

ASPECTOS GEOGRÁFICOS DE LAS DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS AJUSTADAS A LAS SERIES TEMPORALES RELLENADAS DE TOTALES ANUALES DE PRECIPITACIÓN ESPAÑOLA

*María Eugenia Pérez González
Juan José Sanz Donaire*

RESUMEN

El presente trabajo tiene como objetivo analizar las variaciones espaciales de las distribuciones estadísticas de la pluviometría anual en España con series temporales largas rellenadas, así como contrastar los resultados con las series originales, esto es, sin rellenar. Se es consciente de la dispar manipulación de datos que se ha tenido que realizar en las diferentes estaciones meteorológicas, en función de las lagunas existentes en cada una de ellas (de 1 a 60 años). Se plantean distintos problemas a la hora de calcular los “huecos” de pluviometría y las soluciones adoptadas para diferentes estaciones.

Las distribuciones estadísticas resultantes de las series rellenadas presentan una mejora del $\pm 7,8\%$, especialmente en áreas semiáridas y áridas, amortiguan los valores de las colas y ofrecen mayor sensibilidad en valores altos (probabilidad 0,97) que en bajos (P 0,03) por el predominio de las distribuciones de sesgo positivo.

Palabras clave: pluviometría anual, series temporales rellenadas, distribuciones estadística, España.

ABSTRACT

This paper analysis the spatial variation of statistical distribution of the annual rainfall in Spain with filled up long time series, and contrasts the results with the original series, that is, with no filling. The authors are conscious of the diverse elaboration methods the data have suffered at the different meteorological gauges according to the time laps (from 1 to 60 years). Different problems have been solved by means of different solutions.

The resulting statistical distributions with filled up time series show an improvement of $\pm 7,8\%$, especially in semi-arid and arid areas, they damp the values at both tails and they offer higher sensibility at high values (probability 0,97) than at the low values (P 0,03) due to the prevalence of positive skewed distributions.

Keywords: annual rainfall, filled up time series, statistical distributions, Spain.

INTRODUCCIÓN

Preocupados por mejorar algunos de los valores que se ofrecen comúnmente en los manuales sobre la precipitación de las estaciones más largas de España, se ha intentado abandonar el tan manido cálculo de la media que tantos comentarios ha suscitado en la bibliografía climatológica (Sanz Donaire, 1999 a), para adentrarnos en una definición climática más acorde con la pujanza de la estadística desde la II Guerra Mundial, cuando a la economía le nació una econometría, a la biología una biometría, por lo que la geografía retornaba a la “geometría”, de la que, probablemente, nunca hubiera debido separarse. Las aportaciones de conocidos personajes en la esfera climática como Godske para quien “la climatología es la ciencia de las distribuciones multivariadas de los elementos meteorológicos en el tiempo y en el espacio” (1966) y Ogawa (1980) que propone el abandono de las rutinarias medias aritméticas por un suavizado exponencial, un tratamiento idéntico y previamente convenido para todos los elementos climáticos, no dejan lugar a duda de la importancia que las técnicas de cuantificación han desempeñado en el avance de la climatología, en la denominada “climatología teórica” (Flohn, 1965) o, al modo de decir de los germanohablantes, de la “climatonomía” (Lettau y Lettau, 1969). Uno de nosotros (Sanz Donaire, 1999 b, 2000 c y 2001) también se ha hecho eco de tales corrientes y ha propuesto una definición de clima basada en el uso de la distribución estadística que mejor se acople a los datos. La realidad experimentada del manejo de los datos pluviométricos es que rara vez la distribución más adecuada sea la normal, por lo que se hace necesario el recálculo de los parámetros que definen la centralidad. No obstante, puede ocurrir que a los datos registrados se ajuste mejor una curva normal, en cuyo caso es la media el valor de centralidad que mejor explica la totalidad de los datos, pues también coincide con la mediana y la moda. Pero, insistimos, en la mayoría de los casos la distribución estadística que más conviene a los datos tomados no resulta ser la normal.

Ya en la década de los cincuenta Brooks y Carruthers (1953) comentaban la mayor frecuencia de distribuciones normales para la precipitación anual siempre que se tratara de una sola serie estadística, esto es, de registros continuos y, además, no se incluyese en el mundo árido. La Península Ibérica no reúne, en la mayor parte de su territorio y estaciones meteorológicas, ninguna de las dos condiciones, pues como es sabido existe un amplio dominio de climas semiáridos y, en menor extensión, áridos, y la mayor parte de las estaciones necesitan rellenar huecos para ser consideradas completas. Por ello, no es de extrañar que la distribución normal sea poco habitual en España. Ambos autores señalan, además, el buen ajuste de las distribuciones de sesgo positivo como la “log-normal” para algunas variables meteorológicas. Aquí, la búsqueda de la mejor distribución estadística para la precipitación anual en series largas da lugar a un amplio abanico de distribuciones, entre las que porcentualmente dominarán las de sesgo positivo. Suele ser un lugar común en los estudiosos de las áreas semiáridas y mediterráneas que las precipitaciones se distribuyan con sesgo positivo, aunque sigue manteniéndose la media aritmética o coeficientes de variación como estadísticos más divulgados (De Luis Arrillaga, 2000).

Casi todas las distribuciones estadísticas aquí utilizadas han sido explicadas conceptual y estadísticamente por Brooks & Carruthers (1953), y Landsberg (1985), con diferentes aplicaciones en variables climáticas. Todos ellos comentan la gran amplitud de distribuciones estadísticas, no sólo dependientes del tipo de variable, sino, también, de las características climáticas de las regiones analizadas.

El cálculo de las diferentes distribuciones estadísticas de la pluviometría anual en España, así como, el relleno de lagunas en las distintas series temporales ha sido realizado mediante el programa STATGRAPHICS Plus versiones 3.0 y 4.0 y para la representación espacial de los distintos valores pluviométricos se ha utilizado el programa SURFER 7. Teniendo en cuenta la escala de trabajo (en torno a 500.000 km²), la variabilidad temporal de las series de precipitación anual y la diversidad de distribuciones estadísticas a cartografiar, el método escogido para el trazado de las isolinéas es el de "kriging" (Wackernagel, 1995; Armstrong, 1999; Biau *et alia*, 1999).

Así se emprendió un arduo y tedioso camino de ajustar las distribuciones más acordes con los datos reales para las precipitaciones, tomando los valores de los publicados por el I.N.M. (Almarza *et al.*, 1996), aunque corrigiendo aquellos datos que, por error evidente de copia o de cálculo, eran mejorables.

Un primer resultado de tal investigación se ha publicado ya (Pérez González y Sanz Donaire, 2000), en el que se ponía de manifiesto que, aparentemente, las distribuciones estadísticas de los datos obedecen a ciertas pautas que tienen una determinada explicación geográfica lo mismo que, según se demostraba, se mejoraban los resultados de las medias tradicionales en un 9%, al trabajar con las medianas y los percentiles 3 y 97 de las series, como límites inferior y superior respectivamente de lo que podemos denominar comportamiento "normal" de los datos.

Ahora, conscientes de que el trabajo realizado es sólo parcial y presenta el gran inconveniente de que los datos no se ordenan en series ininterrumpidas, sino que, por diferentes motivos, hay notables lagunas en las series temporales, se ha procedido a rellenar las series tanto cuanto fuera posible y razonable, para, a continuación, estudiar los casos en los que se hubiera podido producir cambios en las distribuciones y qué repercusiones geográficas puedan derivar de tales variaciones.

EL PROBLEMA DEL RELLENO DE LAS SERIES

El problema del relleno de las series es de gran calado. Póngase el caso de la pluviometría de Badajoz. La serie se inicia en 1862 y posee dos lagunas anuales que son de los años 1877 y 1894 así como la ausencia de datos durante el bienio 1897-1898.

Se suele abogar por rellenar con una serie que disponga de los datos homólogos síncronos, por coetáneos, y mediante el uso de correlación (más que regresión) lineal. Para ello ha de elegirse una serie cercana en el espacio, y por ello se intenta con las estaciones más próximas a la mencionada problemática. Globalmente, esto es, para una serie ininterrumpida desde 1899 a 1994, la estación que mayor coeficiente de correlación de Pearson ofrece con la estación de Badajoz es Cáceres con un valor de 0,681 (para la serie común a ambas, que abarca de 1909 a 1991). Ha de abandonarse este intento porque Cáceres carece de los años que interesan para Badajoz.

