

# ANÁLISIS TEMPORAL Y ESPECTRAL DE LA SERIE DE PRECIPITACIÓN MENSUAL DE BARCELONA (ESPAÑA) 1850-1991

R. Rodríguez y M.C. Llasat<sup>1</sup>

**RESUMEN:** En este trabajo se han estudiado las características de la serie de precipitación total mensual de Barcelona (noreste de la Península Ibérica), 1850-1991. Se ha llevado a cabo mediante la optimización de diferentes técnicas de análisis temporal y espectral con el fin de detectar fluctuaciones o cambios en las tendencias estacionales y anuales. Se ha tenido especial cuidado en la utilización de técnicas de análisis frecuencial con el objeto de detectar la posible existencia de periodicidades y ciclos climáticos. Estas características proporcionan una valiosa información para la evaluación de la evolución climática, si ha lugar, la detección de variaciones en dicha evolución que, ya sea por mecanismos naturales o por la degradación antropogénica, sugieran un cambio climático.

## INTRODUCCIÓN

La necesidad de encontrar pruebas que justifiquen la existencia de un posible cambio climático o de ciclos climáticos ha llevado a desarrollar las técnicas de análisis de series meteorológicas en el dominio temporal y espectral. Los estudios efectuados abarcan diferentes tipos de variables: unas integradoras a nivel regional, como las correspondientes al caudal diario de los ríos (Padmanabhan & Ramachandra, 1986); otras locales como las series de precipitación (Brazdil *et al*, 1985; Katsoulis & Kambetzidis, 1989) y temperatura (Currie, 1981; Schonwiese, 1987).

El objetivo del presente estudio es el aplicar una metodología para el análisis temporal y espectral a series seculares de precipitación con vistas a una discriminación de posibles periodicidades o bien posibles cambios temporales experimentados desde el inicio de la serie. Se ha realizado a partir de la serie de precipitación mensual de Barcelona relativa al período 1850-1991.

## METODOLOGÍA

### Caracterización de la señal meteorológica

La metodología empleada responde a una concepción hipotética de la serie meteorológica como la de una señal formada por la superposición de componentes deterministas y aleatorias. Las primeras son fruto de la superposición de señales periódicas, triviales, de 6 meses, 1 año; señales periódicas o cuasiperiódicas de diferentes períodos relacionados o no con fenómenos astronómicos. La componente transitoria puede descomponerse en dos: una que da cuenta del valor medio de la serie,  $\mu$ , a modo de señal rectangular;

$$rect(t) = \begin{cases} \mu \Leftrightarrow t \in [t_0, t_f] \\ 0 \Leftrightarrow t \notin [t_0, t_f] \end{cases} \quad (1)$$

y la otra, que explicaría, en su caso, la posible existencia de un cambio climático. Éste se realizará como una función que, por razones de método, se supondrá de energía finita, como por ejemplo  $\text{sinc}(t)$ .

$$\text{sinc}(t) = k \frac{\sin(2\pi t)}{2\pi t} \quad (2)$$

Por último, la componente no determinista está formada por la superposición de señales aleatorias, para obtener así las características de ruido blanco. Como quiera que la amplitud de la señal aleatoria es función de la amplitud de la señal determinista, la forma final del modelo de señal meteorológica es:

$$x(t) = \left( \sum_i A_i \sin\left(2\pi \frac{t-t_\phi}{12_i}\right) + \sum_j B_j x_T(t) \right) \cdot \left( I + C \sum_k x_{Rk}(t) \right) \quad (3)$$

donde en el primer factor, el primer sumando representa las componentes periódicas incluyendo las de período anual o inferior (semestral, cuatrimestral etc.), y el segundo sumando corresponde a las componentes transitorias, el valor medio y cualquier componente debida a causas no periódicas, evolución o cambio climático, etc.

<sup>1</sup> Departamento de Astronomía y Meteorología. Universidad de Barcelona. Avda. Diagonal, 647. E-08028 Barcelona (España)

Artículo publicado en *Ingeniería del Agua*. Vol. 4 Num. 4 (diciembre 1997), páginas 19-28, recibido el 29 de febrero de 1996 y aceptado para su publicación el 12 de noviembre de 1997. Pueden ser remitidas discusiones sobre el artículo hasta seis meses después de la publicación del mismo. En el caso de ser aceptadas, las discusiones serán publicadas conjuntamente con la respuesta de los autores en el primer número de la revista que aparezca una vez transcurrido el plazo indicado.

El segundo factor o componente aleatoria explica la dependencia de la amplitud de la señal aleatoria con la amplitud de la señal determinista.

**Análisis previo**

El primer paso en el estudio de las series es un análisis previo, esto es, la diagnosis de la serie mediante su descripción estadística, donde se detallan los estadísticos como el valor medio, intervalo modal, la desviación estándar, y otros momentos de su distribución.

Es frecuente encontrar intervalos discontinuos en las series por diferentes causas, vacíos instrumentales, guerras, etc. La resolución de la continuidad se realiza según dos criterios:

- a. El criterio del valor medio mensual, donde datos mensuales discontinuos se sustituyen por el valor medio mensual correspondiente.
- b. El criterio de Karl (Karl y Williams, 1987), que consiste en la extrapolación desde una serie vecina, que presente una alta correlación y que sea continua en dicho intervalo.

La homogeneidad de la serie es uno de los aspectos más polémicos en esta primera etapa del análisis. El problema estriba en la propia naturaleza de la señal meteorológica. Esto es, si se entiende como homogénea una serie estacionaria en sentido amplio, no es posible realizar hipótesis sobre una componente transitoria debida, por ejemplo, a un posible cambio climático, ya que éste produciría una variación significativa en los estadísticos de primer y segundo orden, que, a su vez, determinaría al intervalo como no homogéneo. Sin embargo a diferencia de las series de temperatura, las variaciones locales de los emplazamientos de las estaciones receptoras no constituyen una causa determinante de falta de homogeneidad en las series de precipitación.

