

# Análisis de series temporales pluviométricas en la Cuenca del Duero

<sup>1</sup>Miguel A. HERRERO y <sup>2</sup>Rodrigo ÁLVAREZ

<sup>1</sup>Dpto. Física Aplicada (UPM)

<sup>2</sup>Dirección de Instalaciones y Telecomunicaciones INECO-TISSA

<sup>1</sup>maherrer@fis.upm.es

<sup>2</sup>rodrigo.alvarez@ineco.es

Recibido: 10 de octubre de 2006

Aceptado: 22 de enero de 2007

## RESUMEN

En esta publicación se recoge un análisis de series de valores mensuales de pluviosidad medidos en mm/m<sup>2</sup> que corresponden a ocho estaciones meteorológicas, situadas en la cuenca del Duero. Los registros se hicieron durante periodos de tiempo que varían entre 83 y 140 años. Para realizar la identificación, estimación y verificación, tanto del modelo estacional como del no estacional, se ha utilizado el método de Box-Jenkins. El modelo estacional se ha identificado como ARIMA (0, 1, 1), para las ocho series. Los resultados del análisis muestran que la topografía es un factor significativo y explica en parte que se den valores de la media anual de pluviosidad superiores en las estaciones del norte y del oeste (Burgos 38.6, León 45.0 y Soria 45.4). Y valores inferiores en las estaciones del sur y del este: Salamanca 23.0 y Zamora 28.5. Asimismo, el análisis de la componente estacional confirma el régimen de lluvias caracterizado por, inviernos y veranos secos y primaveras y otoños lluviosos.

**Palabras clave:** Series temporales; ARIMA; Pluviosidad; modelo climático; cuenca del Duero.

## ABSTRACT

Time series of monthly rainfall values, given in mm/m<sup>2</sup>, for eight stations in the Spanish Duero river basin are analysed. They have been recorded during a long period of time, ranging from 83 to 140 years. Box-Jenkins techniques of identification, estimation and verification are employed to determine seasonal and non seasonal models. The seasonal model for the eight series has been identified as ARIMA (0,1,1) type. The results of the analysis show that the topography is a significant factor and, in some measure, explain higher mean annual values of rainfall in the north and western stations (Burgos 38.6, León 45.0 y Soria 45.4) than in the south and eastern locations; Salamanca 23.0 and Zamora 28.5. The seasonal analysis confirms the known patterns described as dry winters and summers with rainy springs and autumns.

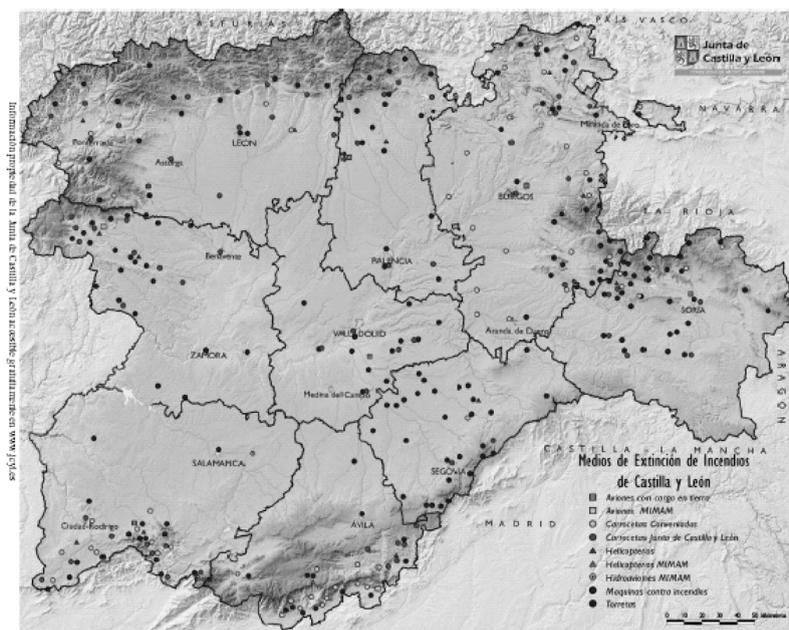
**Keywords:** Time Series; ARIMA; rainfall; climatic model, Duero basin.

**SUMARIO:** 1. Introducción. 2. Análisis previo de los datos. 3. Caracterización de la series. 4. Análisis climático y conclusiones. 5. Apéndice. 6. Bibliografía.

## 1. INTRODUCCIÓN

El análisis de series temporales es una técnica estadística bien conocida que se aplica a muy diferentes áreas de investigación, tales como: la econometría, la hidrología, la meteorología. En el presente trabajo se ha utilizado para estudiar las series de valores mensuales de pluviosidad medidos en mm/m<sup>2</sup>. Los registros se realizaron en ocho ciudades situadas en la cuenca del Duero (ver Figura 1) durante amplios períodos de tiempo, superiores a ochenta años. Los objetivos que este trabajo pretende conseguir son: por una parte, contribuir a explicar el régimen de lluvias en función de la situación geográfica de las estaciones; por otra parte, aportar un mayor conocimiento de los recursos hídricos de la zona con el fin de mejorar su aprovechamiento y, por último, abordar la cuestión —generalmente planteada de un modo impreciso— sobre la posible disminución de la pluviosidad en las últimas décadas respecto a periodos de tiempo anteriores.

