

ÍNDICES DE IRREGULARIDAD TEMPORAL Y DIMENSIÓN FRACTAL DE LA PRECIPITACIÓN ANUAL EN ESPAÑA

Javier MARTÍN-VIDE, Marc PROHOM, Miquel BOHIGAS, Juan Carlos PEÑA,
Pere ESTEBAN y David MONTSERRAT
Grup de Climatologia. Parc Científic. Universitat de Barcelona

RESUMEN

En la comunicación se evalúa la irregularidad temporal de la precipitación anual en la España peninsular y Baleares a partir de tres índices, entre ellos el de disparidad consecutiva (MARTÍN VIDE, 1987), que consideran el "salto" entre los valores sucesivos de una serie cronológica. Se halla también la dimensión fractal de las mismas series mediante el análisis R/S (CHRISTOFOLETTI, 1997). La aplicación se realiza sobre 37 observatorios con series de longitud próxima o superior al siglo. Para el período común 1940-1994 se presentan las pautas espaciales de los valores de los índices y de la dimensión fractal.

Palabras clave: Coeficiente de variación, Dimensión fractal, España, Índices de irregularidad temporal, Precipitación anual, Regionalización, Variabilidad

ABSTRACT

Annual pluviometric irregularity in peninsular Spain and Balearic islands is evaluated by means of three indices -one proposed by MARTÍN VIDE (1987)-, which take into account the shift between the consecutive values of the series. The fractal dimension of the same series is calculated by means of the rescaled range analysis as CHRISTOFOLETTI (1997) did. For these purposes 37 observatories with long series -some of them longer than one century- are used. Spatial patterns of the indices of irregularity and the fractal dimension for the common period 1940-1994 are shown.

Key words: *Annual precipitation, Coefficient of variation, Fractal dimension, Indices of temporal irregularity, Regionalization, Spain, Variability.*

1. INTRODUCCIÓN

El análisis de la variabilidad temporal de los elementos climáticos es uno de los temas al que se presta mayor atención en la investigación climatológica actual. Tal interés deriva de la necesidad prioritaria de distinguir entre la variabilidad natural del clima y la inducida por la acción antrópica. No sólo cuando se produce un aumento o disminución apreciable de la media de algún parámetro del clima cabe hablar de cambio climático, sino también en el caso de que su variabilidad

temporal experimente una variación significativa. En el análisis de la variabilidad temporal de los elementos climáticos hay que hacer uso, en un principio, de los parámetros estadísticos de dispersión, en especial, el coeficiente de variación (*CV*). La comparación de las varianzas en dos períodos temporales mediante la *F* de Snedecor, una vez verificada la naturaleza gaussiana de las distribuciones, es, por ejemplo, una práctica corriente.

Sin embargo, la desviación tipo, la varianza o el coeficiente de variación no contemplan el orden de los valores de las series. En cambio, la ordenación cronológica de los valores constituye una característica esencial del comportamiento temporal del elemento considerado. Al respecto, puede hablarse de irregularidad temporal. Por poner un ejemplo extremo, cualquier serie pluviométrica considerada en su secuencia cronológica y los mismos valores ordenados creciente o decrecientemente tienen la misma media y la misma desviación tipo -por tanto, el mismo coeficiente de variación-, pero su significado climático es muy diferente. En el caso de la serie ordenada hablaríamos de una menor irregularidad temporal, aunque su variabilidad, determinada con los parámetros estadísticos citados, es la misma que en el primer caso. En conclusión, conviene disponer de índices para valorar la irregularidad temporal de las series climáticas.

2. ÍNDICES DE IRREGULARIDAD TEMPORAL

En la formulación de los índices de irregularidad temporal de una serie hay que cuantificar de algún modo los "saltos" entre los valores consecutivos. Centrándonos en el caso de la pluviometría anual, puede contemplarse como evaluación de los saltos la diferencia entre los totales consecutivos, en valor absoluto para que diferencias equivalentes de signo contrario no se anulen. Así, sendos índices sencillos aplicados recientemente a 7 observatorios españoles (LANA y BURGUEÑO, 2000) son:

$$S_2 = \frac{1}{P(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} |P_{i+1} - P_i|$$

$$S_3 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{|P_{i+1} - P_i|}{P_i}$$

donde *P* es el valor medio de la serie constituida por los *n* valores *P_i* (refiriendo el subíndice *i* al año). Del mismo modo, pueden considerarse los cocientes entre los totales consecutivos (en el caso de la precipitación, en general son preferibles los esquemas multiplicativos a los aditivos). Un índice de este tipo es el llamado índice de disparidad consecutiva, *D* (MARTÍN VIDE, 1987), que aquí se simbolizará como *S₁*.

