

EVOLUCIÓN DE LAS PRECIPITACIONES ANUALES EN LA MESETA MERIDIONAL DURANTE EL SIGLO XX

Encarnación GALÁN, Rosa CAÑADA, Domingo RASILLA,
Felipe FERNÁNDEZ y Begoña CERVERA
Universidad Autónoma de Madrid

RESUMEN

El análisis estadístico de las precipitaciones anuales a lo largo del siglo XX en la Meseta Meridional, revela la no existencia de tendencia significativa, ni ningún tipo de evolución cíclica en los totales pluviométricos analizados. Sin embargo, el análisis de la variabilidad pluviométrica parece apuntar hacia una tendencia creciente de la misma.

Palabras clave: Cambio climático, precipitación anual, tendencia, Meseta Meridional.

ABSTRACT

The statistical analysis of the annual precipitation during the 20th century over the Southern Meseta, reveals neither a significant trend nor any kind of cyclic evolution of the totals. However, the analysis also seems to aim to an increasing trend of the interannual variability.

Key words: Climatic change, annual average precipitation, trends, Southern Meseta.

1. INTRODUCCIÓN

El objetivo fundamental del presente trabajo es analizar la evolución de las precipitaciones anuales en la Meseta Meridional a lo largo de este siglo. Para ello hemos seleccionado las series de precipitaciones anuales correspondientes a las estaciones meteorológicas de Albacete, Badajoz, Ciudad Real, Madrid y Toledo. El período de observación utilizado se extiende desde 1900-96, excepto en el caso de Cuenca y Toledo, cuyo inicio de la serie se sitúa en 1908 y 1909 respectivamente.

2. METODOLOGÍA

La metodología desarrollada se inserta dentro de los procedimientos estadísticos propios del análisis de series temporales. En el caso concreto de nuestra investigación se establecen las siguientes fases de estudio: 1^a) Homogeneidad de las series; 2^a) Características estadísticas y evolución secular de la precipitación; 3^a) Análisis de subseries; 4^a) Periodicidad y 5^a) Análisis de la variabilidad pluviométrica.

3. RESULTADOS

3.1. Primera fase: Homogeneidad de las series

El estudio de la homogeneidad de las series se ha realizado mediante la aplicación de tests de homogeneidad absoluta y relativa. Siguiendo la práctica, ampliamente extendida en Climatología (SNEYERS, 1975 y 1992; ALMARZA, 1996), los test de homogeneidad absoluta han sido el de las rachas y los tests de tendencia de Mann Kendall y de Spearman. En el caso de la homogeneidad relativa hemos aplicado el test de Alexandersson (ALEXANDERSSON, 1986, 1997).

Los resultados obtenidos en el test de las rachas ponen de manifiesto el carácter aleatorio de las series. La homogeneidad se ve ratificada con los valores obtenidos en las pruebas de Spearman y Mann Kendall, excepto en el caso de Badajoz donde los valores de ambos estadísticos superaban el valor crítico en el nivel de significación del 5%, indicando una tendencia negativa en la precipitación. Por otra parte, el test de Alexandersson confirma la falta de homogeneidad de la serie de Badajoz, poniendo de manifiesto la existencia de una ruptura a principios de siglo. En efecto, la comparación de los datos de Badajoz con los de las estaciones de referencia utilizadas muestran un salto en 1911, con valores de TS_{max} superiores al valor crítico (cuadro I). El estadístico de Alexandersson indica, igualmente, la existencia de una inhomogeneidad en la serie de Ciudad Real, localizada en 1959. Las cuatro estaciones restantes (Albacete, Cuenca, Madrid y Toledo) no presentan rupturas significativas.

Ante estos resultados procedimos a la homogenización de los datos de Badajoz y Ciudad Real, aplicando el correspondiente factor de corrección y, posteriormente pasamos de nuevo a ambas estaciones, los tests de Mann-Kendall y Spearman, con el resultado que aparece recogido en el cuadro II. Como puede apreciarse las series de precipitación anual de las seis estaciones seleccionadas, son homogéneas, careciendo de tendencia significativa. En el periodograma integrado (Fig. 1) las curvas correspondientes a cada una de las series no llegan a cortar las bandas que marcan el límite de significación, indicativo de su aleatoriedad.