La segunda estación en orden decreciente del coeficiente de correlación es Ciudad Real que para 1904-1994 arroja un valor de 0,539, seguida de Sevilla con 0,481 para la serie común entre 1862-1994. Debe tenerse en cuenta que los ordenadores suelen calcular los coeficientes de correlación independientemente del número de valores desparejados existentes. Pero existen notables ausencias de datos en la serie sevillana; con el fin de evitar los peligrosos bucles, "loops" o círculos viciosos irresolubles con los ordenadores,

originados porque se les pida que rellenen datos dentro de una serie que globalmente ha sido considerada buena, se opta por buscar los coeficientes de correlación de la serie de años consecutivos que están disponibles para ambas estaciones. En el caso de Badajoz-Sevilla son:

1942-1994: coeficiente de 0,781

1899-1932: coeficiente de -0,079

Lo primero sorprendente es que las diferencias para dos períodos de tiempo de más de 30 años sean tan grandes, y que incluso cambie el signo de la correlación. Ante lo cual nos preguntamos: ¿debe tomarse el valor más alto de correlación, teniendo en cuenta que, sin embargo, es el más alejado en el tiempo, o el más próximo temporalmente, pero cuyo coeficiente es mínimo (aunque pueda ser significativo estadísticamente)?. Nuestra opción ha sido la de rellenar con Sevilla, pues tampoco hay datos para los años problemáticos de Badajoz, y hacerlo utilizando la serie que ofrece una mayor garantía estadística, la del coeficiente más elevado.

Todavía queda por decidir si, aunque la operación realizada sea lógica y estadísticamente la más correcta, es la mejor, pues con frecuencia existe falta de homogeneidad en los datos adquiridos en una estación. Y se entiende por homogeneidad la pertenencia a una única población. Podría darse el caso de que el dato utilizado en el relleno o la totalidad de la serie usada en el pronóstico del nuevo valor sean de baja calidad pues no respondan a la población de los de la estación.

En cualquier caso al elegir una estación para rellenar otra, y junto al criterio estadístico antes comentado, se ha utilizado el criterio de proximidad geográfica y de relación climática: estaciones de la costa cantábrica entre sí, de la cuenca del Duero, de la Ibérica...islas Baleares con la costa levantina...Canarias entre sí...

A) Opciones de relleno escogidas

Se ha rellenado la serie de Bilbao (1920-47) a partir de la de San Sebastián porque para los años 1881-1919 el coeficiente de correlación de Pearson es tan alto como 0,748. Otro tanto se ha hecho para el año 1880. Como se ve se ha utilizado los años inmediatamente posteriores y el anterior, donde el ajuste es menos problemático. Para el año 1922 se ha rellenado con Santander, pues falta el dato para San Sebastián; Santander posee un coeficiente de 0,664 para los años 1948-94 y ha sido esta correlación lineal la elegida para estimar la precipitación de ese año en Bilbao.

Al propio tiempo se ha realizado una operación mucho más compleja, la de la estimación en Santander de los años anteriores a 1911, año en que comienza la observación regular, a través de los datos de Bilbao, que sí los poseía y mediante los buenos ajustes de la recta de regresión antes mencionada.

De igual modo se ha rellenado Lérida a partir de la serie de Huesca que está totalmente completa. También se ha estimado la precipitación de los años iniciales, lo que también se ha realizado a partir de Huesca, cuya serie comienza ya en 1862.

Otro tanto ha ocurrido con Zaragoza desde los datos de Huesca, que es estación completa, y que para los años comunes de 1906 a 1994 ofrece un Pearson de 0,603; con idéntico método se ha extrapolado hasta los comienzos de la serie de Huesca.

Zamora está llena de lagunas; se procede a su relleno mediante la serie de Valladolid

(1947-1994) con la que arroja un coeficiente de correlación de 0,730.

Madrid ha servido para completar la serie de Toledo, pues para los años 1909-1994 el coeficiente de correlación es de 0,71, si bien para la estimación se ha escogido la serie 1953-94 pues es la ininterrumpida más larga y de coeficiente más elevado (0,760). Segovia se ha rellenado con Madrid, pues para el tramo con datos comunes en ambas series (1961-87) el coeficiente de Pearson es de 0,798. En el siglo pasado no sólo no arroja valores tan altos, sino incluso negativos.

Se rellena Avila con Salamanca, que da un coeficiente bastante bajo para la totalidad de la serie (0,444), aunque se eleva ligeramente a 0,524 para la serie común desde 1953 a 1981.

Las lagunas de Valencia, como la del año 1920, se han rellenado con Alicante (Pearson = 0,600). También se han interpolado algunos datos de la sexta década del siglo pasado y se ha extrapolado los inicios de la serie. Valencia ha servido para estimar por extrapolación los inicios de la serie de Tortosa ($r=0,612$).

Teruel presenta un grave problema: los bajos coeficientes de correlación respecto de los datos de otras estaciones: 0,16 con Soria; 0,32 con Zaragoza (al menos con los datos disponibles); Logroño, 0,18. El valor más elevado lo da Cuenca con un Pearson de 0,535, con el que se procede al relleno.

Como Cuenca y Ciudad Real se hallan unidas por un Pearson general de 0,677, que se eleva todavía a 0,829 para los años 1940-1994 -la serie utilizada para rellenar-, así se rellenan mutuamente las lagunas salvo para las de la Guerra Civil.

Ciudad Real se une a Córdoba mediante un coeficiente de correlación de 0,687, y a Jaén por 0,742; luego se utilizan estas correlaciones para rellenar Jaén y Ciudad Real respectivamente. No obstante el valor mínimo de Ciudad Real arrastra a los estimados, por lo que da origen en Córdoba a otro mínimo poco creíble. Realmente debiera considerarse "poco razonable" el haber estimado las precipitaciones con el dato poco fidedigno de Ciudad Real.

Se ha completado Sevilla con Huelva ($r=0,731$) para la serie entre 1944-1994 y para 1946 con un Pearson 0,721 (1947-1994).

Santa Cruz de Tenerife e Izaña tienen un Pearson de 0,557 en toda la serie y de 0,554 en la común de datos. Por ello se ha procedido a estimar las lagunas en ambas estaciones.

Almería y Murcia se encuentran unidas en toda su serie (1909-1994) por $r=0,483$; para la serie común a ambas (1943-87), asciende a 0,496, con lo que se rellenan lagunas.

Albacete tiene un $r=0,500$ con Murcia y 0,492 con Ciudad Real, los valores más altos para toda la serie. Se elige Murcia como interpoladora en la que la serie común se eleva a 0,523 (1940-1994).

Gijón posee unas amplias lagunas que se logran salvar mediante la correlación con Oviedo ($r=0,525$ para toda la serie; $r=0,805$ para la común 1972-1994). Se toma el segundo valor para rellenar Gijón y para extrapolar a los comienzos de la serie registrada.

Barcelona se rellena con Tortosa, donde $r(1880-1979) = 0,481$ porque es la única estación que lo permite.

Burgos se completa con Valladolid que tiene un $r(1895-1945) = 0,695$, y el valor r para toda la serie de 0,630.

Cádiz tiene un r de toda la serie común con San Fernando de 0,633, y de 0,703 para la serie ininterrumpida común (1853-81). También se ha rellenado San Fernando con Sevilla porque $r = 0,758$ (1881-1985), especialmente en sus inicios. También se rellena Sevilla con

Huelva. Se ha rehecho la serie de San Fernando con Sevilla pues para la serie 1881-1932 $r=0,657$.

Coruña y Pontevedra tienen un período común (1964-1985) con un Pearson de 0,808, lo que se aprovecha para rellenarse mutuamente.

Granada tiene una serie común con Jaén (1966-91) en la que la correlación asciende a 0,577 y con Sevilla para el mismo tiempo $r = 0,632$. Finalmente se toma para rellenar Jaén en la serie común (1940-61) de correlación más alta (0,871).

León se rellena con Valladolid que en la serie 1939-94 tiene un $r = 0,719$.

Logroño se completa con Pamplona pues para los años 1953-1991 $r = 0,649$.

El vacío de Madrid de 1939 se estima a partir de Toledo pues el coeficiente de correlación es de 0,76 para el período 1953-94.

Mahón logra llenar sus lagunas con Palma de Mallorca y viceversa, gracias a la serie común 1940-94 con Pearson de 0,539.

Málaga (1934-94) da un alto coeficiente de correlación (0,689) con San Fernando, por lo que se utiliza éste para rellenar la primera.

Dado que $r = 0,788$ entre Coruña y Santiago de Compostela entre 1959 y 1986, se puede estimar las carencias de datos de Santiago. El dato de 1900 no está disponible para La Coruña, ni para Pontevedra, por lo que se optó por rellenar a partir de la correlación más alta, aunque sólo alcance un Pearson de 0,398, con Oviedo.

En el presente apartado no se ha seguido un criterio geográfico, sino meramente estadístico y de comodidad, pues las primeras estaciones mencionadas son las que ofrecían menos problemas a la hora de rellenar.