$$S_1 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \left| \ln \frac{P_{i+1}}{P_i} \right|$$

Este índice ha sido aplicado a numerosas estaciones pluviométricas españolas (BURGUEÑO, 1989; MARTÍN VIDE, 1996), ofreciendo una representación espacial de la irregularidad pluviométrica del país con algunos matices interesantes sobre la ofrecida por el coeficiente de variación. Nótese que el índice S_1 cumple las siguientes relaciones (MARTÍN VIDE, 1987):

1) $S_1 = 0 \Leftrightarrow P_i = P_{i+1}, \forall i$

2) En una serie con una media no nula $S_1 = 0 \Leftrightarrow CV = 0$

3) Para un conjunto dado de valores, S_1 es mínimo en los casos en que su sucesión cronológica coincida con una ordenación creciente o decreciente de cantidades

4) Si $P_{i+1} = \alpha \cdot P_i, \forall i = 1, \dots, n - 1 \Rightarrow S_1 = |\ln \alpha|$

5) Si $P_{i+1} = P_i \cdot \left(1 \pm \frac{\mu}{100} \right), \mu < 100 \Rightarrow S_1 = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(\mu / 100)^k}{k}, \mu < 100$

La indeterminación resultante de la presencia de un valor nulo en la serie de partida -que también afectaría al índice S_3 -, sólo posible en nuestros climas a resolución mensual, se resuelve sustituyéndolo por una cantidad pequeña, tal como 1 mm, o inferior.

3. LA DIMENSIÓN FRACTAL DE SERIES TEMPORALES: EL ANÁLISIS R/S

Los procedimientos de aplicación de fractales a las series temporales son menos usuales que sus aplicaciones espaciales y geométricas. La invariancia por cambio de escala (espacial) que caracteriza a los objetos y morfologías fractales puede interpretarse en las series temporales como repetición o similitud de comportamientos secuenciales a diferentes escalas temporales.

Es decir, si la pluviometría mensual ofrece, en un determinado lugar, un cierto patrón de meses lluviosos y secos, que tal comportamiento se repita también a resolución anual y a escala secular y superior. La dimensión fractal de la serie temporal considerada puede, así, convertirse en un índice de la estructura y secuencia interna de sus valores. Aunque no sean en absoluto equivalentes, los conceptos de persistencia y dependencia, por una parte, y de dimensión fractal, por otra, presentan ciertas aproximaciones.

Un procedimiento fractal simple para series temporales es el llamado *rescaled range analysis*, o, abreviadamente, análisis R/S, que está relacionado con el movimiento browniano fraccionario (MANDELROT, 1997), y ha sido usado en el estudio de la dependencia a largo plazo en fenómenos tales como los caudales fluviales (HURST, 1955) y otros de tipo geofísico. Su aplicación, concretada en las precipitaciones anuales, se resume en los siguientes pasos:

- 1) hallar la serie de diferencias entre los n valores de partida y la media del período de análisis ($P_i - P$);
- 2) obtener la serie de sumas acumuladas, con su signo, de las diferencias anteriores ($\sum(P_i - P)$);
- 3) calcular la diferencia, o rango, entre los valores máximo y mínimo de la serie de sumas acumuladas (R);

4) obtener el cociente del rango y la desviación tipo (R/S).

Entonces,

$$\frac{R}{S} = \left(\frac{n}{2}\right)^H$$

siendo la dimensión fractal el inverso de H (CHRISTOFOLETTI, 1997).

Si los totales anuales se comportan como un ruido gaussiano blanco, es decir, sin persistencia, entonces $H=1/2$ (dimensión fractal 2). Si H se aproxima a 1 (dimensión fractal no muy diferente de 1), puede hablarse de una serie con una elevada “dependencia” interna -la dimensión fractal de las series a analizar está comprendida entre 1 y 2-. La longitud de la serie ha de condicionar el valor de la dimensión fractal, al aumentar la “memoria” interna de la misma.