**Figura 1.** Mapa de la cuenca del Duero y emplazamiento de las estaciones meteorológicas de registros pluviométricos.



## 2. ANÁLISIS PREVIO DE LOS DATOS

Para conseguir los objetivos indicados hemos utilizado los datos procedentes de las medidas efectuadas en las estaciones meteorológicas indicados en la Tabla 1,

que nos han sido proporcionados por el Instituto Nacional de Meteorología<sup>1</sup> (INM). En dicha Tabla figuran las coordenadas geográficas correspondientes y los años durante los cuales se realizaron las medidas. El número de años varía entre los 83 de Ávila y los 140 de Valladolid.

Cuando las series abarcan un gran intervalo de tiempo, como ocurre en este caso, no es infrecuente que se presenten anomalías de distinto tipo en los datos registrados. En el caso que estudiamos dichas anomalías han sido clasificadas en tres grupos atendiendo a su origen: A) las originadas por registros defectuosos que presentan «lagunas» (es decir, donde falta la medida) en todas las series y en distintos intervalos de tiempo; B) aquellos valores anormalmente grandes, conocidos como «*outliers*»; y C) posibles anomalías causadas por un cambio del emplazamiento de la estación durante un conjunto de años. Esta última clase de medidas anómalas afecta a las ciudades de Ávila, Burgos, Salamanca, Segovia y Valladolid, en las cuales, a partir de una fecha determinada las estaciones meteorológicas se trasladaron a un lugar cercano dentro de la misma ciudad.

Así pues, antes de comenzar el análisis de las series es preciso suplir las deficiencias señaladas. Para ello se han aplicado varios métodos estadísticos de generación de datos para eliminar las lagunas temporales<sup>2, 3</sup>. Tales métodos pueden resumirse en: 1) sustitución por la media; 2) sustitución por el valor de la estación más cercana; 3) imputación múltiple en función de las medidas de otras estaciones<sup>4, 5</sup>; 4) interpolación lineal y 5) regresión multivariante.

Para comparar los cinco métodos indicados con el fin de elegir el mejor de ellos, se aplicaron sucesivamente a una serie de referencia. Ésta se construyó a partir de la serie original medida en Soria, a partir del año 1900, eliminando previamente de modo aleatorio 15 valores. El método elegido fue el que proporcionó menor varianza de las diferencias entre los valores originales y los calculados. En la Tabla 2 se muestran los valores de la media y de la varianza, siendo el método de *regresión multivariante* el que da mejores resultados ( $\sigma = 10.97$ ). El segundo método más apto para reconstruir las series es el 1) de *sustitución por la media* cuya varianza es  $\sigma = 18.42$ , que también hemos utilizado para valores anteriores a 1901, puesto que para esos años el elevado número de datos ausentes hace no recomendable la utilización del método de regresión.

Una vez reconstruidas por los métodos indicados las series correspondientes a las estaciones meteorológicas, se analizaron los registros anómalos del grupo B), es decir los valores anormalmente grandes, llamados *outliers* que se definen atendiendo al *recorrido intercuartílico*. Es decir, un valor extremo (*outliers*) es aquel que se encuentra fuera del intervalo citado, definido por los extremos siguientes:  $Q_1 - 1,5(Q_3 - Q_1)$  y  $Q_1 + 1,5(Q_3 - Q_1)$ , donde  $Q_1$  y  $Q_3$ , son, respectivamente, el primer y el tercer cuartil.

<sup>1</sup> Instituto Nacional de Meteorología. Ciudad Universitaria. Madrid.

<sup>2</sup> Von Hippel, P. T. (2004).

<sup>3</sup> Rubin, D. B. (1976).

<sup>4</sup> Obeng Manu-Gyimah, S (2001).

<sup>5</sup> Little, R y Rubin, D. B. (1987).

**Tabla 1.** Estaciones meteorológicas y períodos de medición.

Estación	Ind. clim.	Altitud	Latitud geográfica	Longitud geográfica	Periodo considerado
Ávila "Ayuntamiento" <sup>1</sup>	2444C	1143 m	40°39'20"N	04°41'58"W	01/1953-01/1983
Ávila "Observatorio"	2444	1130 m	40°39'00"N	04°42'00"W	02/1983-12/1994
Burgos "Observatorio"	2327	854 m	42°20'25"N	03°42'07"W	01/1862-12/1991
Burgos "Villafría"	2331	890 m	42°21'22"N	03°37'57"W	01/1992-12/1994
León "Virgen del Camino" <sup>2</sup>	2661	916 m	42°35'20"N	05°38'58"W	01/1938-12/1994
Salamanca "Instituto"	2870D	817 m	40°58'00"N	05°40'00"W	01/1859-12/1947
Salamanca "Aviación"	2870F	805 m	40°57'47"N	05°39'43"W	01/1948-12/1969
Salamanca "Observatorio"	2870	790 m	40°57'23"N	05°39'41"W	01/1970-12/1994
Segovia "Instituto Mariano Quintanilla"	2465 <sup>a</sup>	990 m	40°56'52"N	04°06'55"W	01/1881-09/1986
Segovia "Instituto Giner de los Ríos"	2465B	1015 m	40°56'17"N	04°06'33"W	10/1986-09/1988
Segovia "Observatorio"	2465	1005 m	40°57'00"N	04°07'00"W	10/1988-12/1994
Soria "Observatorio"	2030	1082 m	41°46'00"N	02°28'00"W	11/1943-12/1994
Valladolid "Universidad"	2422C	692 m	41°39'40"N	04°44'21"W	01/1859-09/1923 01/1941-11/1969
Valladolid "La Rubia"	2422F	690 m	41°38'00"N	04°44'00"W	10/1923-12/1940
Valladolid "Facultad de Ciencias"	2422G	695 m	41°39'04"N	04°43'00"W	12/1969-09/1973
Valladolid "Observatorio"	2422	735 m	41°39'00"N	04°46'00"W	10/1973-12/1994
Zamora "Observatorio"	2614	656 m	41°31'00"N	05°44'01"W	01/1909-12/1994