B) Distribuciones estadísticas utilizadas

En el ajuste de curvas de distribución estadística, al comprobar que la normal era insuficiente para explicar la variación de los totales de precipitación anual, se ha incorporado toda una gama de curvas adicionales que, ordenadas por la localización de la mediana respecto de la media, son:

Lognormal → Erlang → Gamma → Normal y logística → Weibull → Gumbel

Se han dispuesto los nombres de las distribuciones del mismo modo en que se localizan las medianas. Por ello las distribuciones a la izquierda de la normal (y logística) son de sesgo positivo, mientras que las ubicadas a la derecha lo son negativas. Cuanto mayor sea la distancia a la distribución normal, tanto mayor el sesgo.

Cuadro 1. Valores estadísticos de la pluviometría anual en España con series rellenas.

Estación	Nº A	Dist.	k^2	Nº cl	P 3	P 50	P97	Min	máx	med	σ	C.V.%	Med-p 0,5
Albacete	132	Lognorm	0,032	7	207	344	574	137,7	655,9	357	95	26,6	13
Alicante	139	Lognorm	0,269	7	159	325	664	129,2	673	348	129	37,1	23
Almería	132	Erlang	0,124	8	108	212	368	63,2	551,5	220	72	21,3	8
Avila	118	Lognorm	0,504	11	226	331	482	200,2	678,8	339	72	32,7	8
Badajoz	126	Lognorm	0,064	10	263	461	809	194,7	1117,7	482	147	30,4	21
Barcelona	145	Lognorm	0,859	8	357	577	933	272	1122,5	596	155	26,0	19
Bilbao	131	Gumbel	1,878	9	797	1271	1517	766	2230,8	1239	194	15,6	-32
Burgos	135	Lognorm	0,085	5	347	528	802	303,1	890,2	541	120	22,1	13
Cáceres	119	Erlang	0,24	6	282	517	855	276,7	1150	531	158	29,7	14
Cádiz	174	Lognorm	0,194	10	274	427	664	230,9	972,8	439	111	25,2	12
Cazorla H	96	Gamma	0,174	15	291	496	781	276,7	1229,8	508	140	27,5	12
Cazorla Icona	96	Erlang	1,365	13	387	790	1405	426,1	3512,2	820	353	43,0	30
Cazorla Nava	96	Logística	0,6	14	403	1157	1912	412,5	4895,7	1202	509	42,3	45
Ciudad Real	127	Erlang	0,574	5	187	401	737	54,2	857,2	418	134	32,0	17
Córdoba	127	Gamma	3,419	7	246	596	1181	53,4	1372,3	629	238	37,8	33
Coruña	117	Weibull	0,121	5	475	919	1294	359	1399	909	218	23,9	10
Cuenca	127	Gamma	0,224	6	305	540	871	177,9	948,1	553	147	26,5	13
Gijón	141	Normal	0,408	7	647	936	1224	526,4	1425,1	936	153	16,3	0
Granada	125	Erlang	0,321	7	250	405	614	213,9	827	413	101	24,4	8
Huelva	113	Erlang	0,128	8	238	466	806	161,2	836,8	482	149	30,9	16
Huesca	137	Lognorm	0,079	8	328	536	875	271	1191,4	554	148	26,7	18
Izaña	124	Erlang	0,1	11	189	466	935	115,1	1402,1	439	212	48,2	-27
Jaén	125	Lognorm	2,123	9	298	565	1073	194,3	1333	599	208	34,7	34
León	135	Logística	2,547	7	203	534	866	118	1645	557	205	36,8	23
Lérida	133	Lognorm	0,807	11	219	350	559	167	645	361	93	25,7	11
Logroño	111	Lognorm	0,279	5	248	380	584	236	762,8	390	93	23,8	10
Madrid	145	Gamma	0,204	5	259	421	639	231,6	746,8	429	103	24,0	8
Mahón	132	Logística	0,138	8	348	616	884	275	970	618	136	22,0	2
Málaga	174	Gamma	0,054	8	292	541	904	196	1172	557	170	30,5	16
Murcia	132	Gamma	0,59	7	132	299	568	90,3	765	314	117	37,2	15
Oviedo	141	Erlang	0,199	7	639	935	1310	421,4	1372	946	174	18,3	11
Palma Mall.	132	Logística	0,046	7	224	454	684	163,4	778	455	116	25,4	1
Pamplona	111	Lognorm	4,673	8	453	812	1458	469	2336	858	328	38,2	46
Pontevedra	117	Weibull	0,039	6	886	1600	2175	699,4	2426,7	1582	335	21,1	-18
Salamanca	116	Gamma	0,022	6	189	352	588	122,8	677,3	362	106	29,2	10
San Fernando	174	Lognorm	0,246	10	321	573	1023	282,8	1262,4	601	193	32,1	28
San Sebastián	131	Erlang	0,136	14	953	1482	2038	670	3011,6	1447	297	20,5	-35
Sta C. Tenerife	124	Lognorm	1,676	7	111	236	502	100	593,9	256	109	42,5	20
Santander	131	Normal	0,166	5	878	1205	1531	826,8	1720,5	1205	173	14,3	0
Santiago C.	137	Logística	0,131	8	815	1611	2408	615,8	3169,2	1619	414	25,6	8
Segovia	137	Lognorm	0,696	9	305	458	681	292,6	1035,2	468	107	22,8	10
Sevilla	177	Gamma	0,458	11	285	554	956	158,6	1063	573	174	30,3	19
Soria	133	Lognorm	0,462	5	360	541	812	281	869	553	119	21,5	12
Teruel	115	Weibull	0,348	14	218	388	523	149,8	586	383	80	20,8	-5
Toledo	141	Erlang	0,111	7	232	353	512	188,1	575,3	359	74	20,6	6
Tortosa	139	Lognorm	0,4	8	288	511	906	250,9	1054,4	535	165	30,8	24
Valencia	139	Lognorm	0,302	15	215	429	854	182,5	1288,4	459	177	38,5	30
Valladolid	135	Normal	0,241	6	195	392	589	140,8	729,2	392	104	26,5	0
Zamora	135	Lognorm	0,838	7	187	327	571	153,2	680,4	342	103	30,1	15
Zaragoza	137	Normal	0,071	7	158	320	481	171,5	646,8	320	85	26,5	0

Donde: N°A= número de años de la pluviometría anual de series rellenadas; Distr.= distribución de mejor ajuste de la serie rellenada; χ^2 = estadístico χ^2 de la serie rellenada; N° cl = número de clases de libertad utilizadas en el ajuste de las series; P 3= percentil 3 o 3% de probabilidad) de la serie rellenada; P 50= percentil 50 de la serie rellenada (o probabilidad del 50 %); P 97= percentil 97 de la serie rellenada (o probabilidad del 97 %); mín.= valor mínimo de la serie; máx.= valor máximo; med = valor medio; σ = desviación típica; C.V.= coeficiente de variación; med-P50= diferencia entre la media aritmética y el percentil 50.

C) Resultados de series rellenas

La información estadística más relevante de la pluviometría anual en España se ha recogido en los cuadros 1 y 2, y con el fin de conocer la distribución espacial de las mismas y tratar de explicar a qué responde ésta, se han elaborado diferentes mapas, en los que se dibujan los principales resultados de las estaciones peninsulares españolas.

La distribución espacial de los estadísticos de la precipitación anual está, de origen, limitada a las 50 estaciones meteorológicas con series largas, por lo que no puede reflejar la importante influencia del relieve peninsular español. Sin embargo, aún conscientes de esta carencia, creemos de interés representar los valores estadísticos más relevantes de series temporales largas, comprendidas entre los 96 años de las tres estaciones meteorológicas de Cazorla y los 177 años de Sevilla. Junto a los valores estadísticos habituales (media, máximos, mínimos, coeficientes de variación, etc.),—más anecdóticos en series largas que representativos de los diferentes climas españoles—, haremos especial hincapié en la distribución espacial de los parámetros que sí los definen, conforme al concepto de treintena y la definición de clima de uno de los autores (Sanz Donaire, 2000), con los percentiles 3, 50 y 97.

C.1. Distribuciones estadísticas con series temporales rellenas (cuadro 1 y mapas 1-8)

Al analizar los resultados de las distribuciones estadísticas y su representación espacial (**mapa 1**) llama la atención la gran diferencia absoluta y porcentual entre las estaciones de sesgo negativo, minoritarias, y las de sesgo positivo, que alcanzan el 74% de todas las distribuciones. Nótese que en la cartografía se ha reflejado el área de cada distribución de acuerdo con la siguiente leyenda: **L** = lognormal; **E** = Erlang; **G** = gamma; **N** = normal y logística; **W** = Weibull y **M** = Gumbel.