4. VALORES DE LOS ÍNDICES DE IRREGULARIDAD Y DIMENSIÓN FRACTAL DE 37 OBSERVATORIOS ESPAÑOLES

El análisis realizado ha cubierto la España peninsular y las Baleares mediante 37 de los observatorios meteorológicos de primer orden con series pluviométricas más largas. Las series de totales anuales estudiadas han resultado de la homogeneización de las series pluviométricas oficiales (MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE, 1996). El test final usado ha sido el de Von Neumann, admitiendo los valores comprendidos entre los umbrales 1.6 y 2.4, condición que no verificaban algunas de las series homogeneizadas de la publicación de referencia. El procedimiento de homogeneización aplicado en tales casos es el de Roberts (RODRÍGUEZ *et al*, 1999). Con el objeto de permitir la comparación, se ha dado preferencia al período común 1940-1994, aunque también se ha efectuado el análisis sobre el mayor número de años disponible en cada observatorio.

Los valores obtenidos se presentan en la tabla 1.

Los valores extremos de los tres índices de irregularidad temporal coinciden en Murcia, serie más irregular ($S_1=0.46$; $S_2=0.43$; $S_3=0.52$), y en Santander, con la menor irregularidad ($S_1=S_2=S_3=0.14$). En consecuencia, el rango de valores hallado para cada uno de los índices de irregularidad es de 0.32, 0.29 y 0.38, respectivamente. El coeficiente de variación presenta sus valores extremos en Almería (41.8%) y Santander (14.6%), dando así un rango de 27.2%. La dimensión fractal repite en Murcia el valor máximo (1.88), mientras que el mínimo se da en Huesca (1.21). El rango consiguiente es de 0.67.

La correlación lineal entre los valores hallados de los diferentes índices, CV y la dimensión fractal muestra una correlación positiva casi perfecta ($r=0.99$) entre los tres índices de irregularidad y muy alta (r superior a 0.90) entre éstos y CV (tabla 2). Por el contrario, la correlación entre los índices de irregularidad y la dimensión fractal no es significativa (para $\alpha=0.05$) o se sitúa en el umbral de significación (para $\alpha=0.10$, en los casos de S_1 y S_3), y resulta prácticamente nula entre CV y la dimensión fractal. En consecuencia, la dimensión fractal suministra una información nueva sobre la estructura temporal de las series.

Tabla 1: VALORES DE CV DE DIFERENTES ÍNDICES DE IRREGULARIDAD TEMPORAL Y
 DIMENSIÓN FRACTAL (PERÍODO 1940-1994)

| | CV(%) | S ₁ | S ₂ | S ₃ | Dim. fractal |
|-------------|-------|----------------|----------------|----------------|--------------|
| Albacete | 27.5 | 0.35 | 0.34 | 0.37 | 1.73 |
| Alicante | 32.4 | 0.38 | 0.39 | 0.40 | 1.71 |
| Almería | 41.8 | 0.41 | 0.42 | 0.45 | 1.41 |
| Badajoz | 26 | 0.25 | 0.25 | 0.26 | 1.53 |
| Barcelona | 25.4 | 0.29 | 0.29 | 0.30 | 1.72 |
| Burgos | 23 | 0.24 | 0.24 | 0.25 | 1.38 |
| Cáceres | 26.2 | 0.29 | 0.29 | 0.31 | 1.61 |
| Ciudad Real | 30.3 | 0.30 | 0.30 | 0.33 | 1.33 |
| Córdoba | 38.9 | 0.34 | 0.35 | 0.37 | 1.4 |
| La Coruña | 17.2 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 1.67 |
| Cuenca | 28.1 | 0.3 | 0.30 | 0.31 | 1.39 |
| Gijón | 15.9 | 0.16 | 0.16 | 0.16 | 1.55 |
| Granada | 24 | 0.25 | 0.24 | 0.24 | 1.42 |
| Huelva | 32.4 | 0.37 | 0.35 | 0.37 | 1.54 |
| Huesca | 23.3 | 0.20 | 0.21 | 0.21 | 1.21 |
| Jaén | 34.2 | 0.32 | 0.34 | 0.34 | 1.45 |
| León | 23 | 0.25 | 0.25 | 0.26 | 1.4 |
| Lérida | 27.7 | 0.30 | 0.31 | 0.30 | 1.83 |
| Logroño | 20.5 | 0.22 | 0.22 | 0.22 | 1.7 |
| Madrid | 26.6 | 0.31 | 0.31 | 0.32 | 1.46 |
| Mahón | 24.7 | 0.25 | 0.24 | 0.26 | 1.48 |
| Málaga | 37.6 | 0.36 | 0.36 | 0.37 | 1.37 |
| Murcia | 36.9 | 0.46 | 0.43 | 0.52 | 1.88 |
| Palma de M. | 25.8 | 0.31 | 0.29 | 0.33 | 1.71 |
| Salamanca | 24.7 | 0.23 | 0.23 | 0.24 | 1.52 |
| S.Fernando | 30.6 | 0.30 | 0.3 | 0.32 | 1.35 |
| S.Sebastián | 15.1 | 0.15 | 0.15 | 0.16 | 1.43 |
| Santander | 14.6 | 0.14 | 0.14 | 0.14 | 1.32 |
| Santiago | 20.6 | 0.23 | 0.23 | 0.24 | 1.6 |
| Sevilla | 32.8 | 0.33 | 0.33 | 0.35 | 1.44 |
| Soria | 20.6 | 0.21 | 0.21 | 0.21 | 1.3 |
| Toledo | 23.2 | 0.26 | 0.25 | 0.27 | 1.56 |
| Tortosa | 31.9 | 0.41 | 0.41 | 0.43 | 1.48 |
| Valencia | 37.3 | 0.42 | 0.42 | 0.47 | 1.57 |
| Valladolid | 25.6 | 0.26 | 0.25 | 0.26 | 1.28 |
| Zamora | 31.4 | 0.30 | 0.29 | 0.30 | 1.27 |
| Zaragoza | 26.3 | 0.3 | 0.30 | 0.32 | 1.75 |