Según los resultados obtenidos<sup>6</sup> se detectan dos tipos de valores extremos. Unos situados fuera del rango intercuartílico, pero inferior a tres veces dicho intervalo y otros superiores a este último valor. De ambos grupos sólo el segundo (el de los más extremos), fueron eliminados y sustituidos por el valor promedio del mes correspondiente a ese valor. El resto se mantuvo admitiendo que efectivamente fuesen medidas correctas de valores grandes de la pluviosidad; por tanto, registros válidos.

<sup>6</sup> Se ha utilizado el programa informático SPSS.

**Tabla 2.** Evaluación de los distintos métodos para suplir los registros anómalos

Método empleado	Media de las diferencias entre valores reales e imputados	Varianza de las diferencias entre valores reales e imputados
(a) Substitución por la media	$M = 28,5133$	$\sigma = 18,42$
(b) Substitución por el valor de la estación más cercana	$M = 22,433$	$\sigma = 31,68$
(c) Imputación múltiple a partir de valores de otras estaciones	$M = 39,1087$	$\sigma = 53,272$
(d) Interpolación lineal	$M = 29,591$	$\sigma = 27,0057$
(e) Regresión multivariante	$M = 18,7$	$\sigma = 10,97$

Después de la eliminar las deficiencias indicadas en todas las series y una vez comparadas con las originales, llegamos a la conclusión de que las series resultantes no han sufrido modificación significativa que haya alterado el carácter de las series, ya que apenas se han modificado sus estadísticos. También se observa que se ha producido en todos los casos una reducción de la variabilidad de los datos y una ligera disminución de los valores de los estadísticos de tendencia central, dependiendo del número de lagunas existentes en cada serie. Este número oscilaba entre un 0.13% para Soria y un 11.3 % para Ávila; quedando aparte el caso especial de León que presenta un 34 % de lagunas sobre el conjunto de los datos originales. La influencia más significativa se debe a la cantidad y a la cuantía numérica de los valores extremos, como se demuestra al comparar las series. Pues existe mayor incidencia en las medidas de tendencia central, cuanto mayor es el número de valores extremos. A título de ejemplo en las Tablas 3 y 4, incluimos los parámetros estadísticos básicos antes y después de corregir la serie original para Ávila.

Se puede concluir que los métodos aplicados para reconstruir las series eliminando las anomalías de los registros, no han supuesto modificaciones de importancia como para alterar significativamente los valores de sus estadísticos. Por el contrario, se ha conseguido una mayor centralidad al producirse en todos los casos una disminución de la *desviación típica*.

Finalmente, al objeto de garantizar la validez de las medidas efectuadas hemos estudiado la posible influencia debido al cambio de emplazamiento de algunas estaciones a lugares cercanos dentro de la misma ciudad, lo que en principio podría influir en el conjunto de la serie. Para ello, se consideraron como si fueran dos series diferentes, por un lado, la registrada en el primer emplazamiento y, por otro, la del segundo y se calcularon los estadísticos de cada una ellas. En ambas, las variaciones que se observan en los valores de la media, de la mediana, de la desviación típica y de la varianza son atribuibles a las variaciones propias de la serie completa desde el primer año al último. En ningún caso, por tanto, puede achacarse al cambio de localización. Además, este resultado se justifica teniendo en cuenta que en todos los casos la distancia entre el primer y el segundo emplazamiento fue inferior a un kilómetro y la diferencia de altitud, entre uno y otro, fue menor a 100 m.

**Tabla 3 y 4.** Comparación de estadísticos antes y después de eliminar las deficiencias muestrales en Ávila.

Valores originales			Valores tratados		
Emplazamiento		ÁVILA	Emplazamiento		ÁVILA
Número de valores presentes		894	Número de valores presentes		1008
Número de valores ausentes		114	Número de valores ausentes		0
Media		30,271	Media		29,137
Error estándar de la media		0,9089	Error estándar de la media		0,7435
Mediana		25,100	Mediana		24,700
Moda		0,0	Moda		0,0
Desviación típica		27,1762	Desviación típica		23,6068
Varianza		738,546	Varianza		557,283
Sesgo		2,557	Sesgo		1,228
Error estándar del sesgo		0,082	Error estándar del sesgo		0,077
Kurtosis		17,684	Kurtosis		1,754
Error estándar de la kurtosis		0,163	Error estándar de la kurtosis		0,154
Rango		331,0	Rango		135,2
Mínimo		0,0	Mínimo		0,0
Máximo		331,0	Máximo		135,2
Suma total de los valores		27062,7	Suma total de los valores		29370,5
Cuartiles	25% (1 <sup>er</sup> cuartil)	10,200	Cuartiles	25% (1 <sup>er</sup> cuartil)	10,600
	50% (2 <sup>o</sup> cuartil)	25,100		50% (2 <sup>o</sup> cuartil)	24,700
	75% (3 <sup>er</sup> cuartil)	41,300		75% (3 <sup>er</sup> cuartil)	40,775