Aunque sin preferencia litoral ni continental, las distribuciones más simétricas y con mayor número de valores en torno a la mediana (normal y logística), se encuentran en la mitad septentrional de la Península e Islas Baleares, como transición a las distribuciones de sesgo positivo en el área mediterránea (Palma de Mallorca, Mahón y Zaragoza) y en el caso de Santiago de Compostela como transición a sesgos negativos en la vertiente noratlántica (Pontevedra, Coruña y Gijón).

El límite norte de la distribución de frecuencias “lognormal” está formado por la diagonal Zamora-Pamplona, esto es, siempre alejada de la franja de clara influencia atlántica, gallego-cántabra. Además destacan las comunidades de Cataluña y Valencia por el dominio de distribuciones lognormales, lo que evidencia un importante peso de años secos (Pérez González y Sanz Donaire, 2000).

Las comunidades andaluza, murciana y canaria, salvo el caso atípico de Cazorla-Nava, presentan siempre distribuciones de sesgo positivo. Sin embargo, la transición de unas a otras, —de lognormal a gamma en el desplazamiento de las medianas— no parece mostrar una tendencia espacial clara, seguramente debido al ajuste de curvas a diferentes períodos temporales.

Las distribuciones de sesgo negativo, con mayor peso de años húmedos (Pérez González y Sanz Donaire, 2000) se limitan al norte y noroeste de la Península, localizándose la más extrema o de Gumbel¹ en Bilbao y las distribuciones de Weibull en la costa gallega. Fuera de este ámbito atlántico-húmedo sólo la estación de Teruel presenta una distribución de frecuencias Weibull; sin embargo, es quizás la estación meteorológica española que tuvo menos fortuna en su localización (en la terraza de una casa y a 20 m del suelo) durante sus treinta años iniciales (Almarza *et alia*, 1996) y con un pluviómetro igualmente inadecuado. Por ello, pensamos que esta estación no supone un comportamiento pluviométrico único y diferente en la mitad meridional y oriental de la Península, sino que la estación resulta poco adecuada. No obstante, recientes trabajos de una de nosotros todavía inconclusos apuntan hacia la realidad de que en la Cordillera Ibérica, especialmente en las inmediaciones de Teruel, son las distribuciones Weibull las que mejor explican la variabilidad de datos pluviométricos totales anuales.

En cuanto a la distribución espacial de *las precipitaciones medias anuales habidas en la serie rellenada*² (mapa 2) cabe resaltar que el mínimo pluviométrico (inferior a 300 mm) se corresponde con el sudeste peninsular. Existen tres enclaves con valores inferiores a los 400 mm localizados en Teruel, Zaragoza y Lérida: esto implica aludir, una vez más, al papel desempeñado por los abrigos aerológicos respecto de los vientos llovedores del NW en la disminución de la precipitación. En definitiva, se mantiene ésta como la causa de la aridez primordial de las estaciones españolas peninsulares. En la cartografía sigue manifestándose la “diagonal” de descenso de la precipitación desde la esquina noroccidental a la sudestina, ya puesta de manifiesto por Lautensach (1971) o por González Quijano (1925 y 1946). Sin embargo no se alcanza los 300 mm en la isoyeta que rodea Zamora, como en este último autor. La curva de 400 mm se extiende también desde Alicante hasta Zamora, englobando partes de las provincias de Salamanca, Avila, Segovia, Toledo, Ciudad Real y Albacete.

La ausencia de estaciones de montaña en este trabajo da lugar a una considerable reducción de la pluviometría anual más elevada de España. No obstante, las series temporales largas siguen definiendo a Galicia como la Comunidad con precipitaciones anuales más elevadas (Capel Molina, 1983 y 2000), destacando, aquí, Santiago de Compostela y Pontevedra con 1619 mm $\sqrt{1582}$ mm respectivamente. Valores entre 1000-1500 mm se observan en el litoral cántabro y vasco y el sector montañoso de Cazorla, cuya anomalía ya ha sido puesta de manifiesto en otros trabajos (Pérez González y Sanz Donaire, 2000; Almarza *et al.*, 1996).

La isoyeta de 800 mm delimita la franja más septentrional y húmeda de la Península, sólo superada en las estaciones analizadas por la mencionada Sierra de Cazorla, pues, como ya se ha indicado, carecemos de series largas para otras áreas de montaña.

¹ Recuérdese que a veces se conoce la distribución de Gumbel con el nombre de “distribución de casos extremos”.

² Por “precipitaciones medias habidas” queremos significar las calculadas en el supuesto de que la distribución más apropiada sea la normal, o, dicho de otro modo, que se calculen mediante la suma de todos los valores partido por el número de sumandos.

Son muchas las estaciones que muestran precipitaciones anuales muy similares a las analizadas por otros autores con períodos de muestreo más pequeños: Kunow (1966), González Quijano (1946). Así, no varían apenas las medias de Valencia, Palma de Mallorca o Mahón con registros temporales muy diferentes. Ello equivale a decir que los valores medios litorales son fácilmente alcanzables con series temporales más reducidas, sin que los valores así calculados desmerezcan de los obtenidos con un número más abultado de años de observación. En definitiva se da la razón a los trabajos clásicos en los que se admite un período de 30 años como suficiente para el cómputo de las medias.

El **mapa 3** muestra *las precipitaciones medias esperables* en las series rellenadas, obtenidas mediante el percentil 50 de la curva de mejor ajuste a los datos de cada estación. Estas resultan de mayor precisión y espacialmente delimitan mejor los contrastes pluviométricos peninsulares. Así, la isoyeta de 300 mm queda relegada al sudeste español (Almería, 212 mm y Murcia, 299 mm anuales), siendo los valores inferiores a éstos excepcionales.

En escasez de precipitaciones le sucede el área delimitada entre las isoyetas de 400 y 300 mm, muy próxima a la aridez, ya que registra una evapotranspiración potencial que suele duplicar a los registros pluviométricos. Esta área se extiende por el interior de las dos Castillas, Granada, sur de la Comunidad Valenciana y Depresión del Ebro.

Frente a estos valores bajos la isoyeta de 800 mm se dibuja prácticamente en la misma posición que con las medias aritméticas (mapa 2), esto es, desde el límite provincial Orense-León hasta Navarra. Así, la precipitación anual más elevada se registra nuevamente en las fachadas occidentales de Galicia y se eleva ligeramente respecto a la media "normal" en el litoral vasco (Bilbao, 1.271 mm y San Sebastián, 1.482 mm).

Una peculiaridad propia del método de interpolación utilizado es la separación de los dos islotes de 500 mm para la Cordillera Ibérica, rodeando respectivamente a las capitales de Cuenca y Soria. Cualquier trazado manual de las isolíneas hubiera tendido a unificar en un único máximo las islas que aquí aparecen. Otro tanto se puede decir de los islotes de 400 mm en Logroño (que por aplicación del kriging traslada la isla al S de la capital), Zaragoza-Lérida y Teruel. Llama la atención que estaciones cercanas tengan similares valores pluviométricos bajos y mantengan distribuciones estadísticas muy contrastadas, de modo que tampoco puede generalizarse distribuciones con sesgo positivo para el mundo semiárido (mapa 1).

El **mapa 4** resalta los contrastes espaciales de los dos anteriores y se denomina de *las diferencias en milímetros entre la media "normal" y el percentil 50* (o probabilidad del 0,5), correspondiente a la última columna del cuadro 1. Este mapa pone de manifiesto que dichas diferencias no son iguales en toda España y que muestran matices espaciales importantes.

Lo más destacable resulta ser la presencia de valores negativos en las áreas húmedas, por cuanto que el sesgo de sus distribuciones también lo es, frente a los valores positivos de las regiones áridas con distribuciones igualmente positivas. No obstante, debe citarse el comportamiento de Pamplona, con el valor más alto alcanzado en toda la Península, seguido de Cazorla-Nava, Jaén, Córdoba, Valencia y Cazorla-Icona. Valores altos registran todas las estaciones plenamente mediterráneas y costeras y, dado que el número de enclaves sólo asciende a 6, puede afirmarse que se encuentra una pauta subyacente en la distribución espacial de estas diferencias (Sanz Donaire, en prensa). Los máximos de Pamplona y León tal vez haya que contextualizarlos dentro de un ámbito de transición, que tan difícilmente

resulta de asignar a una clase definida. Así pues, el corte Bilbao-Pamplona ofrece los contrastes más elevados, los gradientes más pronunciados. En términos porcentuales, y respecto de la media –esto es, contabilizando los valores más altos calculables–, las variaciones son inferiores a $\pm 7\%$. La isla de Tenerife reúne los valores extremos de ambos signos: $+7,8\%$ en Santa Cruz y $-6,1\%$ en Izaña, lo que parece estar relacionado con el cambio de climas unido a la altitud.