Existen distintos métodos de evaluación de la homogeneidad basados fundamentalmente en el estudio de las diferencias entre los valores medios de diferentes grupos o intervalos. Uno de los más conocidos es el de la razón de von Neumann, definida como:

$$N = \frac{\sum_{t=0}^{T-1} (x(t) - x(t+1))^2}{\sum_{\tau=0}^t (x(t) - \bar{x})^2} \tag{4}$$

Según este criterio la serie se puede considerar homogénea cuando:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} N = 2 \tag{5}$$

Valores de  $N \ll 2$  determinan la existencia de intervalos no homogéneos en la serie (WMO, 1966; Buishand, 1987). Sin embargo el test de von Neumann no proporciona información sobre los puntos de rotura de la serie ni el desplazamiento sobre el valor medio del intervalo no homogéneo. Para solucionar esta carencia y contrastar

los resultados obtenidos por la razón anterior se puede recurrir al estudio de la desviación acumulada,  $S^*$ , definida como:

$$S^*(t) = \sum_{\tau=1}^t (x(\tau) - \bar{x}) \tag{6}$$

donde  $x(\tau)$  es el valor de la serie en el tiempo  $\tau$  y  $\bar{x}$  el valor medio de toda la serie.

Aplicando la expresión (3) a la definición anterior, se demuestra en Rodríguez *et al* (1996) que:

$$\frac{\delta S^*(t)}{\delta t} \approx \sum_I B_i x_{T_i}(t) - \bar{x} \tag{7}$$

Esto es, que la pendiente de  $S^*(t)$  es del orden de la diferencia entre las componentes transitorias y el valor medio. Como en el término transitorio se incluye el valor medio de la señal, es obvia la respuesta de  $S^*(t)$  con las componentes transitorias dependientes del tiempo. Así, para series homogéneas  $S^*(t)$  evolucionará alrededor del valor cero, mientras que la existencia de componentes transitorias provocará desplazamientos cuya pendiente determina entre otros, el punto de ruptura y su desplazamiento respecto al valor medio.

De este modo la evaluación de la homogeneidad queda reducida al estudio del estadístico  $S^*$  y de su evolución a lo largo del tiempo.

Los intervalos no homogéneos constituyen un grave problema de difícil solución. Es por ello que se han de contrastar criterios y determinar las causas objetivas de la falta de homogeneidad. Dada la escasez de datos y series, el prescindir de alguno de ellos es, por así decirlo, un lujo prohibitivo.

Un posible paliativo consiste en la tipificación del intervalo no homogéneo y homogéneo independientemente. Esto elimina los efectos de la pertenencia a diferentes intervalos conservando las características de la distribución anual.

La tipificación por intervalos se define como:

$$z(i,t) = \frac{\sum x(i,t) - \overline{x(i)}}{\sigma(i)} \quad i=1,2,\dots,k \tag{8}$$

donde  $\overline{x(i)}$  y  $\sigma(i)$  son el valor medio y la desviación estándar correspondientes al intervalo  $i$ .

Con el fin de poder establecer un análisis comparativo entre los diferentes meses se tipifican las series mes a mes. Este método proporciona información respecto a aquellas anomalías mensuales, eliminando el efecto específico del mes al que pertenece.

La tipificación mensual se expresa como:

$$z(m,t) = \frac{\sum_N x(m,t) - \overline{x(m)}}{\sigma(m)} \quad m=1,2,\dots,12 \tag{9}$$

donde  $\overline{x(m)}$  y  $\sigma(m)$  son el valor medio y la desviación estándar correspondientes al mes  $m$ .

### Análisis temporal

El análisis temporal pretende caracterizar las series atendiendo a sus estadísticos y a sus evoluciones temporales.

En primer lugar se analiza mediante isolíneas o isoáreas la evolución de la distribución anual de precipitaciones,  $x(m,t)$ , para detectar las estaciones de lluvias y su evolución temporal.

La representación de la serie tipificada mensual (9) proporciona información sobre la localización, evolución y permanencia en el tiempo de las anomalías pluviométricas, definidas como aquellos valores de  $z(m,t)$  tales que:

$$|z(m,t)| > 0.2$$

donde se toma el valor de 0.2 en base a las características de la distribución. Mediante la técnica de la ventana móvil de longitud constante  $L$  y cadencia  $t$ , se estudia la evolución de la media y de la desviación estándar o coeficiente de variación, con el fin de suavizar la evolución, de establecer tendencias y de evaluar el grado de significación de éstas.

Todas las técnicas empleadas hasta el momento conjuntamente con el análisis espectral se centran en el estudio de las componentes deterministas. Un estadístico que permite analizar la amplitud de la componente aleatoria respecto a las de la componente transitoria, es la evolución temporal de la entropía. Ésta se define para un suceso  $i$  como:

$$H = -K \sum_i p_i \ln(p_i) \quad (10)$$

donde  $K$  es una constante positiva y  $p_i$  la probabilidad de dicho suceso.

Aplicado este estadístico a las series de precipitación tipificadas (9) la expresión de la evolución temporal de la entropía, sobre ventanas móviles de longitud  $L$  es:

$$H(\tau) = -k \sum_{t=\tau}^{L+\tau} \sum_{m=1}^{12} f(z(t,m)) \ln\{f[z(t,m)]\} \quad (11)$$

donde  $f[z(t,m)]$  es la frecuencia relativa de  $z(t,m)$  respecto a intervalos agrupados. Dada la naturaleza atribuida a las componentes cuasiperiódicas de la señal y suponiendo una componente aleatoria como una realización de ruido blanco, el aumento de la entropía con el tiempo da cuenta de un aumento de la amplitud de la componente aleatoria respecto a la componente transitoria.

### Análisis espectral

Respecto al análisis espectral, se utilizó, en primer lugar, el método clásico de la transformada de Fourier. Aunque el algoritmo FFT (Fast Fourier Transform) es

el más empleado en el cálculo de espectros de potencia debido a que es más rápido que el DFT (Discrete Fourier Transform) se propone la utilización de éste último ya que:

- permite la exploración de una zona frecuencial concreta
- el incremento frecuencias no ha de ser constante, ni igual a  $1/2T$

La ventana que produce una mejor relación de información respecto al nivel de ruido asociado es la de Blackman-Harris (Harris, 1978; Rodríguez *et al.*, 1994) de cuatro coeficientes:

$$\theta(t) = a_0 + a_1 \cos(2\pi/N) + a_2 \cos(4\pi/N) + a_3 \cos(6\pi/N)$$

con:

$$a_0 = 0.35875; a_1 = 0.48829; a_2 = 0.14128; a_3 = 0.1168 \quad (12)$$

Esta ventana se aplica sobre la señal y se calcula el espectro de potencia mediante el método de Blackman-Tukey (1959). Este método opta por obtener el espectro de potencia a partir de la autocorrelación parcial de orden  $M$ , a fin de minimizar la varianza del espectro. El valor de  $M$  utilizado es el del  $3N/4$ , donde  $N$  es la longitud total de la serie.