Los valores de los índices de irregularidad y del coeficiente de variación para los períodos más largos disponibles en cada observatorio no muestran grandes diferencias. Así, los valores mínimos, muy parecidos a los obtenidos para el período común, siguen registrándose en Santander ($S_1=S_2=S_3=0.15$; $CV=14.1\%$), mientras que los máximos se desplazan a Valencia ($S_1=0.41$; $S_2=0.42$; $S_3=0.46$; $CV=39.0\%$). En el caso de la dimensión fractal, la longitud del período condiciona apreciablemente su valor, dándose los valores máximos en Lérida, Cáceres, Badajoz, San Sebastián y Mahón, con más de 1.6, y los mínimos en Ciudad Real, Burgos y Huelva, con menos de 1.4.

Tabla 2: VALORES DEL COEFICIENTE R DE PEARSON PARA LAS CORRELACIONES ENTRE CV, LOS ÍNDICES DE IRREGULARIDAD TEMPORAL Y LA DIMENSIÓN FRACTAL

| | CV | S ₁ | S ₂ | S ₃ | Dim. fractal |
|----------------|----|----------------|----------------|----------------|--------------|
| CV | 1 | 0.91 | 0.93 | 0.91 | 0.02 |
| S ₁ | | 1 | 0.99 | 0.99 | 0.28 |
| S ₂ | | | 1 | 0.99 | 0.24 |
| S ₃ | | | | 1 | 0.28 |
| Dim. fractal | | | | | 1 |

5. PAUTAS ESPACIALES

Los rangos hallados para los diferentes índices estudiados permiten regionalizar el territorio español. Para CV y S₁ el lector puede consultar BURGUEÑO (1989) y MARTÍN VIDE (1996); se han representado, no obstante, los valores hallados en el presente trabajo (mapas 1 y 2), para favorecer la comparación con los otros índices y la dimensión fractal. El valor de CV del 20%, o muy ligeramente superior, constituye el mejor criterio en la Península Ibérica para establecer la divisoria pluviométrica entre el clima oceánico y el mediterráneo (MARTÍN VIDE, 1996). El mapa de S₁ presenta una novedad importante respecto al comportamiento básicamente zonal de CV. Aunque en la fachada mediterránea oriental de la Península Ibérica la variabilidad pluviométrica anual es elevada, es el índice S₁ el que individualiza de un modo muy claro esa área, en concreto desde el sur de Cataluña hasta Almería, como la de mayor irregularidad pluviométrica anual de la Península Ibérica y Baleares. En consecuencia, la irregularidad presenta un aumento general de norte a sur (por reforzamiento del carácter subtropical o mediterráneo), pero también de oeste a este (por influencia de la cuenca del Mediterráneo).