Los valores excepcionalmente bajos quedan cartografiados en el **mapa 5**, en el que se representan *las precipitaciones mínimas habidas en series rellenas*. Llama la atención que el mínimo pluviométrico anual suceda en Córdoba (con 53,4 mm), seguido de Ciudad Real con 54,2 mm (en 1874) y de Almería con 63,2 mm (en 1913). Debe precisarse que el primer dato (estimado) se calcula a partir del segundo (publicado, ¿pero verdadero?) lo que hace rebajar notablemente el registro real más bajo de la estación de Córdoba, que se cifra en 308,4 mm en 1945. Este será uno de los principales errores que puedan cometerse al rellenar huecos, pese a que se realicen con las estaciones más próximas y con mayor ajuste estadístico.

Por debajo de la isoyeta de 150 mm de mínimo anual se incluye Valladolid, Salamanca, interior de Andalucía, sur de Extremadura, mitad meridional de Castilla-La Mancha y Alicante.

Las precipitaciones anuales mínimas superiores a 500 mm quedan evidentemente relegadas al Cantábrico, sector noroccidental gallego y Cazorla. Destaca el interior de Galicia con valores mínimos entre 350 y 400 mm anuales.

A su vez, la mayor parte del territorio peninsular español presenta mínimos de precipitación anual realmente bajos, quedando los valores inferiores a 300 mm al sur del paralelo 42° N. Este hecho debe ponernos en guardia respecto de los valores que consideramos “anormalmente” bajos y que nos llevan a hablar de cambios climáticos.

Las *precipitaciones mínimas esperables (mapa 6)* son, sin embargo, menos rigurosas que las anteriores. Así, registros superiores a 500 mm ya abarcan toda la España Húmeda (Capel Molina, 1983 y 2000) y el área comprendida entre 250 y 500 mm de precipitación mínima anual se extiende por el sector occidental de Extremadura, parte de Castilla-León, amplio sector de la Cordillera Ibérica, Pirineos, litoral catalán, Mahón, Sierra de Cazorla y Andalucía, salvo la vertiente meridional granadina y Almería que presentan valores más bajos.

Es destacable que cerca del 40 % de España quede por debajo de la isoyeta de 250 mm en la que se incluyen las dos Comunidades Castellanas, Aragón, el interior de Cataluña, Comunidad Valenciana, parte de Andalucía, sudeste peninsular y Canarias.

Los mínimos esperables más bajos de España vuelven a centrarse en Almería y Murcia con 108 mm y 132 mm respectivamente.

En definitiva, las diferencias más aparentes entre el mapa 5 y 6 radican en el incremento en el segundo de 200 mm en la cornisa gallega, de 100 mm en la cantábrica y de sólo 50 mm en el área litoral de clima mediterráneo o degradado (gaditano y sudestino). Estas diferencias entroncan con el sesgo de las distribuciones que mejor se ajustan a los datos.

Las *precipitaciones máximas anuales habidas en las series rellenas (mapa 7)* y, por tanto, excepcionales o con un período de retorno superior a la treintena de años, oscilan entre los valores superiores a 3.000 mm en Santiago de Compostela y San Sebastián y, los inferiores a 600 mm, registrados en Almería (551,5 mm en 1989), Toledo (575,3 mm en 1955), Teruel (586,0 mm en 1892) y Santa Cruz de Tenerife (593,9 mm en 1954). Las precipitaciones

máximas de Cazorla-Icón (3.512,2 mm en 1885) y Cazorla-Nava (4.895,7 mm, dato estimado) resultan sorprendentes e inverosímiles, tanto en lo que se refiere a los datos reales de la primera estación como a los calculados de la segunda. Con ello, también saltan a la luz, una vez más, los problemas originados al manipular los datos originales; cuando, por proximidad y mejor relación estadística debe escogerse una estación que contenga en su serie algún dato erróneo, nos lleva forzosamente a la errata, por lo que lo más sensato sería desestimar el dato. No obstante, esta medida puede también animarnos a una serie “retocada y modélica”, que no por ello real.

Debe destacarse la enorme cantidad registrada en Valencia, que, por orientación a un Mediterráneo cálido y con una orla montañosa de cierto relieve a las espaldas, ofrece las condiciones inmejorables para que se produzcan lluvias de fuerte componente orográfico en ocasiones de “gota fría” (1.288,4 mm el año 1884, que también registró inundaciones catastróficas en Almería). De los sectores abiertos al Atlántico el onubense es el que registra valores menores, sin duda por la carencia de murallón montañoso que acentúe la precipitación. Sevilla debe sus máximos al incremento de rozamiento en los alcores que salpican la vega bética y que continuará creciendo hacia Córdoba, de nuevo ceñida por Sierra Morena al Norte.

Las *precipitaciones máximas esperables en las series rellenadas (mapa 8)* reflejan valores anuales superiores a 1.000 mm, (por encima de la cuantía de evapotranspiración potencia –ETP– anual), al norte del paralelo 42° y sectores de Andalucía, tanto del litoral — San Fernando, 1.023 mm — como del interior — Córdoba o Jaén, con 1.181 y 1.073 mm respectivamente—. Destaca la gran superficie que registra valores de precipitación máxima esperables muy bajos (<800 mm), generalmente inferiores a la ETP media anual.

Las precipitaciones máximas más bajas corresponden una vez más a Almería con menos de 400 mm anuales, seguida de Avila y Zaragoza, que aparecen envueltas por la isoyeta de 500 mm.

Una rápida comparación entre los mapas 7 y 8 pone de manifiesto que en la franja costera gallega las diferencias son de 600 mm, mientras que en el litoral vasco aumentan a 800 mm; Valencia reduce las diferencias a sólo 400 mm, Almería a 200 mm y la costa onubense apenas a 150 mm, porque es la única área que no presenta fachada orográfica. Puede sacarse, pues, en conclusión, que el efecto orográfico es el causante de muchos de los abultamientos en los valores registrados de precipitación. He aquí una prueba de que la definición de clima aportada por nosotros reduce la importancia de este factor, al abandonar los extremos en los que la orografía se pone de manifiesto en toda su majestuosidad.

Cuadro 2. Diferencias entre los valores pluviométricos originales y con series rellenadas.