| SERIES ORIGINALES | | | | SERIES HOMOGENEIZADAS | |
|-------------------|------------|---------------------|-------------|-----------------------|---------------------|
| Estación | TS_{max} | Valor crítico (95%) | Año ruptura | TS_{max} | Valor crítico (95%) |
| Badajoz | 35,89 | 9,10 | 1911 | 4,90 | 9,10 |
| Ciudad Real | 22,17 | 9,10 | 1959 | 3,58 | 9,10 |

Cuadro I. Valores del test de Alexandersson (1900-1995).

| ESTACIÓN | R_s | α_s | U(T) | α_T |
|-------------|--------|------------|--------|------------|
| Albacete | 0,069 | 0,503 | 0,760 | 0,447 |
| Badajoz | -0,057 | 0,583 | -0,648 | 0,516 |
| Ciudad Real | -0,110 | 0,285 | -1,00 | 0,317 |
| Cuenca | -0,051 | 0,636 | -0,46 | 0,646 |
| Madrid | 0,046 | 0,654 | 0,389 | 0,697 |
| Toledo | -0,049 | 0,648 | -0,46 | 0,646 |

Cuadro II. Valores de los tests de Spearman y Mann-Kendall.

3.2. Segunda Fase: Características estadísticas y evolución secular de la precipitación

3.2.a. Características estadísticas

La distribución espacial de las precipitaciones en la Meseta meridional responde a dos factores fundamentales: altura del observatorio y posición respecto a los flujos del oeste, principales productores de precipitaciones en la zona (FERNÁNDEZ GARCÍA, 1986). Esta circunstancia aparece claramente manifiesta en los valores correspondientes a la media aritmética (cuadro III), observándose un decrecimiento de los mismos en sentido oeste-este, salvo en Cuenca donde el factor altitudinal determina un incremento de las precipitaciones, pese a su posición más oriental. Los promedios registrados denotan una “pluviometría modesta”, pudiéndose hablar en algunos casos (Albacete) de “auténtica indigencia” con un volumen de precipitación anual por debajo de los 350mm (MARTIN VIDE, 1996). Pero, además, a la modesta precipitación se añade una notable irregularidad interanual, puesta de manifiesto en los valores, moderadamente altos, del coeficiente de variación.

La escasa diferencia entre la media y la mediana es común en todas las estaciones, así como el hecho de que la mediana es en todas ellas inferior a la media. La semejanza entre ambas características sugiere la posibilidad de ajustar cada una de las distribuciones pluviométricas mediante la ley normal, lo cual hemos realizado mediante la aplicación de la prueba de Kolmogorov-Smirnov, verificándose la hipótesis de ajuste significativo, puesto que las máximas diferencias observadas entre las distribuciones empírica y teórica son, en todos los casos, inferiores a los niveles críticos para el nivel significación del 5%. Comprobada la bondad del ajuste, se calculan las probabilidades del 0.20, 0.40, 0.60 y 0.80 a partir de la curva.

3.2.b. Evolución secular de la precipitación

Una vez establecidos los valores de los parámetros estadísticos de las series, abordamos el estudio de sus variaciones a lo largo del presente siglo, a fin de resaltar la alternancia de periodos en los que la precipitación ha sido relativamente alta, con otros en los que ha sucedido todo lo contrario. El procedimiento seguido ha consistido en la tipificación de los valores anuales de precipitación y, a

| | MEDIA | MEDIANA | S | C.V. | MÍN | MÁX | Q1 | Q2 | Q3 | Q4 |
|-------------|-------|---------|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Albacete | 349,8 | 326,1 | 94,3 | 27,0 | 137,7 | 655,9 | 270,9 | 326,2 | 373,8 | 429,1 |
| Badajoz | 470,2 | 457,4 | 112,7 | 24,0 | 245,3 | 750,5 | 374,9 | 441,4 | 498,6 | 565,1 |
| Ciudad Real | 440,5 | 432,6 | 117,3 | 26,6 | 163,2 | 857,2 | 341,5 | 410,4 | 469,6 | 538,5 |
| Cuenca | 548,8 | 525,6 | 144,3 | 26,3 | 265 | 984,1 | 426,8 | 511,5 | 584,5 | 669,2 |
| Madrid | 431,9 | 417,7 | 102,3 | 23,7 | 240,9 | 746,6 | 346,1 | 406,2 | 457,8 | 517,8 |
| Toledo | 368,5 | 358,4 | 84,2 | 22,8 | 188,1 | 575,3 | 297,3 | 346,7 | 389,3 | 438,7 |

Cuadro III. Características de las precipitaciones anuales (1900-96).

partir de los mismos, el cálculo de medias móviles centradas cada once años, así como el de la recta de tendencia. Esta última muestra una pendiente ligeramente ascendente en los casos de Albacete y Madrid y descendente en el resto de los observatorios, si bien, como queda patente en el gráfico, dicha tendencia carece de significación estadística. En términos generales, la curva de las medias móviles registra sus valores más bajos en el primer tercio de siglo y los más elevados en la década de los sesenta y setenta; observándose, por último, un descenso a finales de los años setenta que se prolonga hasta el momento actual, salvo en el sector sureste (Albacete) donde la curva inicia un ascenso hasta alcanzar la recta de tendencia a principios de los noventa (Fig. 2).