Las pautas espaciales de S₁ se repiten con fidelidad en S₂ y S₃ (mapas 3 y 4) –como era previsible de la altísima correlación entre ellos–, por lo que los tres índices pueden usarse indistintamente, en el caso de España, para evaluar la irregularidad pluviométrica anual. Las aguas del Mediterráneo y la dinámica atmosférica de su cuenca producen totales anuales muy contrastados en su secuencia temporal, con años lluviosos y secos alternos y pocas rachas del mismo signo.

El rango de valores de la dimensión fractal, para el período 1940-1994, es muy amplio, lo que también permite dibujar un mapa contrastado de valores (mapa 5), aunque su interpretación es compleja. Las pautas más relevantes son: 1) existencia de valores elevados (superiores a 1.5) en general en la vertiente mediterránea oriental, incluyendo la cuenca del Ebro, excepto Huesca, y Mallorca; 2) presencia de una franja central meridiana de valores bajos; y 3) insinuación de valores moderadamente altos hacia el extremo occidental del territorio. De esta manera, se entrevé una posible regionalización meridiana del país, pluviométricamente rara. La dimensión fractal confirma, en cierta medida, un comportamiento pluviométrico irregular y de baja persistencia en la fachada oriental peninsular. En el extremo opuesto se sitúa la Meseta septentrional, y, en general, una franja meridiana central, de pluviometría anual más organizada internamente, tal vez por un efecto propio, permanente, de las tierras ibéricas.

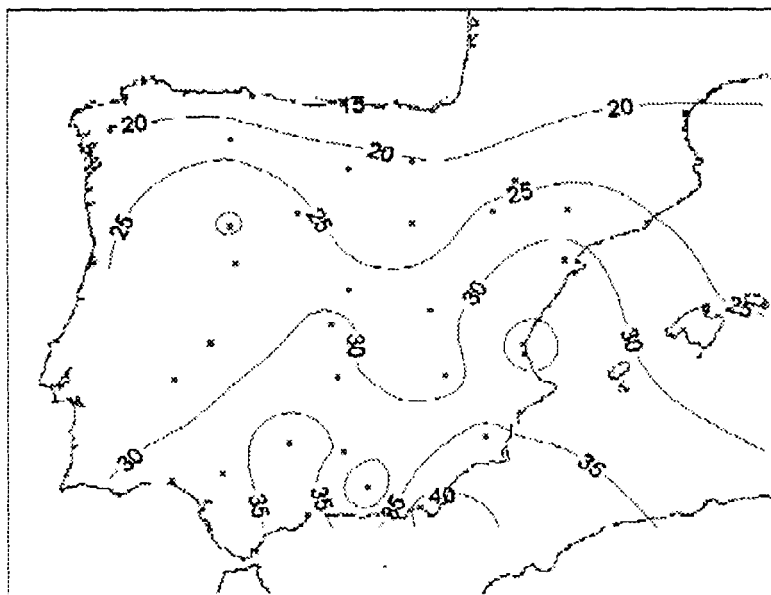


Figura 1: Isopletas del coeficiente de variación (1940-1994).