Estación	Años R	D. dis.	Dif χ^2	D. P3	D. P50	D.P97	D. m	D. σ	D. mín	D. máx	D. m-P 50	Dif C.V.
Albacete	16	No	-0,399	7	1	-17	-1	-6	0	0	-2	-1,6
Alicante	2	Sí	-2,263	13	-7	38	-1	-1	0	0	6	-0,2
Almería	56	Sí	-0,322	14	16	-38	127	-13	0	0	111	-19,0
Avila	50	No	-0,604	-6	-21	-51	-140	-10	0	0	-119	9,9
Badajoz	7	No	-1,183	-9	-8	0	-7	1	0	0	1	0,6
Barcelona	2	No	-1,148	1	-1	-4	-1	-1	0	0	0	-0,1
Bilbao	29	Sí	0,389	-35	43	15	27	22	0	618,8	-16	1,5
Burgos	6	No	0,01	0	-1	-4	-1	-1	0	0	0	-0,1
Cáceres	27	No	-0,269	2	5	7	4	-1	0	0	-1	-0,4
Cádiz	133	Sí	0,179	15	-72	-192	-76	-50	0	0	-4	-6,0
Cazorla Horn.	13	Sí	-1,613	-10	13	6	10	17	0	437	-3	2,9
Cazorla Icona	1	Sí	0,224	-38	17	0	2	-1	0	0	-15	-0,2
Cazorla Nava	20	Sí	0,501	-137	-13	112	32	174	0	2865,7	45	13,7
Ciudad Real	18	Sí	-1,614	28	-5	84	6	2	0	0	11	0,0
Córdoba	26	Sí	3,097	-72	-12	20	-16	8	-201,3	0	-4	2,2
Coruña	1	No	-0,422	2	1	-1	1	-1	0	0	0	-0,1
Cuenca	47	Sí	-0,274	-1	6	18	6	0	-87,1	-36	0	-0,3
Gijón	73	Sí	-0,16	-34	-44	-55	-49	-1	-183,3	0	-5	0,7
Granada	30	Sí	0,28	42	-1	10	7	-4	0	0	8	-1,4
Huelva	25	Sí	-0,504	7	21	-51	11	-5	0	0	-10	-1,8
Huesca	4	No	0,007	2	4	5	3	0	0	0	-1	-0,1
Izaña	45	Sí	-0,827	19	40	-128	-40	-31	0	0	-80	-2,4
Jaén	16	No	0,954	-17	-16	1	-14	-3	-51,5	0	2	0,3
León	52	No	0,921	76	-12	-100	-19	-43	0	0	-7	-6,2
Lérida	59	No	-0,771	15	4	-27	1	-11	0	17	-3	-3,1
Logroño	24	Sí	0,27	3	-7	8	-4	4	0	77,1	3	1,2
Madrid	1	Sí	-0,416	-7	5	-13	1	0	0,5	0,4	-4	-0,1
Mahón	20	Sí	-0,020	2	1	-1	3	-7	-0,2	-0,4	2	-1,2
Málaga	78	Sí	0,003	16	29	-33	18	-7	0	0	-11	-2,3
Murcia	3	Sí	0,211	2	3	1	3	0	0	0	0	-0,4
Oviedo	26	Sí	-0,183	45	7	48	18	-3	0	48,1	11	-0,7
Palma Mall.	1	Sí	-0,16	-11	-1	10	0	0	0	0	1	0
Pamplona	6	No	0,676	8	1	-19	-1	-9	0	10	-2	-1,0
Pontevedra	46	No	-0,022	15	10	2	10	-9	0	0	0	-0,7
Salamanca	0	No	-0,0003	0	0	0	0	0	0	0	0	0
San Fernando	5	No	-0,074	1	-1	-5	-2	-1	0	0	-1	-0,1
San Sebastián	15	Sí	-0,247	74	19	-9	-19	-12	-0,2	0	-38	-0,6
Sta C. Tenerife	7	No	-0,316	3	0	-9	-1	-3	0	0	-1	-1,0
Santander	48	No	-0,232	32	3	-27	3	-16	0	0	0	-1,4
Santiago C.	13	Sí	0,053	-165	4	-73	-30	24	0	0	-34	1,9
Segovia	56	No	0,308	4	-15	-62	-19	-18	0	0	-4	-2,8
Sevilla	57	Sí	0,036	-3	15	-52	5	-4	0	0	-10	-0,9
Soria	2	No	0,008	1	0	-2	-1	0	0	0	-1	0,0
Teruel	36	No	0,179	17	5	-12	4	-9	0	0	-1	-2,6
Toledo	58	No	0,014	11	-5	-32	-6	-10	0	0	-1	-2,4
Tortosa	24	No	0,322	12	3	-29	0	-11	0	0	-3	-2,0
Valencia	8	Sí	-0,011	19	-7	34	3	-2	0	0	10	-0,7
Valladolid	3	Sí	-1,621	-19	10	-31	0	-2	0	0	-10	-0,5
Zamora	60	No	-0,531	12	-2	-46	-6	-18	-13,43	0	-4	-4,6
Zaragoza	10	Sí	-0,312	-27	12	-31	1	-2	0	0	-11	-0,7

Donde: Años R= años rellenados; D.dis.= diferencia en la distribución de mejor ajuste entre la serie temporal original y la rellenada; Dif χ^2 = diferencia entre la χ^2 entre la serie original y rellena; D.P3= diferencia entre el percentil 3 de la serie original y rellena; D.P50= diferencia entre el percentil 50 de la serie original y rellena; D.P97= diferencia entre el percentil 97 de la serie original y rellena; D.m= diferencia en los valores medios de las dos series; D. σ = diferencia en la desviación típica de ambas series; D.mín.= diferencia en los valores mínimos de las series; D.máx.= diferencia en los valores máximos; D m-P50= diferencia entre la media y el percentil 50 de las dos series; y Dif C.V.= diferencia entre el coeficiente de variación de las series originales y rellenadas.

D) Comparación inicial de los datos de las series rellenadas con los datos originales

La comparación entre los datos existentes y los estimados en primera instancia pone de manifiesto una de las debilidades del método, que ya se había comentado anteriormente (Pérez González y Sanz Donaire, 2000): la elección de una distribución u otra no puede hacerse sino a partir del valor menor de la χ^2 . Y a menudo los valores están tan próximos entre sí, que la mínima variación, la introducción de un único valor en la serie, es capaz de hacer variar el mejor ajuste. Este es el caso de Madrid (un valor dentro de un conjunto de 145) o Palma de Mallorca (de entre 132), tal y como se puede deducir del cuadro 2. Sin embargo, en otras ocasiones, como en Zamora, Segovia, Toledo, Lérida, Avila o León, el relleno de 48 o más datos no ha logrado el cambio de distribución. El caso extremo se localiza en Zamora con 60 años rellenados y sin cambio en la distribución. Este hecho también indica que los datos calculados pueden tener una procedencia u otra y acercarse o alejarse de la distribución original.

Con el fin de valorar la fiabilidad o benignidad de la serie pluviométrica rellenada se han comparado todos los estadísticos con los mismos de serie original (Pérez González y Sanz Donaire, 2000). Toda la información, numérica y cartográfica, recogida en el **cuadro 2** y **mapas 9-14**, revela los principales cambios sufridos en los datos de pluviometría anual y resalta las mejoras notables en el relleno de las series y, también, las deficiencias metodológicas para el caso de estaciones puntuales, que detallaremos más adelante.

Así, los principales resultados de este análisis (**cuadro 2** y **mapas 9-14**) son:

- en la representación espacial del *cambio de tipo de distribución estadística* entre los valores de precipitaciones anuales de series originales y rellenas (**mapa 9**) llama la atención que 27 estaciones cambien de distribución frente a 23 que no lo hacen. En el mapa se destaca que espacialmente domina la continuidad en las estaciones de las 2/3 partes septentrionales, mientras que los cambios se afianzan en el tercio meridional. No obstante aparecen bolsas de signo contrario en ambos campos: 4 *síes* en el área norte, la más extensa, y 3 *islas de noes* en la austral: el número de islotes es en total de 7, por lo que no parece que siga unas pautas espaciales definidas;
- los principales grupos de distribuciones no cambian globalmente de sesgo, esto es, se mantiene el número de estaciones con sesgo negativo, 4 u 8%, casi se mantienen las distribuciones simétricas (varia sólo una estación o el 2%) y el porcentaje del total de distribuciones positivas pasa del 72% al 74%, por lo que puede considerarse similar. No obstante, sí hay un cambio notorio en el número de estaciones de las diferentes distribuciones de sesgo positivo, con un gran

incremento de las distribuciones Erlang y gamma en detrimento de las lognormales. Así, el relleno de “huecos” da lugar a una reducción de las distribuciones extremas con mayor peso de los valores pluviométricos bajos, en favor de distribuciones más próximas a la normalidad. Una explicación de este hecho reside en la misma naturaleza de las probabilidades: es siempre más probable que para rellenar lagunas se utilicen valores más centrados (pues son más frecuentes) que los valores extremos (más improbables), y ello incluso con un peso mayor que la propia naturaleza de la distribución empleada en el relleno.

- Las distribuciones de sesgo negativo no se comportan de igual modo que las de sesgo contrario, pues las de Weibull se localizan en las mismas estaciones que con las series sin rellenar, esto es en la cornisa cantábrica, y sólo Bilbao se traslada a una distribución más extrema, la de Gumbel (**mapa 9**).
- Las *diferencias entre los valores extremos* o excepcionales de las series de pluviometría anual (*máximos y mínimos*) muestran que, como cabría esperar, la mayoría de las estaciones mantienen exactos sus valores, por lo que, las nuevas series rellenadas han sido poco alteradas, al menos en las colas (ver **cuadro 2**).

Los pequeños pero significativos cambios de algunas estaciones nos hacen dudar de los resultados de alguna de ellas. Este es el caso de la ya comentada estación de Cazorla-Ikona, que arrastra con su valor máximo original, 3.512,2 en 1895 (erróneo o al menos muy dudoso), a los estimados de Cazorla-Nava (**mapa 10**). En otros casos, el posible error viene determinado por la forzosa elección de la estación menos mala, pero que sus sensibles diferencias climáticas conducen, en la correlación estadística, al cálculo de datos poco convincentes. Así, el relleno de huecos de la estación de Logroño con Pamplona (notablemente más húmeda) le proporciona un generoso máximo (77 mm mayor que el máximo registrado) o, de Córdoba con Ciudad Real, que lleva a la primera a mínimos poco fiables (53,4 mm, ver cuadro 1 y **mapa 11**) y, de ahí, su amplia diferencia entre los datos mínimos de las series (201,3 mm). No obstante, dado que la pauta general sigue siendo el mantenimiento de los valores extremos, pensamos que el relleno, sin ser óptimo, mejora la situación de las series disponibles.