Dada la amplitud del lóbulo central de la transformada, lo que se traduce en una pérdida de información en la zona de bajas frecuencias, se aplica posteriormente el método de máxima entropía (MESA). Para ello se utiliza el algoritmo de Burg (1975) con un rango de  $M$ , longitud del filtro de predicción de error,  $pef$ , entre  $N/3$  (Ross, 1975) y  $N/2$  (Ulrich & Bishop, 1975).

Este método proporciona una mejor exploración en la zona de bajas frecuencias, aunque presenta serios inconvenientes en el análisis de series meteorológicas (Rodríguez *et al.*, 1994). Los más importantes desde el punto de vista de la resolución espectral son la aparición de máximos sin significación real y el desplazamiento frecuencial, tanto más acusados cuanto mayor es la longitud del  $pef$ , por lo que se ha de encontrar, no un período sino un intervalo frecuencial de realización del máximo. Este hecho imprime de cierta incertidumbre a la resolución. Por otro lado cabe cuestionarse la amplitud esperada de los posibles máximos espectrales, o sea, la amplitud de la señal periódica o cuasiperiódica determinada por el máximo frecuencial. Una amplitud inferior al 50% de la componente anual sitúa el máximo espectral correspondiente en niveles de ruido medio (Rodríguez, 1995). Por tanto es necesario dotar al método de análisis de criterios de significación real.

Si como se ha supuesto en la naturaleza de la señal meteorológica, las componentes periódicas son provocadas por fenómenos astronómicos, los máximos espectrales asociados se mantendrán en el tiempo y bajo cualquier longitud de ventana utilizada. Sin em-

bargo, el recíproco es falso. Dado que la utilización de señales discretas y de longitud finita puede producir máximos que a su vez se mantengan en el tiempo, es necesario discriminar los máximos reales de los asociados a la metodología utilizada. Para llevar a cabo esta discriminación los autores proponen la utilización de un test basado en la sustitución de parte de la serie por ruido blanco de media nula y de amplitud la correspondiente al 95 % del nivel de confianza normal.

Así, en primer lugar, se sustituyen los valores de la señal real, a partir de cierto tiempo  $\tau$ , por un ruido blanco compuesto por  $K$  señales aleatorias, que coincida en el valor medio con el de la señal original y de amplitud comparable con ésta,  $\pm 2\sigma$ , según la expresión:

$$x_{test}(t) = \begin{cases} x(t) & \rightarrow t = 1, 2, \dots, \tau \\ 4\sigma \cdot \left( \sum_{j=1}^K RND - K/2 \right) + \bar{x} & \rightarrow t = \tau + 1, \dots, N \end{cases} \quad (13)$$

En segundo lugar, se estudia la propagación temporal del espectro a partir del espectro móvil obtenido mediante la representación de los espectros, convenientemente corregidos, sobre ventanas móviles de longitud fija y de cadencia constante, técnica conocida como MSA. Atendiendo a que a partir del instante  $@$  la señal real ha sido sustituida por una señal aleatoria, los máximos correspondientes a periodicidades reales caerán a niveles de ruido medio. Sin embargo los producidos por el desplazamiento de la ventana temporal o su convolución se mantendrán.

A esta técnica de discriminación espectral los autores la designan como test de significación real del espectro, TSR.

Para aplicar este tipo de test es necesario en primer lugar que la serie sea lo suficientemente larga como para realizar una exploración completa en la zona frecuencial de interés, para mantener los máximos objeto de estudio en el tiempo y para obtener espectros completos de la señal sustituida. Es decir, carece de sentido estudiar una periodicidad de 11 años sobre ventanas móviles de 50 años en una serie de 70 años ya que ni siquiera la última ventana temporal abarcaría una señal totalmente aleatoria. En segundo lugar, tanto para el TSR como para cualquier estudio basado en el MSA, se ha de tener en cuenta que las evoluciones temporales de la señal climática afectan, como es sabido, a la amplitud del espectro. Por lo tanto, si lo que se pretende es un estudio comparativo de los diferentes espectros en el tiempo, se deben tratar a modo de señales bidimensionales,  $S(v,t)$ , estacionarias en la dirección  $t$ . Así, aplicando técnicas de detección de puntos de corte, como la ya mencionada desviación acumulada, pueden determinarse los desplazamientos respecto al valor medio de los espectros y corregirlos.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Caracterización de la señal meteorológica y análisis previo

La serie de precipitación total mensual de Barcelona, comprendida entre 1850 y 1991, presenta discontinuidades entre 1936 y 1939, años que corresponden a la guerra civil española. Se han resuelto, descartado el método de Karl por falta de series vecinas continuas en dicho intervalo, según el criterio del valor medio.

La estación de medida ha tenido diferentes emplazamientos dentro de la ciudad de Barcelona (Tabla 1), lo cual hace imprescindible el análisis de la homogeneidad. La aplicación del test de von Neumann muestra un valor de  $N=1.85$ , lo cual indica un aceptable grado de homogeneidad.

Estación	Localización	Servicio
Dr. Lorenzo Presas	C/ Sant Pau	1850-1859
Universitat	C/ del Carme	1860-1872
Universitat Nova	Av./ Gran Via	1873-1938
Travessera	Trav. de Dalt	1939-1960
Roura	C/ Roura	1961-1991

Tabla 1. Localización y tiempo en servicio de las estaciones pluviométricas de la serie de precipitación total mensual de Barcelona.

