Pérez Cueva (D. Geografía, U Valencia) así como al Gobierno Regional de la Comunidad Valenciana (Conselleria d'Ordenació del Territori, Generalitat Valenciana) por las facilidades dadas para acceder a las bases de datos empleadas en el presente estudio. Del mismo modo al Dr. García Ruíz (IPE-CSIC, Zaragoza) y a la Dra. Echeverría (Dep. Geografía, Universidad de Zaragoza) por las sugerencias aportadas al manuscrito original, así como a un anónimo revisor. Trabajo financiado por CICYT, Proyectos CLI95-1947-CO3-O3 y CLI99-0957, y Generalitat Valenciana, Proyecto GV97-RN-14-2. Los autores agradecen asimismo la ayuda otorgada por el Instituto de Cultura Juan Gil-Albert (Alicante).

**Referencias bibliográficas**

Arnoldus, H.M. (1980). An aproximation of the rainfall factor in the Universal Soil Loss Equation. En M. de Boodts & D. Gabriels (eds) *Assesments of erosion*: 127-132.  
 Bailey, R. (1996). *Ecosystems Geography*. Springer Verlag, Nueva York. 204 p.

Barrow, E.; Hulme, M. & Semenov, M. (1996). Effect of using different methods in the construction of climate change scenarios: Examples from Europe. *Climate Research*, 7, 195-211  
 Bradley, R.S.; Diaz, H.F.; Eischeid, J.K.; Jones, P.D.; Kelly, P.M. & Goodess, C.M. (1987). Precipitation fluctuations over Northern Hemisphere land areas since the mid-19th century. *Science*, 237, 171-175.  
 Bradley, R.S. & Groisman, P.Ya. (1989). Continental scale precipitation variations in the 20<sup>th</sup> Century. En B. Sevruck (ed.s) *Precipitation Measurement*. WMO/IAHS/ETH Workshop on Precipitation Measurement. St. Moritz, 3-7 December 1989. Pp. 499-503.  
 Camarasa, A. (1993). La estructura interna de las tormentas Mediterráneas. *Cuadernos de Geografía*, 54, 169-188.  
 De Luís, M.; González-Hidalgo, J.C. & Sánchez, J.R. (1996). Análisis de la distribución espacial de la concentración diaria de precipitaciones en el territorio de la Comunidad Valenciana. *Cuadernos de Geografía*, 59, 221-240.  
 De Luís, M.; González-Hidalgo, J.C.; Raventós, J.; Sánchez, J.R. & Cortina, J. (1997). Distribución espacial de la concentración y agresividad de la lluvia en el territorio de la Comunidad Valenciana. *Cuatenario y Geomorfología*, 11, 33-44.