### 3. CARACTERIZACIÓN DE LAS SERIES

#### 3.1. ANÁLISIS DE LAS SERIES POR COMPONENTES DE TENDENCIA Y ESTACIONAL

Una vez reconstruidas las series de valores pluviométricos medidos en las ocho localidades que hemos analizado, se obtuvieron los parámetros estadísticos de cada una de ellas, resumidos en la Tabla 5, donde figuran la media y la desviación típica.

Puesto que el fenómeno atmosférico que estudiamos tiene un carácter cíclico, así también deberá ocurrir con las series pluviométricas. Esto justifica el análisis que hemos llevado a cabo, descomponiendo cada serie original en dos partes: una componente de *tendencia* y otra *estacional*. La primera afecta al conjunto de la serie y es una variación lenta y de larga duración. La segunda tiene un carácter periódico con una duración inferior a un año y es consecuencia del movimiento anual de la Tierra.

**Tabla 5.** Valor medio, desviación típica y su cociente para cada serie estudiada.

Estación	Media	Desviación Típica	Relación $\mu/\sigma$	Coordenadas	
Ávila	29,137	23,6068	1,234	40°39'20"N	04°41'58"W
Burgos	44,798	32,5268	1,377	42°20'25"N	03°42'07"W
León	45,015	38,2292	1,177	42°35'20"N	05°38'58"W
Salamanca	29,588	26,1610	1,130	40°58'00"N	05°40'00"W
Segovia	40,464	30,8251	1,312	40°56'52"N	04°06'55"W
Soria	45,449	33,9923	1,337	41°46'00"N	02°28'00"W
Valladolid	31,963	27,3680	1,168	41°39'40"N	04°44'21"W
Zamora	28,475	26,2194	1,086	41°31'00"N	05°44'01"W

El método aplicado es el de Holt y Winters<sup>7</sup>, consistente en considerar cada valor de un proceso estocástico  $x_t$  como el resultado de tres componentes, tal como se indica en la siguiente expresión:

$$x_t = m_t + s_t + n_t$$

Donde,

$m_t$  simboliza la componente de *tendencia*, que presentará variaciones a largo plazo respecto al valor medio de la serie;

$s_t$  representa la componente *estacional* que tendrá una variación periódica;

$n_t$  designa una componente aleatoria estacionaria con media nula.

La componente de *tendencia* de la serie se calcula mediante el procedimiento de *medias móviles* para un periodo de 12 meses y la componente *estacional* se obtiene mediante la expresión siguiente:

$$\hat{m}_t = \frac{1}{2} \left( \frac{1}{2} x_{t-q} + x_{t-q+1} + \dots + x_t + \dots + x_{t+q-1} + \frac{1}{2} x_{t+q} \right)$$

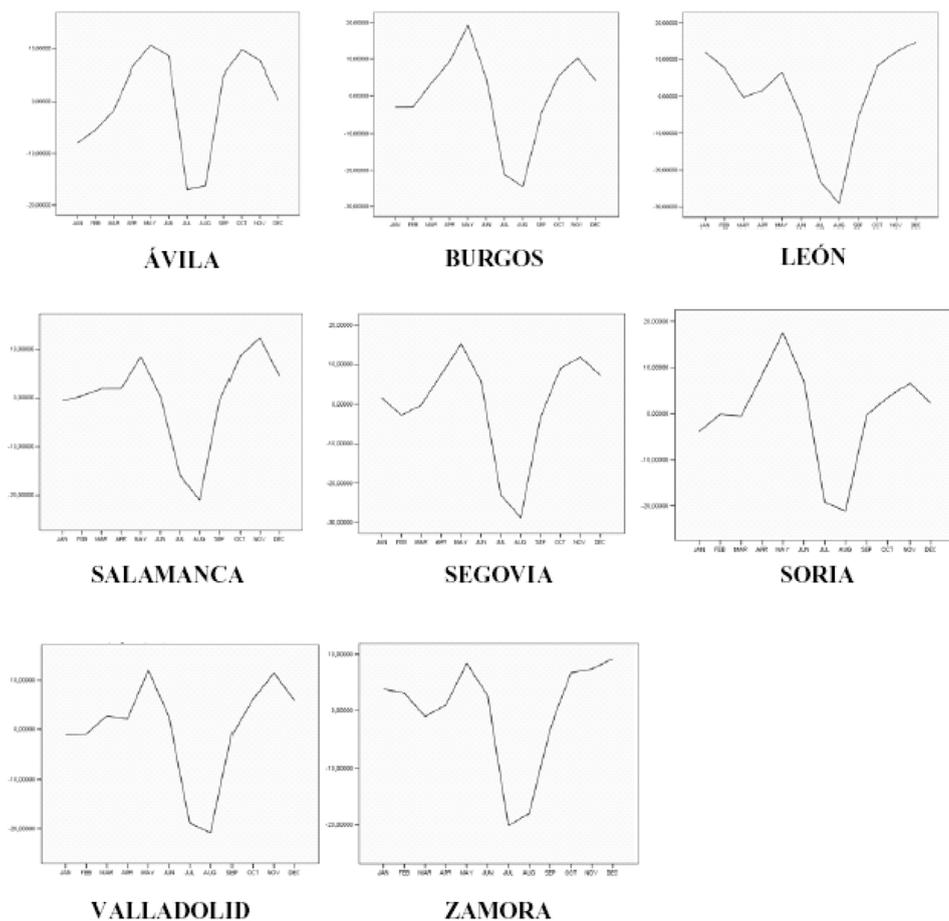
Los resultados hallados utilizando el programa estadístico SPSS pueden apreciarse en la Figura 2, donde se representa, junto con los valores medidos en Segovia entre 1975 y 1994, los calculados correspondientes a las componentes de *ten-*