6. CONCLUSIONES

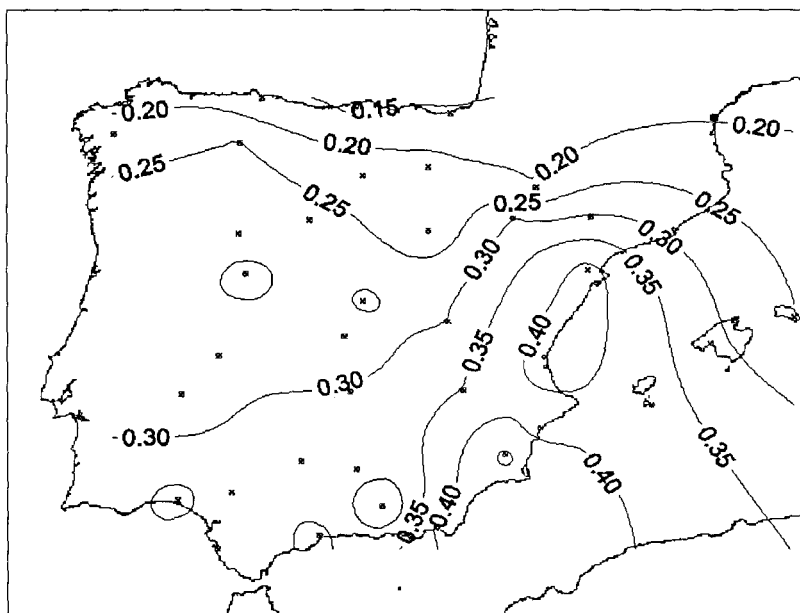
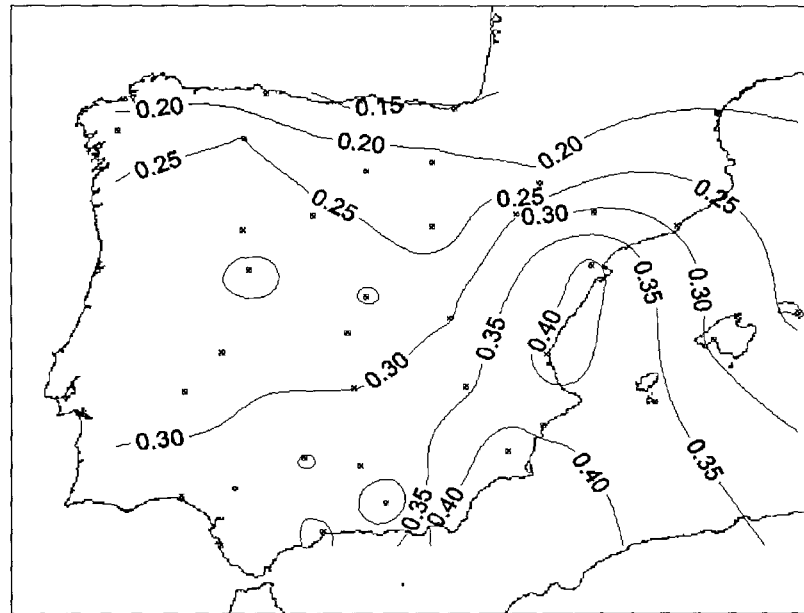
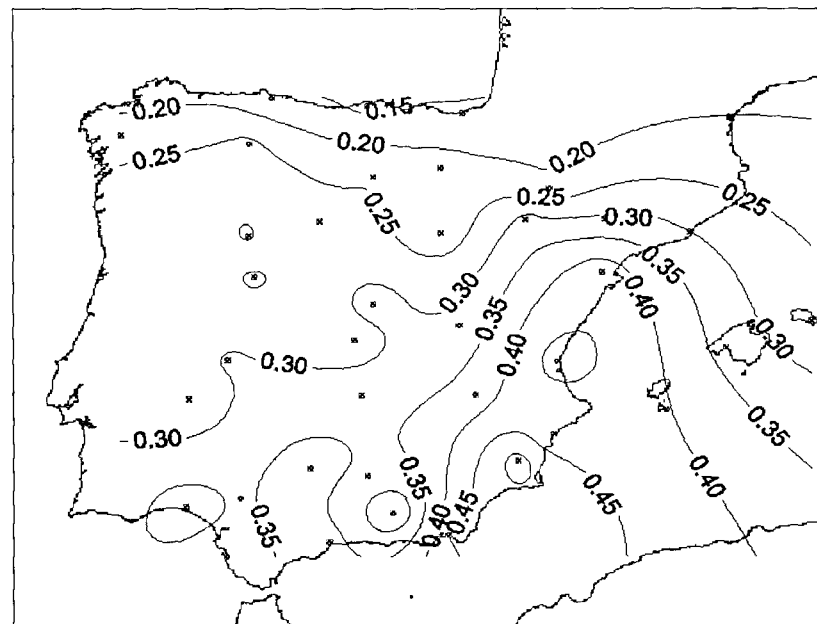


Figura 2: Isopletas del índice de irregularidad S_1 , o índice de disparidad consecutiva (1940-1994).

Figura 3: Isopletas del índice de irregularidad S_2 (1940-1994).Figura 4: Isopletas del índice de irregularidad S_3 (1940-1994).