- De Luís, M.; González Hidalgo, J.C.; Raventós, J.; Cortina, J. & Sánchez, J.R. (1998). Estudio espacial y temporal de las tendencias de la lluvia en la Comunidad Valenciana (1961-1990). *Cuadernos de Investigación Geográfica*, 24, 7-24.
- Diaz, H.F.; Bradley, R.S. & Eischeid, J.K. (1989). Precipitation fluctuations over global land areas since the late 1800s. *J. Geophys. Res.*, 94, D1, 1195-1210.
- Edgington, E.S. (1980). *Randomization test*. Second edition. Marcel Dekker, New York, 287 pp.
- Fournier, F. (1960). *Climat et érosion: la relation entre l'érosion du sol par l'eau et les précipitations atmosphériques*. PUF, París. Pp 201.
- Gabriels, D. (1992). Rainfall erosivity for european mediterranean countries. En *Seminario sobre erosión y desertificación en condiciones mediterráneas*. UIMP, Valencia (texto manuscrito).
- Gabriels, D. (2000). Rain erosivity in Europe. En J.L. Rubio; S. Asins; V. Andreu, et al. (eds) *Key Notes*: 31-43. III International Congress European Soc. for Soil Conservation. Valencia.
- Gonzalez Hidalgo, J.C. (1996). *Los índices de agresividad de la lluvia y su aplicación en la valoración de la erosión del suelo*. Cuadernos Técnicos de la Sociedad Española de Geomorfología 10, Geoforma, Logroño. Pp. 37.
- González Hidalgo, J.C.; De Luís, M.; Raventós, J.; Sánchez, J.R. & Cortina, J. (1999). Aproximación metodológica al análisis de la estructura de las tendencias de Lluvia. *Geographicalia*, 37: 49-66.
- Gregory, J.M. & Mitchell, J.F.B. (1995). Simulation of daily variability of surface temperature and precipitation over Europe in the current and 2 x CO<sub>2</sub> climates using the UKMO climate model. *Meteorol. Soc.*, 121, 1451-1476
- Groisman, P.Ya. & Easterling, D.R. (1994). Variability and trends of precipitation and snowfall over United States and Canada. *J. Climate*, 7, 184-205.
- Groisman, P.Ya. & Legates, D.R. (1994). The accuracy of United States precipitation data. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, 75, 215-227.
- Groisman, P.Ya. & Legates, D.R. (1995). Documenting and detecting long-term precipitation trends: Where we are and what should be done. *Climatic Change*, 31, 601-622.
- Houghton, J.T.; Jenkins, G.J. & Ephraums, J.J. (eds.) (1990). *Climate Change: The IPCC Scientific Assessment*. Cambridge University Press. Cambridge. 364 pp.
- Houghton, J.T.; Callander, B.A. & Varney, S.K. (eds.) (1992). *Climate change 1992: The Supplementary Report to the IPCC Scientific Assessment*. Cambridge University Press, UK, 200 pp.
- Houghton, J.T.; Meira Filho, L.G.; Callander, B.A.; Harris, N.; Kattenberg, A. & Maskell, K. (eds.) (1996). *Climate change 1995: the science of climate change*. Cambridge University Press, UK, 572 pp.
- Hulme, M. (1992). Rainfall changes in Africa: 1931-1960 to 1961-990. *Int. J. Climatol.*, 12, 658-699.
- Hulme, M.; Conway, D.; Jones, P. D.; Jiang, T.; Barrow, E. M. & Turney, C. (1995). Construction of a 1961-1990 European climatology for climate change modelling and impact applications. *Int. J. Climatol.*, 15, 1333-1363.
- Imeson, A. (2000). Inter-linkages between Climate Change and Soil Conservation Function: some key issues. En *Key Notes* (J. L. Rubio; S. Asins; V. Andreu, et al. eds.). III International Congress European Soc. for Soil Conservation, Valencia, 81-91.
- Keim, B. D.; Faiers, G. E.; Muller, R. A.; Grymes III, J. M. & Rohli, R. V. (1995). Long-term trends of precipitation and runoff in Louisiana, USA. *Int. J. Climatol.*, 15, 531-541.
- Maheras, P. (1988). Changes in precipitation conditions in the Western Mediterranean over the last century. *J. Climate*, 8, 179-189.
- Matyasovszky, I.; Weidinger, T.; Bartholy, J. & Barcza, Z. (1999). Current regional climate change studies in Hungary; a review. *Geographia Helvetica*, 54 (3): 138-146.
- Mcnamara, P. (1999). Global Changes, Regional Impacts: Climate Change In The Middle East. *Geographia Helvetica*, 54 (3): 132-137.
- Mearns, L. O.; Ronszweig, C. & Goldberg, R. (1996). The effect of changes in daily and interannual climatic variability on CERES-wheat: A sensitivity study. *Climatic Change*, 32, 257-292.
- Oliver, J. E. (1980). Monthly precipitation distribution: a comparative index. *Profesional Geogr.*, 32-3, 300-309.
- Osborn, T. J. & Hulme, M. (1998). Evaluation of the European daily precipitation characteristics from the atmospheric model Intercomparison Project. *Int. J. Climatol.*, 18,505-522
- Palutikof, J. P.; C. M. Goodess & H. Hacot (1996). Future rainfall trends over the mediterranean. *Book of abstracts. International conference on mediterranean desertification. Crete-Hellas, 29 Oct.-1 Nov.1996*. Libro de abstract sin paginar
- Pérez Cueva, A. (dir) (1994). *Atlas climàtic de la Comunitat Valenciana*. Direc. General d'Urbanisme i Ordenació del Territori, Generalitat Valenciana, Col.lecció Territori, N° 4. Valencia. 205 pp.
- Quereda, J. (1994). ¿Hacia un cambio climático? *Publicacions de la Universitat Jaume I*. Castelló de la Plana. 27 pp.
- Reed, D.N. (1986). Simulation of time series of temperature and precipitation over eastern England by an atmospheric general circulation model. *J. Climate*, 6, 233-253
- Rind, D.; Goldberg, R. & Ruedy, R. (1989). Change in climate variability in the 21<sup>st</sup> century. *Climatic Change*, 14, 5-37
- Rodríguez-Puebla, C.; Encinas, A.H.; Nieto, S. & Garmendia, J. (1998). Spatial and temporal patterns of annual precipitation variability over the Iberian Peninsula. *Int. J. Climatol.*, 18, 299-316.
- Romero, R.; Guijarro, J.A. & Alonso, S. (1998). A 30-year (1964-1993) daily rainfall data base for the Spanish Mediterranean regions: First exploratory study. *Int. J. Climatol.*, 18, 541-560.