<sup>7</sup> Gómez, V. (2005).



Aunque el perfil de las oscilaciones estacionales es en general muy parecido, la serie de León, aparte de los máximos ya mencionados, presenta otro máximo en enero que es prolongación del que se obtendría a final de diciembre del año anterior. A continuación, tras un descenso en marzo, los valores vuelven a crecer hasta el máximo de primavera. Asimismo, aunque no tan pronunciado, se observa un perfil parecido en las gráficas de Segovia y Zamora, donde se destacan valores máximos relativos también en enero y mínimos relativos entre febrero y marzo. En el resto de las estaciones, Ávila, Burgos, Salamanca, Soria y Valladolid se produce un mínimo relativo en el mes de enero seguido de valores en ascenso progresivo hasta el máximo de primavera.

**Figura 3.** Variación de la componente estacional de las series estudiadas a lo largo de un año.



### 3.3. ESTIMACIÓN DE MODELOS ARIMA

Con el fin de conocer mejor el régimen de lluvias en la cuenca hidrográfica del Duero, prever su evolución temporal, y extraer consecuencias de interés climático válidas para esa zona, hemos aplicado el modelo matemático de Box y Jenkins<sup>8</sup> conocido como ARIMA (Auto Regressive Integrated Moving Average). Y, puesto que cada una de las series temporales está formada por un conjunto finito de observaciones de la misma variable, las secuencias de valores medidos se pueden catalogar como *series temporales univariantes*.

Al objeto de identificar las series se han calculado la Función de Autocorrelación Simple (FAS) y la Función de Autocorrelación Parcial (FAP) de cada una de las series. Para ello, en primer lugar se transformó la serie original  $x_t$ , en la serie estacionaria  $z_t = \text{Dif } x_t$ , mediante el operador diferencia ( $\text{Dif } x_t = x_t - x_{t-1}$ ).

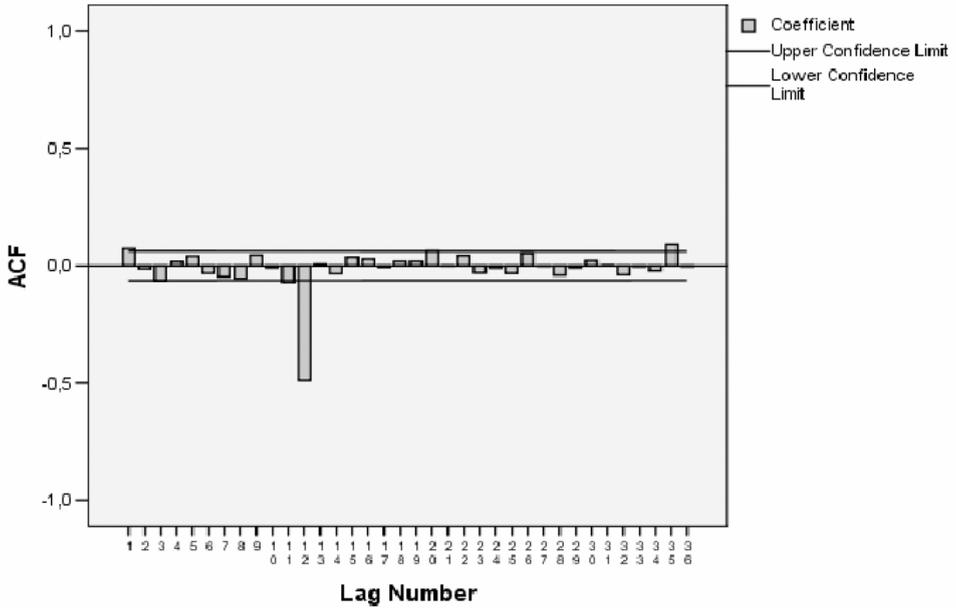
A título de ejemplo, se recogen los resultados obtenidos para la serie de medidas de Ávila en la Figura 4 donde se representa la función FAS en relación con los retardos, como es habitual. Se observa la existencia de un valor máximo para el retardo de valor 12. Análogamente, la Figura 5 recoge la gráfica de la función FAP que presenta máximos en 12, 24 y 36. Todo lo cual confirma la existencia de una componente periódica de valor igual a 12 meses, en este caso, la teoría prescribe que el modelo que se ajusta al resultado es del tipo de Medias Móviles MA (1). O bien, teniendo en cuenta que se ha aplicado a la serie modificada  $z_t$ , el modelo que corresponde obedece al tipo catalogado como ARIMA (0, 1, 1) 12. En el caso de Ávila es suficiente con los correlogramas anteriores para su identificación y para obtener los parámetros de la serie cíclica con un periodo de doce meses.