3.3. Tercera Fase: Análisis de subseries

Constatada la ausencia de tendencia en la serie general, ensayamos una nueva aproximación al tema centrándonos en el análisis de subseries. Los resultados obtenidos, para cada uno de los tres treintenios de este siglo aparecen recogidos en los cuadros IV, V y VI. En ellos, puede apreciarse la existencia de diferencias entre los valores medios correspondientes a cada período; el mayor contraste se establece entre el primero y el tercero, con un volumen de precipitaciones más elevado en este último, particularmente en Albacete y Madrid. Sin embargo, la aplicación de tests de comparación de muestras (Análisis de la varianza, t de Student, Mann-Whitney y Kruskal Wallis) arrojan unos resultados que no nos permiten afirmar la existencia de diferencias significativas entre los distintos treintenios.

Mención especial merecen los valores registrados por el coeficiente de variación, ya que parece indicar una tendencia al aumento en el grado de variabilidad pluviométrica, a partir de los años treinta (nótese la nítida diferencia existente entre los registros del primer período y los dos posteriores). Este posible cambio en la variabilidad estaría en consonancia con lo ya apuntado por algunos autores para otras regiones españolas (MARTÍN VIDE, 1989; CREUS y PÉREZ, 1994; AGUILAR y PITA, 1996; CAMARILLO, 1997)

| | MEDIA | S | C.V. | MÍN | MÁX |
|-------------|-------|------|------|-------|-------|
| Albacete | 336,4 | 70,5 | 21,0 | 223,4 | 522,5 |
| Badajoz | 464 | 95,9 | 20,6 | 299 | 676,4 |
| Ciudad Real | 443,3 | 82,9 | 18,7 | 247,7 | 608,9 |
| Cuenca | 522,6 | 82,8 | 15,8 | 321,9 | 658,5 |
| Madrid | 418,2 | 62,7 | 15,0 | 299,2 | 542,2 |
| Toledo | 366 | 63,7 | 17,4 | 246,5 | 492,5 |

Cuadro IV. Características de las precipitaciones anuales (1901-30).

| | MEDIA | S | C.V. | MÍN | MÁX |
|-------------|-------|-------|------|-------|-------|
| Albacete | 348,2 | 111,2 | 31,9 | 137,7 | 655,9 |
| Badajoz | 471,5 | 112,6 | 23,9 | 293 | 642,3 |
| Ciudad Real | 440,1 | 136,4 | 31,0 | 163,8 | 704,6 |
| Cuenca | 574,1 | 175 | 30,5 | 326,3 | 984,1 |
| Madrid | 436,7 | 114,9 | 26,3 | 240,9 | 690,7 |
| Toledo | 377,7 | 93,2 | 24,7 | 191 | 575,3 |

Cuadro V. Características de las precipitaciones anuales (1931-60).

| | MEDIA | S | C.V. | MÍN | MÁX |
|-------------|-------|-------|------|-------|-------|
| Albacete | 360,6 | 98 | 27,2 | 189,2 | 548,5 |
| Badajoz | 474 | 129 | 27,2 | 245,3 | 750,5 |
| Ciudad Real | 440,5 | 128,5 | 29,2 | 250,6 | 857,2 |
| Cuenca | 544,5 | 147,1 | 27,0 | 265 | 915,3 |
| Madrid | 442,7 | 117,4 | 26,5 | 260,1 | 746,6 |
| Toledo | 362,4 | 88,7 | 24,5 | 188,1 | 535,6 |

Cuadro VI. Características de las precipitaciones anuales (1961-96).