- Romero, R.; Ramis, C. & Guijarro, J.A. (1999). Daily rainfall patterns in the Spanish Mediterranean area: an objective classification. *Int. J. Climatol.*, 19, 95-112.
- Sumner, G.; Ramis, C. & Guijarro, J.A. (1993). The spatial organization of daily rainfall over Mallorca, Spain. *Int. J. Climatol.*, 13, 89-109.
- Suppiah, R. & Hennessy, K.J. (1998). Trends in total rainfall, heavy rain events and number of dry days in Australia, 1910-1990. *Int. J. Climatol.*, 10, 1141-1164.
- Syrjala, S.E. (1996). A statistical test for a difference between the spatial distributions of two populations. *Ecology*, 77, 75-80.
- Underwood, J.A. (1997). *Experiments in ecology: their logical design and interpreting using analysis of variance*. Cambridge University Press. Pp. 504.
- Upton, G.J.G. & Fingleton, B. (1985). *Spatial data analysis by example*. Volume 1. Point pattern and quantitative data. John Wiley and Sons. New York. 356 pp.
- Vinnikov, K.Ya.; Groisman, P.Ya. & Lugina, K.M. (1990). Empirical data on contemporary global climate changes (temperature and precipitation). *J. Climate*, 3, 662-677.
- Wilson, C.A. & Mitchell, J.F.B. (1987). Simulated climate and CO<sub>2</sub>-induced climate change over western Europe. *Climatic Change*, 10, 11-42.
- Yassoglou, N. (2000). Soil degradation and desertification. En *Key Notes* (J.L. Rubio; S. Asins; V. Andreu, et al. eds). III International Congress European Soc. for Soil Conservation. Valencia, 133-144.
- Yu, B. & Neil, D.T. (1991). Global warming and regional rainfall: the difference between average and high intensity rainfalls. *Int. J. Climatol.*, 11, 653-661
- Yu, B. & Neil, D.T. (1993). Long-term variations in regional rainfall in the south-west of western Australia and the difference between average and high intensity rainfalls. *Int. J. Climatol.*, 13, 77-88.
- Zimmerman, D.L. (1993). A bivariate Cramér-von Mises type of test for spatial randomness. *Applied Statistics*, 42, 43-54.

Recibido el 13 de enero de 2000

Aceptado el 12 de junio de 2000