- Las diferencias en los percentiles 3, 50 y 97 entre las series disponibles y rellenadas (mapas 12, 13 y 14) han sido obtenidos tomando a las segundas como minuendos. Así, destacamos a continuación, tanto los valores absolutos resultantes como los signos, positivo o negativo, de dichas operaciones.
- El **mapa 12**, correspondiente a las diferencias en los percentiles 3 entre las series originales y rellenas, muestra variaciones inferiores a 20 mm en la mayor parte del territorio español (74%). La probabilidad 0,03 aumenta en valores absolutos hacia la vertiente septentrional peninsular pues, obviamente, van acompañados de registros pluviométricos mayores. Junto al elevado ajuste entre ambas series, el mapa 12, también presenta isoyetas cerradas en dos estaciones (Cazorla-Nava y Córdoba), originadas por los problemas de relleno de huecos ya comentados anteriormente.

Conforme a los signos, hay un claro predominio de las estaciones positivas frente a

las negativas, ciñéndose éstas en torno a Santiago de Compostela, Córdoba, Sierra de Cazorla y, en menor cuantía, Zaragoza. Evidentemente los valores positivos apuntan a precipitaciones “mínimas probables” (percentil 3) menos rigurosas que las acaecidas a lo largo de las series reales.

- Lo primero que llama la atención al analizar las diferencias en los percentiles 97 de ambas series (**mapa 13**) es el predominio de valores negativos sobre los positivos, de modo que los segundos se originan en torno a las estaciones de Ciudad Real, Cazorla y Comunidad Valenciana. Con ello, las precipitaciones máximas obtenidas mediante la probabilidad 0,97 son ligeramente inferiores en las series rellenadas que en las disponibles. No obstante, las variaciones entre ambas series no suelen superar los 40 mm, salvo en las estaciones de León (-100 mm) o Ciudad Real y Cazorla-Nava (+84 mm y +112 mm respectivamente). En el mapa 13 Santiago de Compostela (con distribución logística) presenta valores muy negativos porque ha sido rellenada con La Coruña, cuya distribución es fuertemente negativa (Weibull) y arrastra a la serie rellenada de Santiago. También se ha registrado idéntico comportamiento en otras distribuciones logísticas (León y Cazorla-Nava), porque la gran centralidad de sus valores incrementa la sensibilidad de los extremos. Los otros valores con mayor desviación (Ciudad Real y Oviedo) se encuentran también en distribuciones Erlang que igualmente presentan cercanía a la centralidad.
- Las diferencias en los percentiles 50 en las dos series (disponible y rellena) son poco significativas lo que invita a considerar válidas las series rellenas. Así, ambos parámetros sólo presentan diferencias superiores a 50 mm anuales en la estación de Cádiz, fácilmente previsible ante la gran cantidad de datos necesarios en el relleno (**mapa 14**). Salvo esta excepción, el 88 % de las estaciones muestran diferencias en el percentil 50 inferiores a 25 mm anuales, cifra que se eleva al 92 % en el caso de la media aritmética. Si estas diferencias absolutas las convertimos en porcentuales respecto de la probabilidad 0,5 de la serie original disponible, las máximas desviaciones se localizan en Cádiz (-14,4%), Izaña (9,4%), Almería (8,2%), Avila (5,9%) y Málaga (5,7%). El resto de estaciones, sin embargo, muestran escasa movilidad en los valores centrales porcentuales (en torno al $\pm 2\%$), por lo que, las series rellenadas resultan, en general, muy poco alteradas respecto a los valores originales de cada estación y, por tanto, aceptables para el análisis estadístico y cartográfico de sus datos.

CONCLUSIONES

A la vista de los resultados aquí analizados, el cálculo de las distribuciones de frecuencia que mejor se ajusten a los datos de precipitación anual de cada estación es especialmente recomendable en regiones semiáridas y sobre todo en las áridas, pues mejora los resultados de la precipitación anual en un $\pm 7,8\%$.

El relleno de huecos en series temporales presenta algunas debilidades metodológicas: una, la necesaria elección de una estación base, por motivos de proximidad geográfica y de relación climática, conlleva que no siempre sea la que presente mayor correlación estadística o viceversa; otra, que las distribuciones de frecuencia en muchas estaciones

muestran valores de χ^2 muy próximas entre sí, por lo que la elección de una u otra daría lugar a ligeras variaciones en sus respectivos percentiles.

Al disponer ahora de series largas de registros pluviométricos parece obligado revisar los valores clásicos que definen los distintos climas españoles; para ello resulta de gran utilidad el cálculo de los tres estadísticos aquí propuestos, percentiles 3, 50 y 97, siempre referidos a las curvas de frecuencia que mejor se ajusten a los datos. Quedarían así, en ambas colas, los valores extraordinarios de cada estación y en los percentiles 3 y 97 los “mínimos probables” y “máximos probables” respectivamente.

Sería conveniente para las estaciones que han presentado datos dudosos (mínimos de Córdoba o de Cuenca, máximos de Granada o de Logroño) poder correlacionarlas con otras estaciones, ya de segundo o tercer orden, pero de mayor proximidad geográfica y mayor relación climática, siempre que los años de muestreo lo permitieran. Obtendríamos, de este modo, una serie de la pluviometría anual española más fiable. También parece razonable pensar que mejoraremos los resultados unificando el período de muestreo en todas las estaciones, pero esta labor requiere previamente la valoración de las series rellenadas, tal y como se refleja en el conjunto de este artículo.

Considerada la Península en su conjunto, esto es, sin detenernos especialmente a comentar las islas de máximos y mínimos, otra de las ventajas ofrecidas por el relleno de las series radica en el recorte de los valores extremos. La mayor parte de las estaciones presenta mayor sensibilidad en los valores altos (P 97) que en los bajos (P 3), debido al predominio de distribuciones con sesgo positivo para las series largas de precipitación anual.

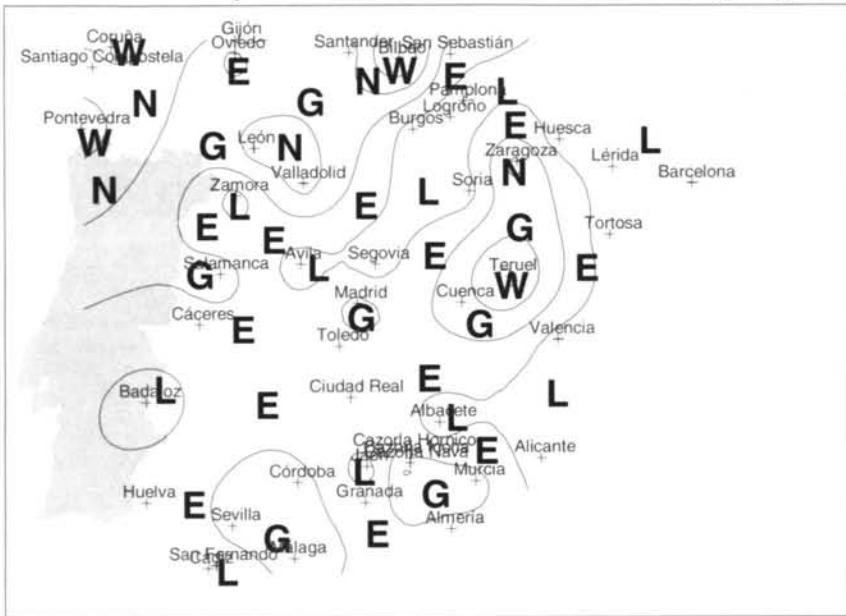
BIBLIOGRAFÍA

- Almarza, C.; López Díaz, J. y Flores Herráez, C. (1996). *Homogeneidad y variabilidad de los registros históricos de precipitación de España*. Ministerio de Medio Ambiente, Serie monografías, Dirección General del Instituto Nacional de Meteorología. Madrid, 318 pp.
- Armstrong, M. (1998): *Basic linear geostatistics*, Nueva York, Springer, 153 pp.
- Biau, G.; Zorita, E.; Storch, H.V. & Wackernagel, H. (1999). Estimation of Precipitation by Kriging in the EOF Space of the Sea Level Pressure Field. *Journal of Climate*, pp. 1070-1085.
- Brooks, C.E. y Carruthers, N. (1953). *Handbooks of Statistical Methods in Meteorology*. Air Ministry, Meteorological Office. London, 406 pp.
- Capel Molina, J.J. (1981): *Los climas de España*. Oikos Tau. S.A. Ed., Barcelona, 429 pp.
- Capel Molina, J.J. (2000): *El clima de la Península Ibérica*. Ariel, Barcelona, 281 pp.
- De Luis Arrillaga, M. (2000). *Estudio espacial y temporal de las tendencias de lluvia en la Comunidad Valenciana (1961-1990)*. Geofoma Ediciones e Instituto Alicantino de Cultura Juan Gil-Albert. Logroño, 112 pp.
- Flohn, H. (1965): Probleme der theoretischen Klimatologie, *Naturwiss. Rdsch*, 18, pp 385-392.
- Godske, C.L. (1966): Statistical approach to climatology, *Archiv für Meteorologie, Geophysik und Bioklimatologie*, Viena, serie B, 14, pp 269-279.