La aplicación de la desviación acumulada sobre la serie denota dos intervalos claramente diferenciados (Figura 1). El primero comprende los años 1850 a 1875, año en el que el mes de septiembre constituye un punto de rotura. El segundo intervalo abarca desde 1895 hasta el final de la serie, 1991. Una vez analizados los períodos indicados se concluye que la falta de homogeneidad no se ha producido por un error sistemático, sino que es fruto de los grandes episodios de precipitación registrados entre 1850 y 1875. Más concretamente, Barriendos (1994) demuestra que el período 1830-1860 constituye el núcleo de la oscilación climática con la que concluye la miniglaciación, caracterizada por años donde se re-

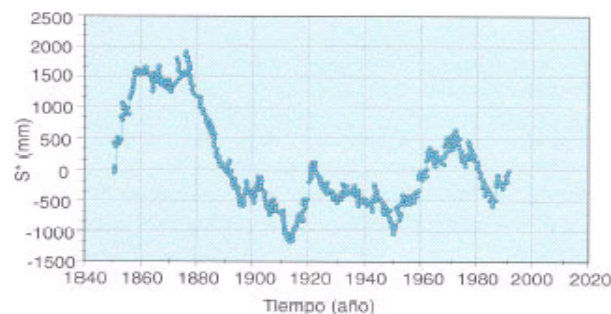


Figura 1. Desviación acumulada de la serie de precipitación total mensual de Barcelona 1850-1991.

gistran valores extremos de precipitación seguidos de ciertos años de sequía. La totalización anual es más explícita. Así, de los ocho años de la serie completa que superan el umbral de 892 mm anuales (correspondiente al 5 % de un nivel de confianza normal) cuatro de ellos pertenecen al intervalo 1850-1875. Las precipitaciones en los meses comprendidos en la estación principal de lluvias son básicamente los responsables de estos valores anuales. La *Tabla 2* presenta los registros mensuales extraordinarios en este período. Destaca el máximo absoluto de 474.2 mm, correspondiente al mes de septiembre de 1852.

Año	Mes	Precipitación (mm)
1850	Septiembre	342.9
1852	Septiembre	474.2
1853	Mayo	238
1866	Septiembre	211.8
1866	Octubre	219.6
1872	Octubre	336.5
1725	Septiembre	331.5

**Tabla 2.** Meses con valores de precipitación superior a 200 mm en el intervalo 1850-1875.

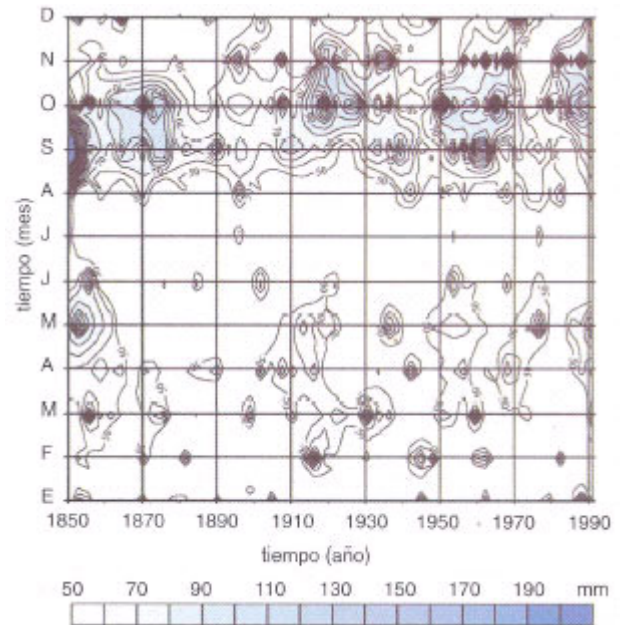
La *Tabla 3* presenta la descripción estadística de la serie. Cabe destacar el valor medio de 46.4 mm y la elevada desviación estándar, 44.1 mm, lo que confiere al valor medio el carácter de meramente cualitativo. También es destacable el intervalo modal comprendido entre 0 y 30 mm, con más del 40% de los registros, por lo que es de esperar estaciones de lluvias diferenciadas de estaciones secas.

Estadístico	$\mu$	Valor
Valor medio	mm	46.4
Intervalo Modal	mm	0-30
Des. Estándar	mm	44.1
Valor máximo	mm	474.1
Coef. Sesgo		2.4
Coef. Curtosis		10.6

**Tabla 3.** Descripción estadística de la serie de precipitación total mensual de Barcelona (1850-1991)

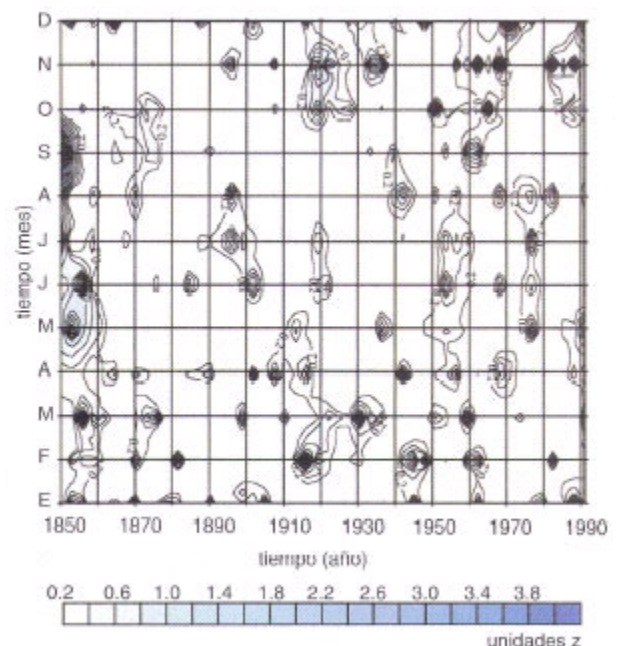
**Análisis temporal**

La evolución de la distribución mensual (*Figura 2*) permite observar dos estaciones de lluvias: septiembre, octubre y noviembre, como estación principal, y marzo, abril y mayo, como estación secundaria. En la primera es de especial relevancia el aumento de precipitación experimentado en los últimos años, así como la tendencia a centrarse en octubre registrada a partir de principios de siglo. Destacan los intervalos 1880-1900 y 1978-1986 donde prácticamente ha desaparecido la estación secundaria. Contrariamente 1910-1924 y 1948-1962 son intervalos donde la estación secundaria



**Figura 2.** Evolución de la distribución anual de la serie de precipitación total mensual de Barcelona. Ejes anual/mensual. Nivel inicial 50 mm. Cadencia 10 mm.

de lluvias presenta su mayor extensión temporal y la estación principal posee una gran concentración de isoyetas. Atendiendo a esta distribución cabe hablar de intervalos estrictamente húmedos e intervalos estrictamente secos. Se puede observar la existencia de grandes concentraciones de isoyetas en puntos discretos provocados por típicas situaciones de carácter convectivo propias del área mediterránea.