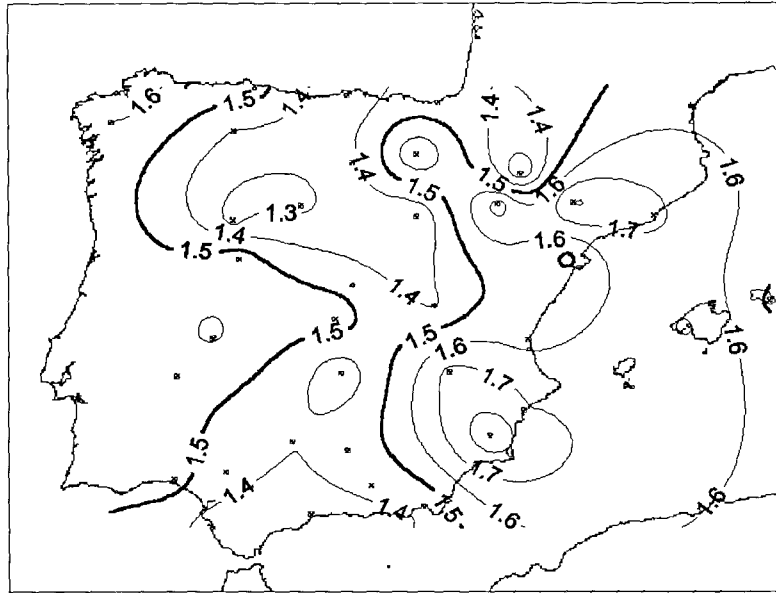


Figura 5: Isopletas de la dimensión fractal (1940-1994).

1) Los índices de irregularidad pluviométrica temporal, basados en las diferencias o en los cocientes entre los valores consecutivos de las series, aunque bien correlacionados con el coeficiente de variación, aportan información relevante sobre el contraste o irregularidad entre los valores en su secuencia temporal, evaluando el carácter más o menos imprevisible y de baja persistencia de los totales anuales. En el caso de la España peninsular y Baleares, resalta, fundamentalmente, la elevada irregularidad de la fachada mediterránea oriental entre el sur de Cataluña y Almería.

2) La dimensión fractal de las series pluviométricas anuales no muestra correlación con los índices de irregularidad, constituyendo un índice de la estructura y repetición de secuencias a diferentes escalas temporales. Para los casos estudiados, en el período común 1940-1994, está comprendida entre 1.21 (Huesca) y 1.88 (Murcia), lo que constituye una amplia variación. Los valores más altos se producen en la vertiente mediterránea oriental y los más bajos en una franja central meridiana. Por otra parte, la longitud de las series condiciona apreciablemente el valor de la dimensión fractal.

7. AGRADECIMIENTOS

La presente investigación se ha realizado en el marco del proyecto CLI98-0930-CO2-02 (CICYT), del Grup de Climatologia 1999SGR10 (Generalitat de Catalunya) y del Parc Científic de la Universitat de Barcelona.

8. REFERENCIAS

- BURGUEÑO, J. (1989): “Aplicacions d’un índex de disparitat consecutiva a sèries pluviomètriques”. Dep. Geografia Física y A.G.R., Universidad de Barcelona (Tesis de licenciatura inédita).
- CHRISTOFOLETTI, A.L. (1997): “Análise Fractal e Multifractal da Estrutura de Estações Chuvosas em Localidades do Estado de Sao Paulo”. Tesis Doctoral, Universidade Estadual Paulista, RioClaro, 263 pp.
- HURST, H.E. (1955): “Methods of using long-term storage in reservoirs”. *Pr. of the Institution of Civil Engineers*, Part I, 519-577.
- LANA, X. y BURGUEÑO, A. (2000): “Some Statistical Characteristics of Monthly and Annual Pluviometric Irregularity for the Spanish Mediterranean Coast”. *Theor. Appl. Climatol.*, 65, 79-97.
- MANDELBROT, B. (1997): “La geometría fractal de la naturaleza”. Barcelona, Tusquets.
- MARTÍN VIDE, J. (1987): “Propiedades y aplicaciones de un índice de disparidad en pluviometría”. *X Congreso Nacional de Geografía*, I, 267-276, Zaragoza, A.G.E.
- MARTÍN VIDE, J. (1996): “Decálogo de la pluviometría española”. En Marzol, Dorta y Valladares (eds) “Clima y agua. La gestión de un recurso climático”, 15-24, Madrid, Tabapress.
- MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE (1996): “Homogeneidad y variabilidad de los registros históricos de precipitación de España”, Madrid.
- RODRÍGUEZ, R., LLASAT, M^a C. y MARTÍN-VIDE, J. (1999): “Análisis de series temporales en Climatología. Modelización y homogeneidad”. Barcelona, Edicions Universitat de Barcelona.