En cada una de las estaciones se ha procedido de modo similar, con la componente no cíclica de las series, recurriendo a representar las funciones FAS y FAP. Y, tras comprobar que en todos los casos las series de *residuos* tenían las características propias de «ruido blanco» (lo que garantizan la bondad del método utilizado), se han obtenido los resultados de la Tabla 6, donde se resume cada uno de los modelos que mejor se ajustan a los datos medidos de las ocho series. En esa Tabla, se observa que todas las series presentan una componente cíclica de un periodo de 12 meses y que el modelo adecuado para describirlas es el de Medias Móviles de primer orden. Por lo que podemos concluir que el valor de la pluviosidad de un mes está correlacionado con el del mismo mes del año precedente y que, además, no existe correlación alguna con periodos anteriores a un año. También resulta que, cinco de las series cuya componente cíclica es del tipo ARIMA (0, 1, 1) 12, también admiten un modelo ARIMA (0, 1, 2) para representar su componente no cíclica. Así mismo, las tres series, que corresponden a León, Segovia y Soria, sólo presentan correlación respecto a la componente cíclica, esto es, en el análisis no se detecta ninguna tendencia definida y en las otras cinco estaciones los valores son muy significativos, pues, las pendientes de las rectas de regresión son del orden de la milé-

<sup>8</sup> Box, G. E. P. Jenkins, G. M. y Reinsel, G. C. (1994).

sima, en todos los casos. Hay que señalar que el modelo aquí obtenido para Zamora presenta un buen acuerdo con los resultados publicados<sup>9</sup> para esta misma localidad en otro trabajo similar sobre series de temporales realizado en 1992.

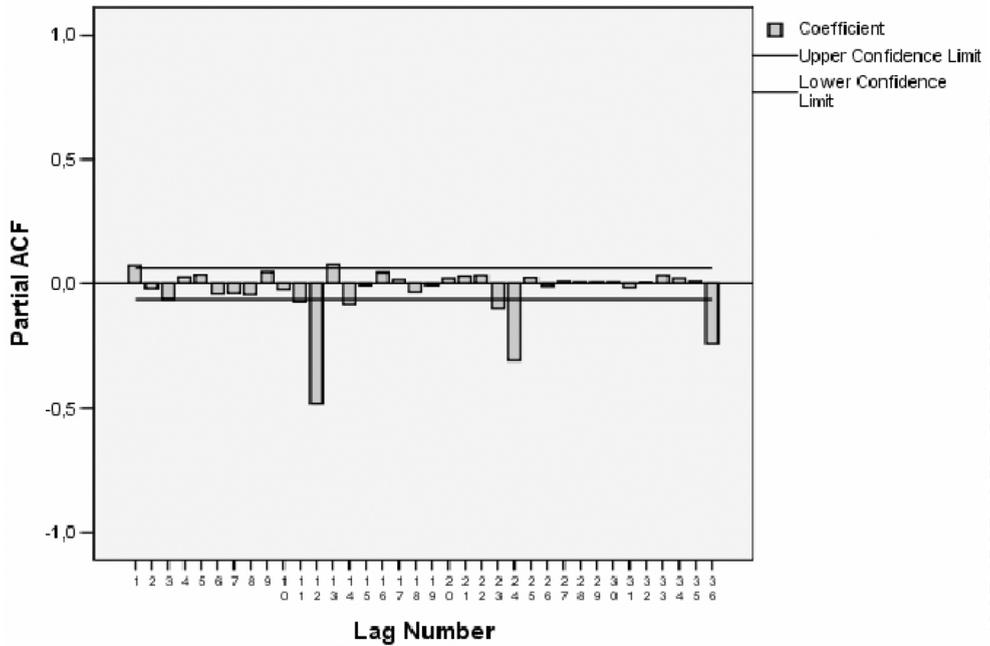
**Figura 4.** Función de Autocorrelación Simple (FAS) de la serie pluviométrica de Ávila.



Por último, con el fin de comprobar el grado de ajuste entre las series de medidas pluviométricas y las calculadas mediante los métodos de análisis descritos, se han representado ambas series en función del tiempo. En la Figura 6 damos a título de ejemplo los resultados obtenidos para la serie de datos registrados en la estación meteorológica de Zamora entre 1975 y 1994.

<sup>9</sup> M. A. Herrero y M. A. De Juana (1992).