3.4. Cuarta Fase: Periodicidades

Las pruebas aplicadas y los análisis realizados en las fases de estudio anteriores, no parecen indicar la existencia de tendencias ni tampoco ningún tipo de evolución cíclica en los totales anuales de precipitación. Para verificar la existencia o no de algún componente cíclico en las series ensayamos una nueva aproximación al tema, mediante la aplicación de la Función de Autocorrelación (ACF), que permite determinar la correlación de cada serie consigo misma. Para ello se procede a calcular los coeficientes de correlación para sucesivos desfases temporales (RASO, 1996). Los autocorrelogramas obtenidos (Fig. 3) para cada una de las series no denotan una posible estructura temporal; no se aprecia la existencia de un comportamiento periódico significativo, ya que las barras de los coeficientes calculados para los distintos desfases no sobrepasan los límites de confianza del 95% que aparecen indicados en la misma gráfica con trazo discontinuo. Únicamente, están muy cercanos de estos límites, pero sin sobrepasarlos, los coeficientes calculados para los desfases de primer y quinto orden en el correlograma de Badajoz, y en el decimotercero orden de Ciudad Real.

3.5. Quinta Fase: Análisis de la variabilidad pluviométrica

La planificación y gestión de los recursos hídricos implica necesariamente un conocimiento profundo no sólo de los valores medios de precipitación sino también de la variabilidad, característica especialmente relevante en la zona mediterránea (MARTIN VIDE, 1996). Por ello, ante la evidencia de ausencia de cambio en los totales anuales de precipitación, dirigimos la investigación hacia el estudio del comportamiento temporal de la variabilidad, procedimiento ya ensayado en otros estudios del ámbito peninsular anteriormente citados. La caracterización de la evolución temporal de la variabilidad pluviométrica se ha realizado tomando como parámetro representativo de la misma los coeficientes de variación móviles, por tanto, procedimos al cálculo de los mismos, fijando el periodo móvil en 15 años y, seguidamente, ajustamos la recta de tendencia a estos coeficientes. Los resultados aparecen reflejados en la figura 4 y el cuadro número VII; de ello se deducen, básicamente dos conclusiones: 1ª) existencia de periodos con distinto comportamiento desde el punto de vista de la variabilidad pluviométrica y 2ª) una tendencia creciente de la variabilidad significativa.

La curva de los coeficientes de variación móviles muestra, en términos generales, una mayor regularidad de las precipitaciones en el primer tercio del siglo, presentando valores inferiores al 20%. A partir de la década de los treinta, aproximadamente, se inicia una tendencia alcista de la variabilidad de tal forma que, los valores de la misma superan en todo momento a los registrados en el primer treintenio. Los máximos de irregularidad, aunque con ciertas matizaciones, aparecen en torno a los años 60-70 en el sector oriental de la Meseta (Albacete), en los cincuenta en el central (Madrid, Toledo y C. Real), situándose en los 70-80 en el sector más occidental (Badajoz).

El ajuste de la recta de tendencia a los coeficientes de variación móviles ratifica este incremento de la variabilidad en todos los observatorios analizados. Por razones obvias de espacio no se incluyen en esta comunicación las gráficas de las rectas, aunque la afirmación realizada puede comprobarse en los datos expuestos en el cuadro VII. No obstante, conviene señalar que estos resultados sólo constituyen un avance sobre el tema de la estructura temporal de la variabilidad; evidentemente, es necesario un estudio más profundo y la aplicación de otros procedimientos estadísticos que nos permitan, por ejemplo: detectar con exactitud el punto de cambio, demostrar si la variabilidad presenta algún comportamiento cíclico significativo, verificar si existen diferencias estadísticamente significativas entre los distintos periodos, comprobar el alcance espacial del cambio...