**Figura 3a.** Anomalías pluviométricas positivas de la serie de precipitación total mensual de Barcelona. Ejes anual/mensual. Nivel inicial  $z = 0.2$ . Cadencia 0.2

El análisis de anomalías pluviométricas positivas (Figura 3a) muestra una distribución irregular de las mismas. Sin embargo, destaca la práctica ausencia de anomalías positivas en la estación principal de lluvias en el último cuarto del siglo XIX. Es a partir del siglo XX cuando aparecen localizadas en tres intervalos, 1910-1924, 1950-1970 y 1980-1990 (noviembre). A nivel anual, destacan los intervalos 1850-1860, 1910-1930 y 1950-1970 en los que la anomalía positiva se extiende a la práctica totalidad del año.

Las anomalías negativas (Figura 3b) y su distribución temporal son más homogéneas. El intervalo comprendido entre 1876 y 1910 presenta un balance negativamente anómalo, destacando la anomalía que abarca al último trimestre. En general, pueden calificarse de años negativamente anómalos a los comprendidos en los intervalos 1880-1890y 1935-1950. El intervalo 1970-1990

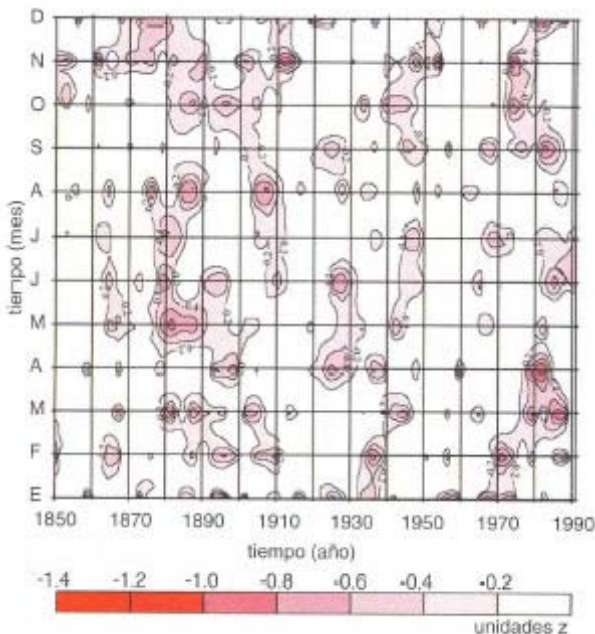


Figura 3b. Anomalías pluviométricas negativas de la serie de precipitación total mensual de Barcelona. Ejes anual/mensual. Nivel inicial  $z = 0.2$ . Cadencia 0.2

esta caracterizado por anomalías distribuidas en diferentes estaciones. Así, mientras 1970-1980 destaca por las anomalías en la estación principal, 1980-1986 lo hace en la estación secundaria. El intervalo 1980-1990 presenta anomalías negativas en los meses centrales del año.

La Figura 4 muestra la media móvil con su respectiva banda de error típico realizada sobre la media mensual con una ventana de longitud 10 años y una cadencia anual. Se caracteriza por una sucesión de máximos y mínimos, sin período estable, que oscila entre 18 y 30 años, coincidiendo con las evoluciones de las medias móviles de otras series de ámbito mediterráneo como Perpignan y Milán (Rodríguez, 1995). Destacan como máximos los situados en las ventanas 1866-1876

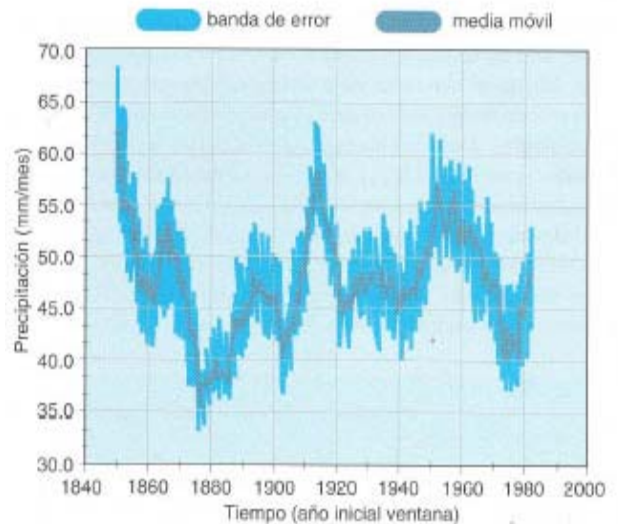


Figura 4. Media móvil y banda de error típico de la serie de precipitación total mensual de Barcelona. Ventana 10 años. Cadencia 1 mes

(52.9 mm/mes), 1913-1922 (58.2 mm/mes, máximo absoluto en la serie), y 1954-1963 (57.2 mm/mes). Los mínimos de especial relevancia se encuentran en las ventanas 1877-1886 (35.7 mm/mes) y 1973-1982 (40.9 mm/mes).

Se ha calculado la media móvil estacional (Figura 5) sobre ventanas de 25 años y cadencia anual correspondiente a las dos estaciones de lluvias (septiembre-octubre-noviembre y marzo-abril-mayo, respectivamente) y a las dos estaciones secas (diciembre, enero y febrero, y, junio, julio y agosto). Se observa una concordancia de fase en las estaciones de lluvias, es decir, alcanzan valores máximos y mínimos casi simultáneamente. Por otro lado, mientras que éstas no muestran una clara tendencia su evolución, las estaciones secas presentan