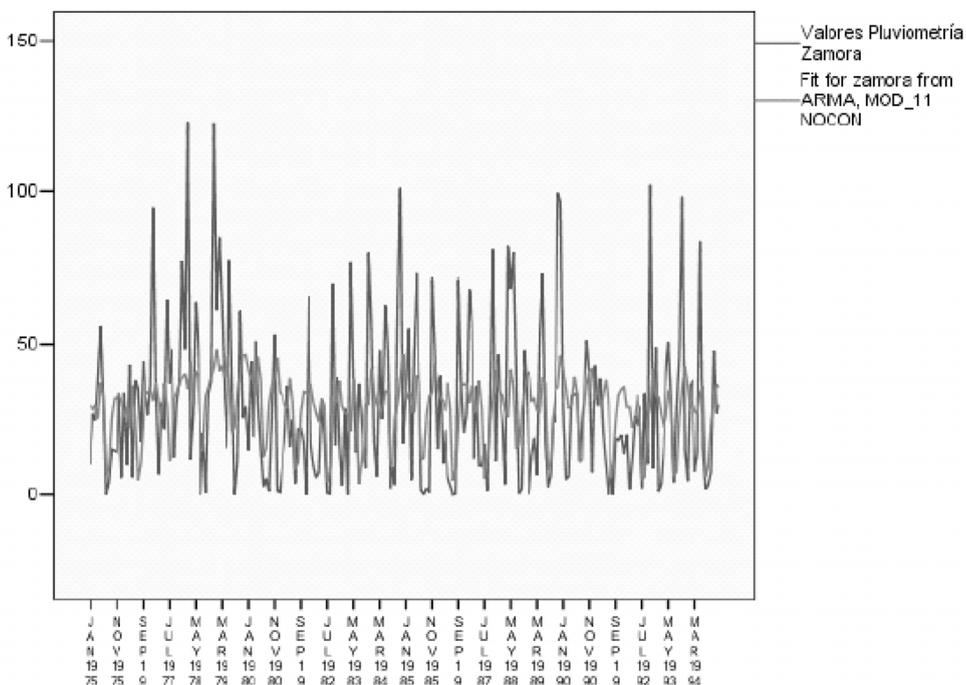
**Figura 5.** Coeficiente de Autocorrelación Parcial de la serie pluviométrica de Ávila.



**Tabla 6.** Modelos ARIMA obtenidos para cada una de las series estudiadas.

Parámetro	Mejor ajuste	Error estándar
<b>ÁVILA – ARIMA (0,1,2) (0,1,1) 12</b>		
$\theta_1$	0,914	0,031
$\theta_2$	0,079	0,031
$\theta_{I\ estacional}$	0,987	0,026
<b>BURGOS – ARIMA (0,1,2) (0,1,1) 12</b>		
$\theta_1$	0,904	0,025
$\theta_2$	0,084	0,025
$\theta_{I\ estacional}$	1,000	0,718
<b>LEÓN – ARIMA (0,0,0) (0,1,1) 12</b>		
$\theta_{I\ estacional}$	1,000	3,959
<b>SALAMANCA – ARIMA (0,1,2) (0,1,1) 12</b>		
$\theta_1$	0,883	0,025
$\theta_2$	0,102	0,025
$\theta_{I\ estacional}$	1,000	0,559
<b>SEGOVIA – ARIMA (0,0,0) (0,1,1) 12</b>		
$\theta_{I\ estacional}$	0,970	0,012
<b>SORIA – ARIMA (0,0,0) (0,1,1) 12</b>		
$\theta_{I\ estacional}$	0,983	0,009
<b>VALLADOLID – ARIMA (0,1,2) (0,1,1) 12</b>		
$\theta_1$	0,884	0,025
$\theta_2$	0,102	0,025
$\theta_{I\ estacional}$	0,994	0,018
<b>ZAMORA – ARIMA (0,1,2) (0,1,1) 12</b>		
$\theta_1$	0,882	0,031
$\theta_2$	0,086	0,031
$\theta_{I\ estacional}$	0,993	0,038

**Figura 6.** Series de registros (azul) y de resultados del ajuste (verde) para Zamora entre 1975 y 1994.



#### 4. ANÁLISIS CLIMÁTICO Y CONCLUSIONES

Mediante el análisis de los parámetros estadísticos descriptivos de las series ha quedado patente su gran variabilidad respecto a los valores centrales (es decir, al valor medio, a la mediana y a la moda). Y, a pesar de que son ampliamente utilizados, no pueden tomarse como parámetros muy representativos teniendo en cuenta además, la varianza, dispersión y asimetría de las series pluviométricas. Por lo tanto, aunque los valores de tendencia central puedan ser útiles para comparar los niveles de precipitación en dos localidades distintas, aportan poca información sobre las cantidades de lluvia que pueden registrarse en un mes concreto. De todos modos, los estadísticos descriptivos anuales se ajustan aproximadamente a los patrones esperados de acuerdo con la orografía. Así, por ejemplo, las estaciones más septentrionales y occidentales presentan en promedio niveles de precipitación más elevados (valores medios anuales de 38.6, 45.0 y 45.4, en mm/m<sup>2</sup>, en Burgos, León y Soria, respectivamente) y de mayor variabilidad, con desviaciones típicas de 32.5, 38.2 y 34.0. Por el contrario, en las más surorientales se registran niveles inferiores

(valores medios de 23.0 en Salamanca y 28.5 en Zamora). Éstas además ocupan situaciones topográficas alejadas de los relieves montañosos, lo que justifica también que se obtengan desviaciones típicas menores de 26.2, en ambas localidades. Sin embargo, en la estación de Segovia se obtienen medias anuales de precipitación más elevadas (40.5 mm/m<sup>2</sup>). Valor explicable teniendo en cuenta su proximidad a la cadena montañosa del macizo central. Por el contrario, la serie pluviométrica de Zamora presenta una media inferior a la esperada, que puede atribuirse a su situación geográfica en la parte inferior de la cuenca del Duero, más alejada de los relieves montañosos.