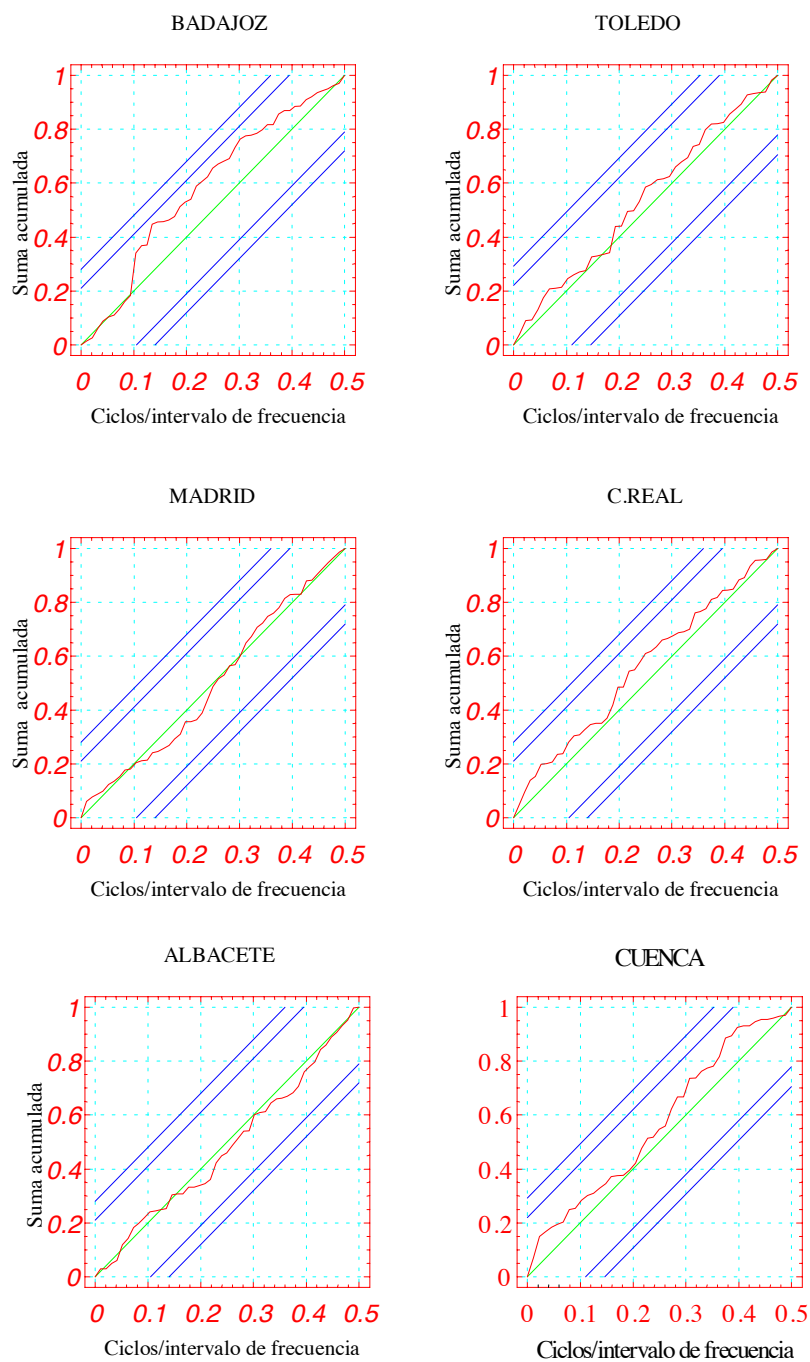


Figura 1: Periododramas integrados

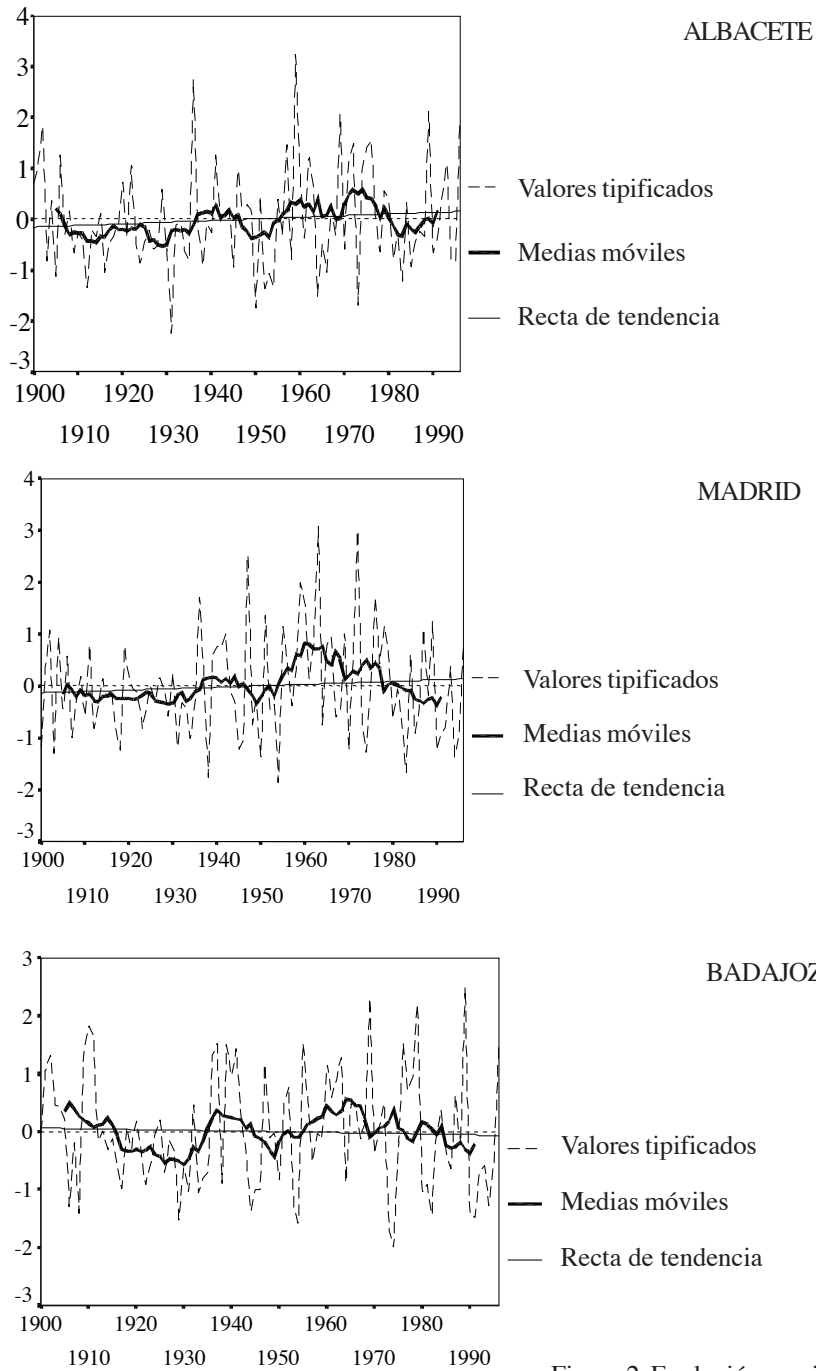


Figura 2 Evolución precipitaciones anuales