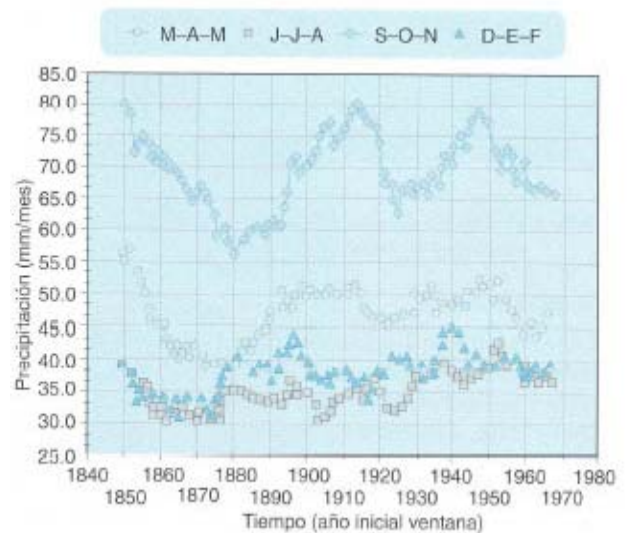


Figura 5. Media móvil estacional de la serie de precipitación total mensual de Barcelona Ventana 25 años. Cadencia 1 año

una leve tendencia creciente a partir de 1920, del orden de 3.0 mm/mes.año. Llama la atención, por su extensión temporal, el intervalo seco presente entre las ventanas [1860-1884] y [1900-1924].

La Figura 6 muestra la evolución temporal de la entropía, calculada sobre ventanas de 25 años de longitud y cadencia anual, con los datos de la serie tipificada mensual agrupados en 20 intervalos equiespaciados. Las fluctuaciones alrededor del valor medio se amplifican hasta alcanzar la amplitud máxima en el intervalo comprendido entre las

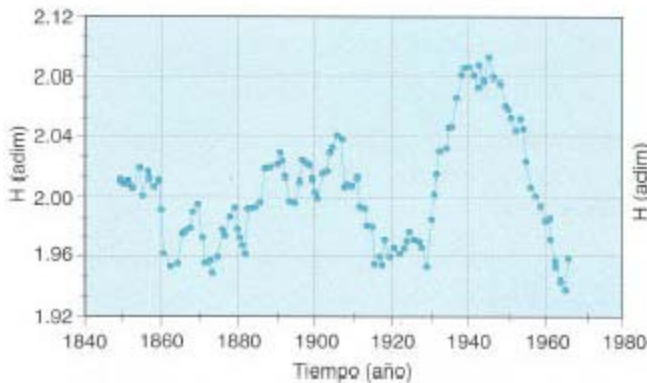


Figura 6. Evolución de temporal de la entropía de la serie de precipitación total mensual de Barcelona. Ventana 25 años. Cadencia 1 año.

ventanas [ 1930-1954] y [ 1960-1984], intervalo que es prácticamente simultáneo al último máximo observado en las medias móviles y en la distribución de frecuencias relativas. Este comportamiento de la entropía da cuenta de una mayor amplitud de la componente aleatoria frente al resto de componentes de la señal, lo que es consecuencia de una mayor dispersión de los registros. La ventana [1964-1988] corresponde al mínimo absoluto en la entropía de la serie. Puede interpretarse como un cambio súbito en la amplitud de la componente transitoria de la misma.

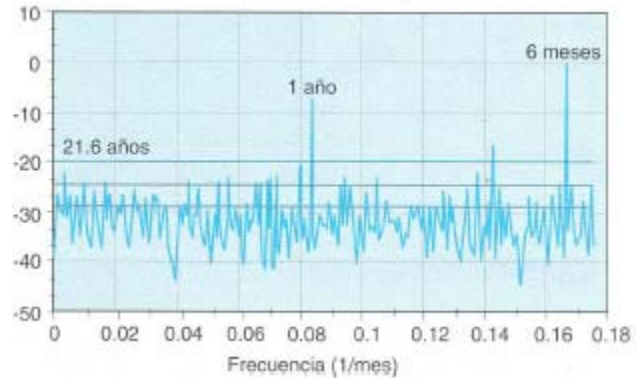


Figura 7. Espectro de potencia (MESA) de la serie de precipitación total mensual de Barcelona sobre los niveles de confianza normal al 99%, 95% y 68%. M= 600 meses.

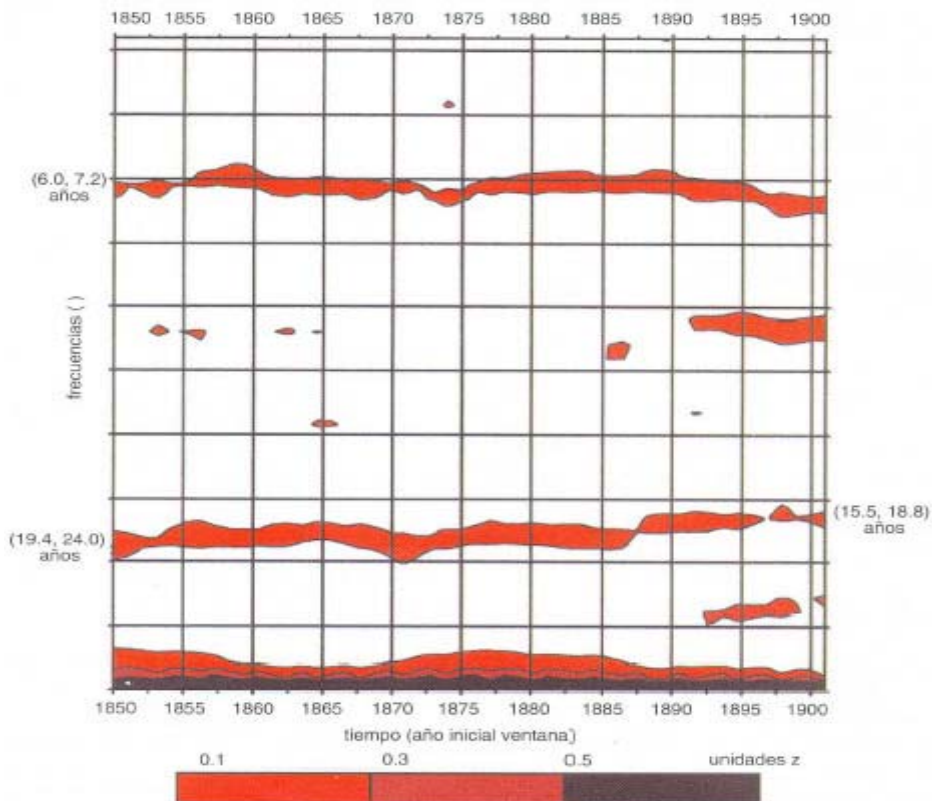


Figura 8. Evolución temporal del espectro de potencia en unidades tipificadas para medias y bajas frecuencias. Ventana 90 años. Cadencia 1 año