La cadena de montañas que orla la cuenca del Duero presta a esta zona de la meseta central una configuración en forma semicircular con la concavidad orientada hacia el oeste. Esta formación topográfica determina, en buena parte, el carácter climático del territorio que delimita. En cuanto a la pluviosidad, el presente análisis de series temporales pone de manifiesto cómo influye esa configuración en el régimen estacional de lluvias, siendo de tipo oceánico en aquellas localidades más próximas al Atlántico y de tipo continental en las restantes. Asimismo, indica que según los resultados obtenidos mediante la componente no estacional, no se puede afirmar que exista una clara tendencia hacia una disminución de la pluviosidad, sino más bien por el contrario, la recta de regresión presenta una leve pendiente positiva en cinco de las ocho estaciones, siendo ligeramente negativa en las otras tres.

Así mismo, el análisis estacional de las series muestra la existencia de un patrón semestral sobre el régimen de lluvias de la cuenca del Duero que viene a confirmar los resultados obtenidos con técnicas de análisis menos detalladas<sup>10</sup>. Esto es, inviernos secos con heladas y nieblas como consecuencia del anticiclón centroeuropeo y veranos también secos (debido al anticiclón de las Azores), calurosos con calimas o tormentas. En las estaciones intermedias, se producen precipitaciones provocadas por el paso de borrascas provenientes del Atlántico.

## 5. APÉNDICE

### 5.1. TÉRMINOS UTILIZADOS EN EL ANÁLISIS DE SERIES TEMPORALES

Según la descripción comúnmente utilizada en la bibliografía, el proceso se basa en la inclusión de una componente aleatoria conocida como ruido blanco (*white noise*) cuya distribución, generalmente, es normal, estacionaria y centrada. De forma que toma valores independientes, es decir, sus valores esperados verifican la siguiente igualdad:

$$E(a_i a_j) = E(a_i) E(a_j) \text{ cuando } i \neq j \quad (A1)$$

<sup>10</sup> L. García de Pedraza y A. Reija Garrido (2000): 233.

Una serie temporal  $w_t$  se llama *autorregresiva* de orden  $p$  (AR $p$ ) cuando obedece a la expresión:

$$w_i = \phi_1 w_{i-1} + \dots + \phi_p w_{i-p} + a_i \quad (A2)$$

O bien,

$$\phi(B)w_i = a$$

Donde

$$\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$$

El operador diferencia regresiva se define por  $Bw_i = w_{i-1}$ .

Cuando  $p = 1$ , el proceso se llama de Markov.

La serie temporal  $w_i$  se llama de media móvil de orden  $q$  (MA $q$ ) cuando satisfaca la expresión,

$$w_i = a_i - \theta_1 a_{i-1} - \dots - \theta_q a_{i-q} \quad (A3)$$

O bien,

$$w_i = \theta(B)a_i$$

Siendo

$$\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$$

Una serie temporal es del tipo (ARMA $pq$ ) cuando obedece a un proceso mixto con una parte *autorregresiva* y otra de *media móvil* cuya expresión es.

$$\phi(B)w_i = \theta(B)a_i \quad (A4)$$

Si la serie original  $z_i$  no es estacionaria pero es homogénea, mediante el operador  $\nabla$  (donde  $\nabla z_i = z_i - z_{i-1}$ ) se obtiene la serie  $w_i$  estacionaria. En este caso la serie  $z_i$  se dice integrada de orden  $d$ , de la serie  $w_i$  (siendo,  $w_i = \nabla^d z_i$ ). Abreviadamente el proceso es del tipo ARI cuando se expresa por (A2), o del tipo IMA cuando se expresa por (A3) y ARIMA si viene definida por la ecuación (A4). En este último caso existen tres índices  $p$ ,  $d$  y  $q$ , abreviadamente el proceso puede indicarse como  $(p, d, q)$ .

## BIBLIOGRAFÍA

- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. y REINSEL, G. C. (1994): «*Time Series Analysis*», Prentice Hall, Englewood Cliffs (NJ).
- GARCÍA DE PEDRAZA L. y REIJA GARRIDO A. (2000): «*Tiempo y clima en España*». Dossat. Madrid.
- GÓMEZ, V. (2005): «*Análisis de Series Temporales*», Instituto de Estudios Fiscales, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- HERRERO, M. A. y DE JUANA, J. M. (1992): «*Análisis de series temporales de temperatura y lluvia en Zamora*», *Anales de Física*, 88, pp. 188-194.
- INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGÍA. Ciudad Universitaria. Madrid. (Datos no publicados).
- LITTLE, R. y RUBIN, D. B. (1987): «*Statistical Analysis with Missing Data*», New York, John Wiley & Sons.
- OBENG MANU-GYIMAH, S. (2001): «*Missing Data in Quantitative Social Research*», Discussion Paper N° 01-14, Population Studies Centre, University of Western Ontario, London (Canada), pp. 16 y ss.
- RUBIN, D. B. (1976): «*Inference and Missing Data*», *Biometrika*, 63, 581-592.
- SPSS 13.0 for Windows, edición 13.0 (septiembre 2004), SPSS Inc.
- VON HIPPEL, P.T. (2004): «*Biases in SPSS 12.0 Missing Value Analysis*», *The American Statistician*, Vol. 58, No.2, pp. 160-164.