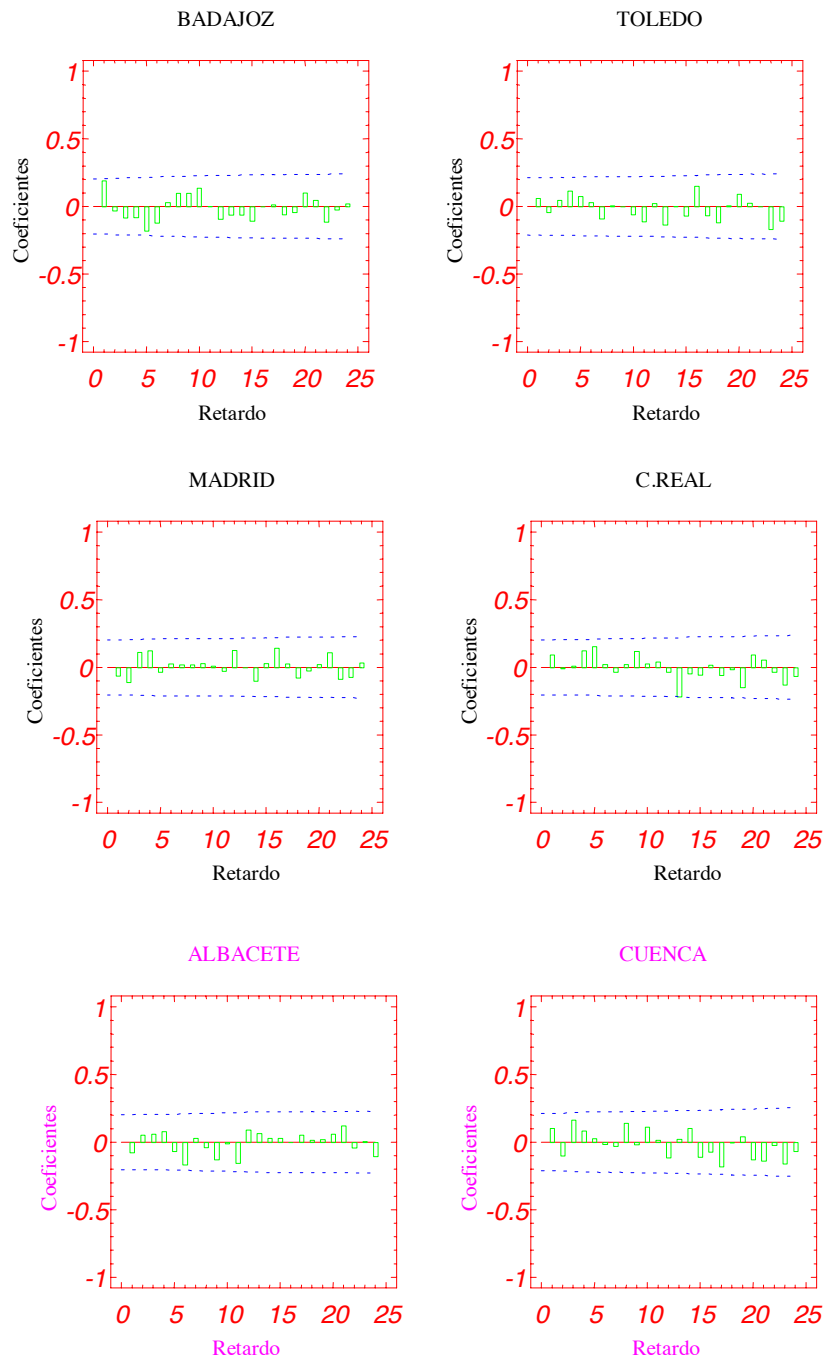


Figura 3. autocorrelogramas

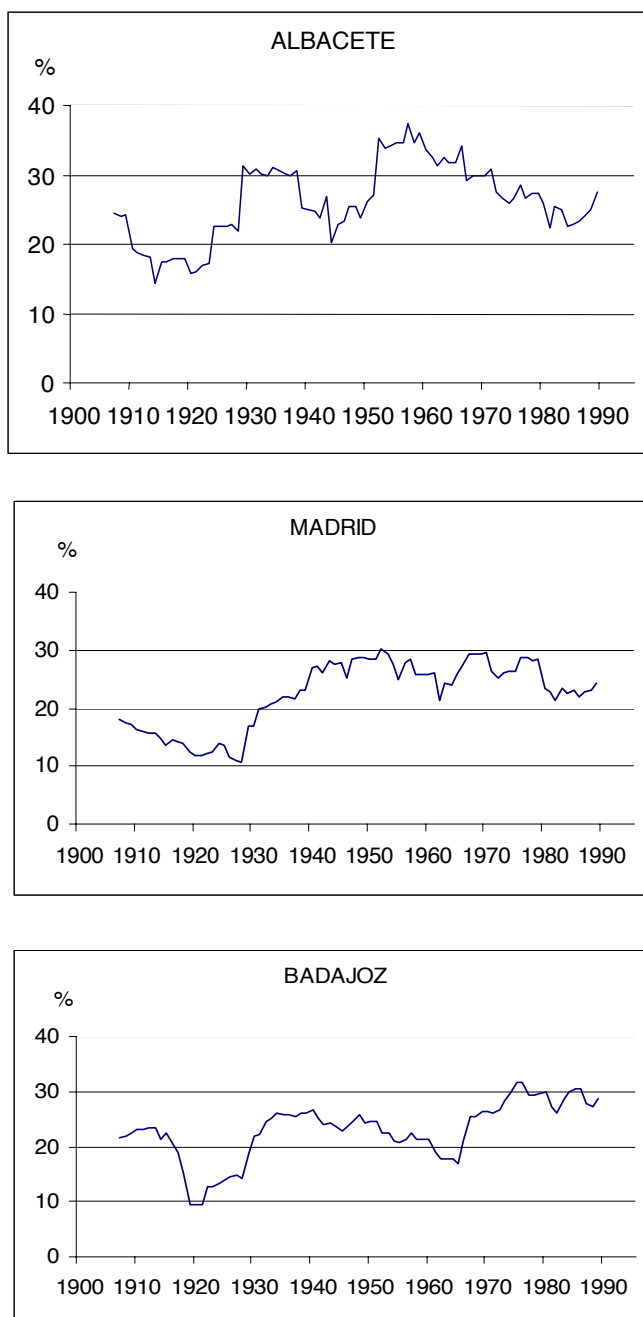


Figura 4. Coeficientes de variación móviles (período móvil 15 años)

| | R |
|-------------|----------|
| Albacete | 0,47** |
| Badajoz | 0,61** |
| Ciudad Real | 0,35** |
| Cuenca | 0,25* |
| Madrid | 0,69** |
| Toledo | 0,42** |