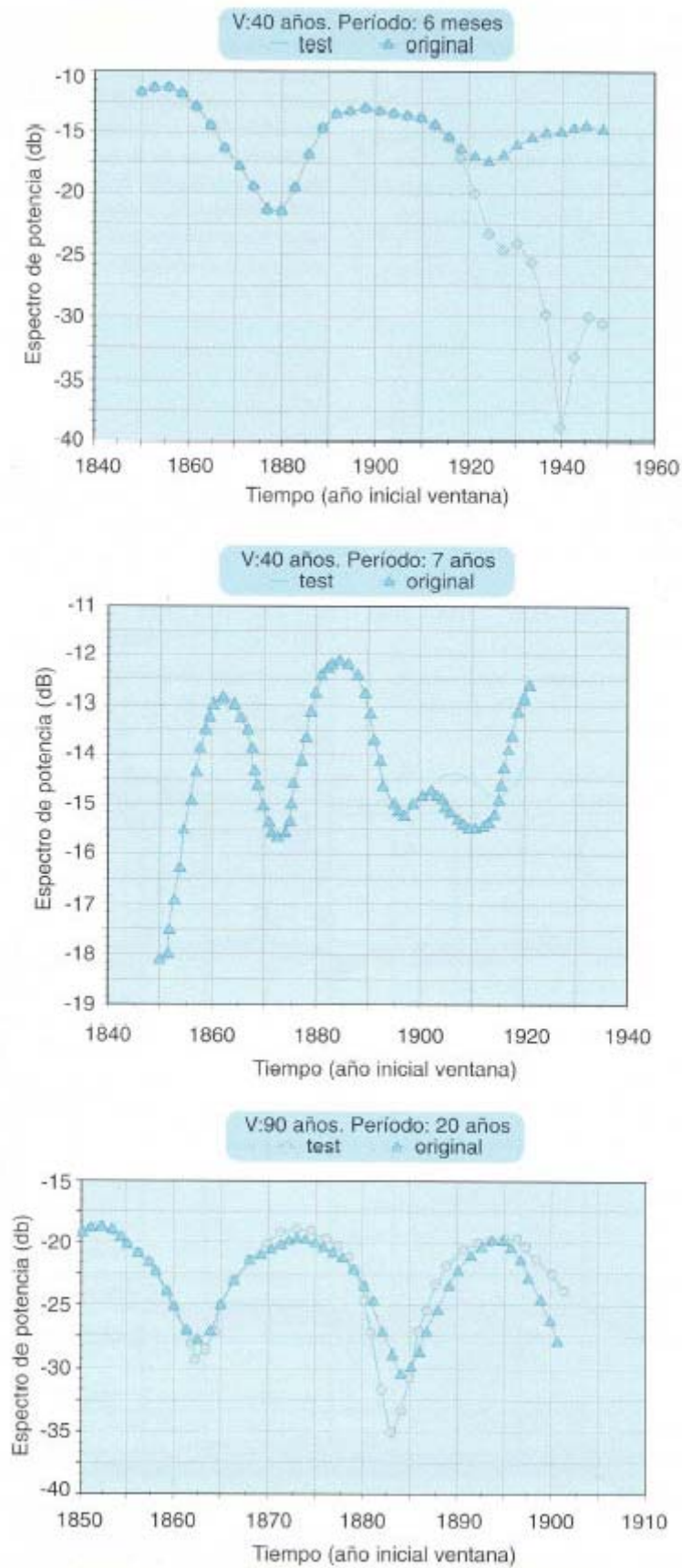


Figura 9. Aplicación de TSR para los máximos correspondientes a los periodos de 6 meses, 7 años y 22 años.



### Análisis espectral

Se ha aplicado el método de análisis espectral por máxima entropía con un filtro de predicción de error de  $M=N/3$  (Figura 7). Los resultados muestran que, en primer lugar, se corrobora las dos estaciones de lluvias, ya que el máximo correspondiente a los 6 meses posee una mayor intensidad que el correspondiente a la periodicidad anual. En la zona de bajas frecuencias, superando el nivel de confianza del 95%, se observa el máximo correspondiente a 21.6 años. Teniendo en cuenta que la precisión espectral en este tipo de análisis es del orden de  $\pm 10\%$  se sitúa el máximo en el intervalo [19.4, 23.8] años, que intersecta con el intervalo correspondiente al máximo observado para la serie de precipitación de Perpignan (Rodríguez, 1995), con el obtenido por Katsoulis y Kambetzidis (1989) para la serie de Atenas y con el obtenido por Palmieri *et al.*, (1991) para la serie de Palermo. También puede observarse cierta coincidencia con el obtenido para las series de temperatura de Barcelona e Inglaterra Central (Rodríguez, 1995).

A su vez, se ha realizado el análisis del MSA, calculado aplicando el MESA sobre ventanas de 90 años y cadencia anual (Figura 8). Muestra la evolución temporal de dos máximos espectrales, correspondientes al intervalo [6.0, 7.2] años y [19.4, 23.8] años, que alcanzan un nivel de confianza entre el 60 % y el 70%. El nivel de ruido medio obtenido es de -45 dB y el nivel de confianza al 66% está situado alrededor de -40 dB. El primer máximo no presenta relevancia en el espectro de potencia de la serie completa (Figura 7), por lo que debe atribuirse a los efectos que sobre el espectro causa la longitud de la ventana utilizada. No presenta ningún máximo relevante en la zona del período del ciclo solar, 11 años.

Corroborando lo anterior, la Figura 9 muestra la aplicación del TSR con una serie test aleatoria a partir de 1949. Se ha aplicado para la periodicidad semestral, y para los máximos correspondientes a los períodos de 7 y 20 años. Los espectros han sido calculados según el MSA sobre ventanas de 40 y 90 años respectivamente y cadencia anual. La aplicación del test revela el carácter real de la periodicidad semestral, dada la caída del máximo frecuencial correspondiente a la serie de prueba. Sin embargo, en las otras dos frecuencias analizadas, los máximos de las series test se mantienen en el mismo orden de magnitud que las series originales, por lo que se deduce una falta de significación real de las periodicidades mencionadas.

### CONCLUSIONES

En este trabajo se ha propuesto una metodología para el tratamiento de series de precipitación aplicándose a la serie de precipitación total mensual de Barcelona. En primer lugar se han resuelto las discontinuidades utilizando el criterio del valor medio mensual. En segundo lugar, la aplicación del test de Von Neumann ha indicado un grado de homogeneidad de la serie

aceptable, en tanto que un posterior análisis más detallado en base a la desviación acumulada ha puesto en evidencia la diferenciación en dos períodos homogéneos. Esta diferenciación queda justificada por el hecho de que la primera parte de la serie coincide con el final de la última mini-glaciación. Finalmente, dentro del análisis previo, cabe comentar el alto valor de la desviación estándar que corrobora la notable variabilidad de la precipitación y resta significación al valor medio mensual.

La serie presenta dos estaciones de lluvias, la principal en los meses de septiembre, octubre y noviembre, y la secundaria en marzo, abril y mayo. A partir del inicio del siglo XX se detecta un desplazamiento en las precipitaciones en la estación principal de lluvias desplazando su centro de septiembre a octubre.

Se observan intensas anomalías positivas distribuidas irregularmente, lo que es característico de las series del ámbito mediterráneo en relación con las lluvias intensas de carácter convectivo. Así, destacan como positivamente anómalos los intervalos 1910-1924 y 1950-1970. Las anomalías negativas presentan una distribución más homogénea destacando los intervalos 1860-1870 y 1935-1950 como aquellos más secos. La media móvil corrobora esta sucesión de intervalos anómalos positivos-negativos, siendo la estación principal de lluvias la que presenta fluctuaciones más importantes.

Es importante señalar que la tendencia final es al alza, es decir, hacia un aumento de la precipitación. El análisis de la entropía muestra, a partir del siglo XX, una disminución relativa en la amplitud de la componente aleatoria frente a la de la transitoria, por lo que se puede hablar de cierto cambio en la naturaleza de la serie.

El análisis espectral presenta, además de la existencia de dos estaciones de precipitación (periodicidad semestral), un indicio de periodicidad de escasa amplitud en los intervalos [6.0, 7.2] años y [19,24] años. Sin embargo, a partir del TSR se demuestra su carencia de significación real.

### AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha sido financiado parcialmente por la CICYT, en el marco del proyecto AMB95-0671-C02, así como por la UE bajo el proyecto FLOODAWARE (ENV4-CT96-0293)

Los autores agradecen al Dr. Augusto Burgueño, así como al Instituto Nacional de Meteorología la cesión de los datos necesarios para llevar a cabo este estudio.

### BIBLIOGRAFÍA

Barriandos, M, (1994) El clima histórico de Cataluña. Aproximación a sus características generales. (siglos XV-XIX). Tesis Doctoral (500 pp). Departamento de Geografía Física. Universidad de Barcelona

- Blackman, R.B. and J.W. Tukey, (1958) The Measurement of Power Spectra from the Point of View of Communication Engineering, New York, Appendix B5, (95-100), Dover Publisher.
- Brázdil, R., F. Samaj and S. Valovic, (1985) *Variation of spatial annual precipitation sums in central Europe in the period 1881-1980*. Journal of Climatology, 5, (617-631)
- Burg, J.P., (1975) Maximum entropy spectral analysis, Stanford, California Stanford University. (123)
- Burgueño, A., (1981) Diversos aspectos climatológicos de la lluvia en Barcelona, Barcelona, Universidad de Barcelona.(190)
- Colacino, M. and R. Purini, (1986) *A Study on the Precipitation in Rome from 1782 to 1978*. Theor. and Applied Climat., 37 (90-96)
- Currie, R.G., (1981) *Evidence for 18.6 yr  $M_N$  Signal in Temperature and Drought Conditions in North America since AD. 1800*, J. Geophys. Res., 86 (11055-11064)
- Harris, F. J., (1978) *On the use of windows for harmonic analysis with the discrete Fourier transform*, Proc. of the IEEE, 66 (51-83)
- Haykin, S. and S. Kesler, (1979) *Prediction-error filtering and maximum entropy spectral estimation*, New York, Non-Linear Methods of Spectral Analysis. Haykin, S., (9-72)
- Karl, T.R. and C.N. Williams, (1987) *An approach to adjusting climatological time series for discontinuous inhomogeneities*. J. Climate Appl. Meteor., 26 (1744-1763)
- Katsoulis, B.D. and H.D. Kambetzidis, H.D., (1989) *Analysis of the long term precipitation series at Athens, Greece*. Climatic Change, 14(263-285),
- Padmanabhan, G. and A. Ramachandra, (1986) *Maximum Entropy Spectra of Some Rainfall and River Flow Time Series from Southern and Central India*, Theo. Appl. Climatol., 37 (63-73),.
- Palmieri, S., A. M. Siani and A. D'Agostino, (1991) *Climate fluctuations and trends in Italy within the last 100 years*. Ann.Geophysicae, 9 (769-776),
- Rodríguez, R., Llasat, M.C. y Rojas, E., (1994) *Evaluation of Climatic Change through Harmonic Analysis*. Natural Hazards, 9 (5-16),
- Rodríguez, R., (1995) Análisis de Series Meteorológicas. Tesis doctoral. Barcelona.Universidad de Barcelona. (271), .
- Rodríguez, R., Llasat, M.C. y Martín Vide, J., (1996) *Revisión de los criterios de homogeneidad aplicados a variables meteorológicas*. Modelos y Sistemas de Información en Geografía, (98- 111)
- Ross, C.H., (1975) Maximum entropy analysis. Unpublished Manuscript. Meteorological Office. Bracknell. (47)
- Schönwiese, C.D. , (1987) *Moving spectral variance and coherence analysis and some applications on long air temperature series*, J. Climate Appl. Meteor., 26 (1723-1730),.
- Ulrych, T.J. and T.N. Bishop, (1975) *Maximum entropy spectral analysis and autoregressive decomposition*, Rev. Geophys. Space Phys., 33(183-200),