** : Correlaciones significativas al nivel 0.01

* : Correlaciones significativas al nivel 0.05

Cuadro VII. Coeficiente de correlación de Pearson en el ajuste de las rectas de tendencia a los coeficientes de variación móviles (Período móvil: 15 años)

4. CONCLUSIONES

De todo lo anteriormente expuesto podemos concluir:

1. Las series de precipitación anual de los seis observatorios analizados están regidas fundamentalmente por una componente aleatoria. Ninguna de ellas presenta tendencia significativa que exprese un cambio climático en los totales anuales. Ni tampoco se observan periodicidades o ciclos estadísticamente significativos.
2. La comparación de muestras ponen de manifiesto que los mayores contrastes se dan entre el primer y tercer treintenio, si bien tales diferencias carecen de significación estadística.
3. El análisis de la variabilidad pluviométrica apunta una tendencia creciente significativa de la misma.

BIBLIOGRAFÍA

- ALEXANDERSSON, H. (1986): "A homogeneity test applied to precipitation data". *Journal of Climatology*, **6**, 661-675.
- ALEXANDERSSON, H. y MOBERG, A. (1997a): "Homogenization of Swedish temperature data. Part I: a homogeneity test for linear trends". *International Journal of Climatology*, **17**, 25-34.
- ALEXANDERSSON, H. y MOBERG, A. (1997b): "Homogenization of Swedish temperature data. Part II: homogenized gridded air temperature compared with a subset of global gridded air temperature since 1861". *International Journal of Climatology*, **17**, 35-54.
- ALEXANDERSSON, H. y MOBERG, A. (1997c): "Homogenization of Swedish temperature data. Part III: the long temperature records from Uppsala and Stockholm". *International Journal of Climatology*, **17**, 667-699.

- ALMARZA, C., LÓPEZ, A. y FLORES, C. (1996): *Homogeneidad y variabilidad de los registros históricos de precipitación de España*, Ministerio de Medio Ambiente, 318 pp.
- CAÑADA TORRECILLA, R. (1987): “Análisis espacial de las precipitaciones en Cáceres” en *Métodos Cuantitativos en Geografía*, AGE, pp. 137-156.
- FERNÁNDEZ GARCÍA, F. (1986): *El clima de la Meseta Meridional. Los tipos de tiempo*, Madrid, U.A.M.
- FERNÁNDEZ GARCÍA, F. y GALÁN GALLEGO, E. (1990): “Propuesta de una regionalización pluviométrica de la Meseta Meridional” en *Actas del IV Coloquio de Geografía Cuantitativa*, Palma de Mallorca, AGE y UIB, pp. 315-333.
- MARTÍN VIDE, J. (1989): “Singularidad y evolución secular de la pluviometría del litoral gaditano (análisis probabilístico de las cantidades diarias de Tarifa y de la serie anual de Gibraltar)” en *Jornadas de campo. Geografía física*, pp. 57-69, Univ. Cádiz.
- MARTÍN VIDE, J. (1996): “Decálogo de la pluviometría española” e MARZOL, M.V. (Ed.): *Clima y Agua. La gestión de un recurso climático*. La Laguna, pp. 15-24.
- PÉREZ GRIJALBO, J.P. y CREUS NOVAU, J. (1994): “Tendencia secular de la precipitación en Zaragoza (1865-1984)” en PITA, M. F. y AGUILAR, M. (Coord.): *Cambios y variaciones climáticas en España*, Actas de la I Reunión del Grupo de Climatología de la AGE, pp. 169-182.
- RASO NADAL, J.M. (1994): “Evolución secular de las precipitaciones anuales en España desde 1870”. *Notes de Geografía Física*, **22**, 5-24.
- RASO NADAL, J.M. (1996): “Evolución secular de las precipitaciones de primavera en la Meseta Septentrional de la Península Ibérica” en JUARISTI, J. y MORO, I. (Coord.): *Modelos y Sistemas de Información en Geografía*, Comunicaciones del VII Coloquio de Geografía Cuantitativa, SIG y Teledetección, Vitoria, pp. 147-154.
- SNEYERS, R. (1975): “Sur L'Analyse Statistique des Sèries d'Observations”. *WMO Technical Note* 143, 189 pp.
- SNEYERS, R. (1992): “On the use of statistical analysis for the objective determination of climate change”. *Meteorol. Zeitschrift*, **1**, 247-256.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo forma parte del proyecto de investigación de la sobre la “*Dimensión espacial y temporal del cambio climático en la Meseta Meridional* (CICYT, CLI96-1842-C05-03).