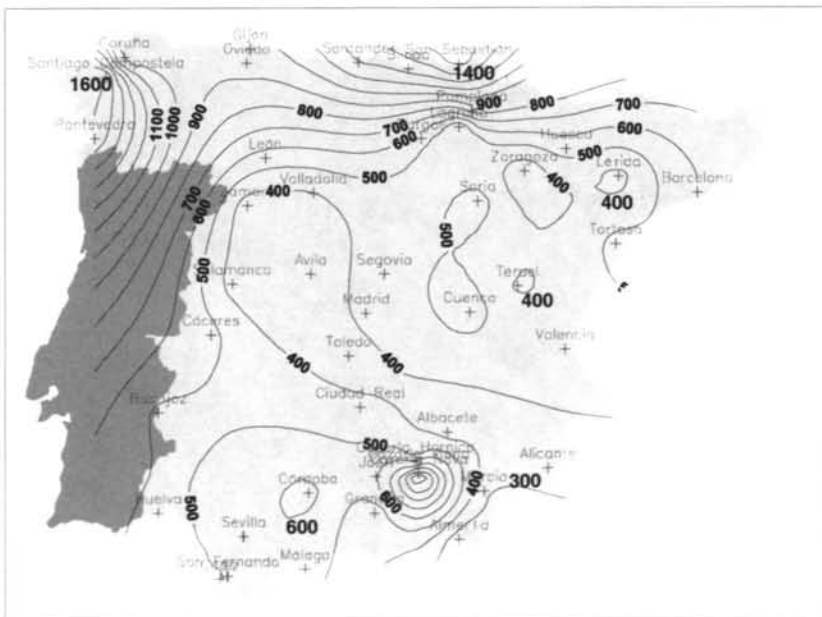
- González Quijano, P.M. (1925): La lluvia en la Península Ibérica durante el quinquenio 1916-1920, con mapa de isoyetas, escala 1:2.500.000, *Revista de Obras Públicas*, Madrid, pp. 24-28.
- González Quijano, P.M. (1946): Mapa pluviométrico de España, CSIC, Instituto “Juan Sebastián Elcano”, Madrid, 574 pp.
- Kunow, P. (1966): El clima de Valencia y Baleares. Diputación Provincial de Valencia, Institución Alfonso El Magnánimo. *Cuadernos de Geografía*, número 2, 239 pp.
- Landsberg, H.E. (Ed) (1985). *Word Survey of Climatology*. Elsevier, Amsterdam, Tomo 1B.
- Lautensach, H. (1971): La precipitación en la península Ibérica, *Notas de meteorología sinóptica*, nº25, S.M.N., Madrid.
- Lettau, H.B. y Lettau, K. (1969): Short wave radiation climatology, *Tellus*, 21, pp 208-222.
- Ogawa, M. (1980): On the use of exponential smoothing for the estimation of climatic elements, en Ikeda S., Suzuki E., Uchida E. y Yoshino M.M. (edit.): *Statistical Climatology. Developments in Atmospheric Science*, nº 13, Elsevier, Amsterdam, pp. 217-228.
- Pérez González, M^a E. y Sanz Donaire, J.J. (2000): Distribuciones estadísticas ajustadas a las series temporales de totales anuales de precipitación española: aspectos geográficos. *Geographicalia*, Zaragoza, 38, 13-31.
- Sanz Donaire, J.J. (1999 a): La climatologie est morte! Vive la climatologie! Reflexiones sobre el cambio climático, *Estudios Geográficos*, tomo LX, nº 236, pp 467-486
- Sanz Donaire, J.J. (1999 b): Variabilidad natural y antropoinducida en el “cambio climático”: caso de la pluviometría de Soria”. En Raso Nadal, J.M. y Martín Vide, J. (Eds): *La climatología en los albores del siglo XXI*. Oikos-Tau, Barcelona, Publicaciones de la A.E.C., Serie A, nº 1, pp. 491-500.
- Sanz Donaire, J.J. (2000 a): New definitions of climate and climatic change, *Bulletin of the Egyptian Geographical Society*, El Cairo, Vol. 73, pp. 127-144.
- Sanz Donaire, J.J. (2000 b): Los totales anuales de precipitación en Egipto y el “cambio climático”, *Anales de Geografía de la Universidad Complutense*, Madrid, nº 20, pp. 309-330.
- Sanz Donaire, J.J. (2001). A propósito del cambio climático: una “nueva” definición de clima. *Libro Homenaje al Profesor García Fernández*, Valladolid, 12 pp.
- Sanz Donaire, J.J. (en prensa): Aleatoriedad de las series instrumentales de precipitación en España: otro caso en el que no se detecta el “cambio climático”, *Estudios Geográficos*, CSIC, Madrid, 25 pp.
- Wackernagel, H. (1995): *Multivariate Geostatistics: an introduction with applications*, Berlín, Springer, 256 pp.

Fecha de recepción: 10 de Enero de 2001. Fecha de aceptación: 14 de Marzo de 2001

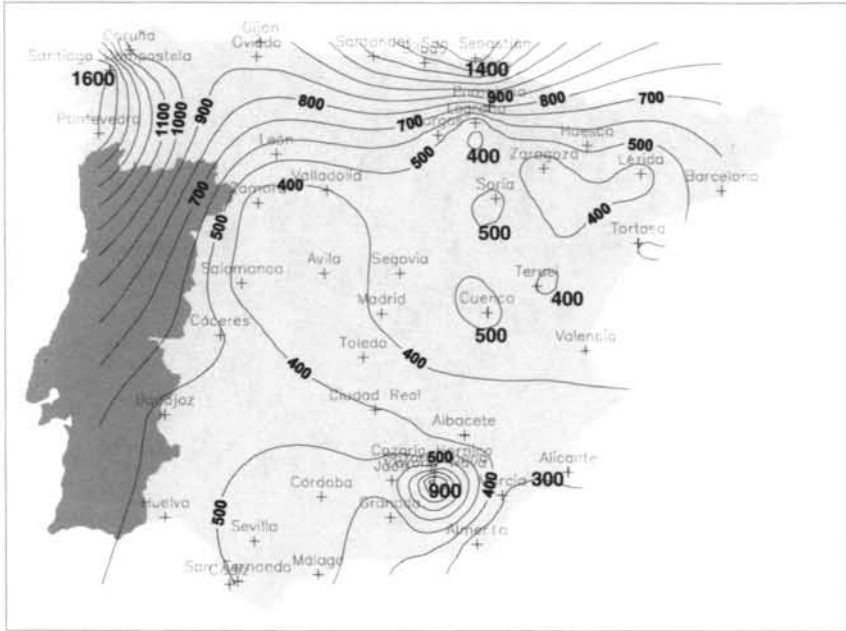
MAPA 1. Tipo de distribución estadística mejor ajustada



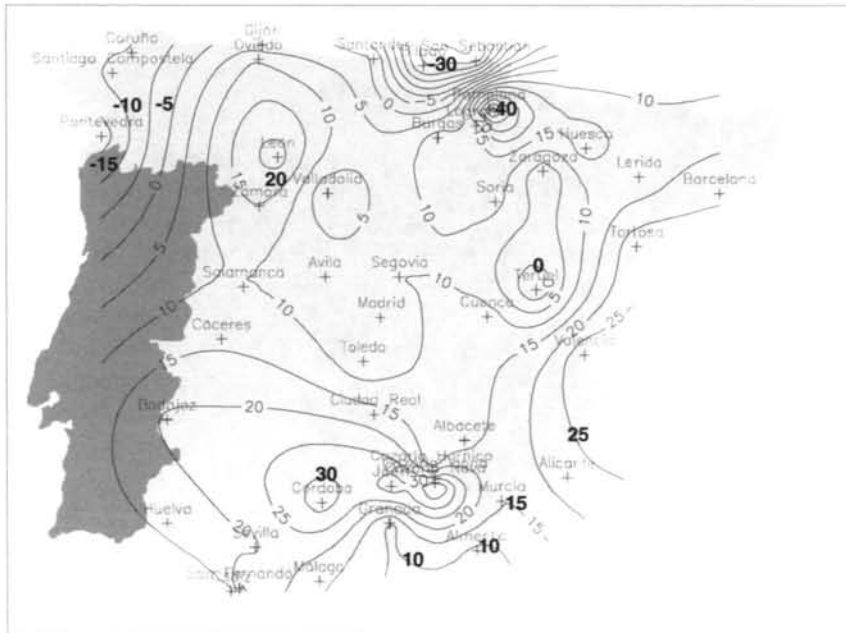
MAPA 2. Precipitaciones medias (con distribución normal)



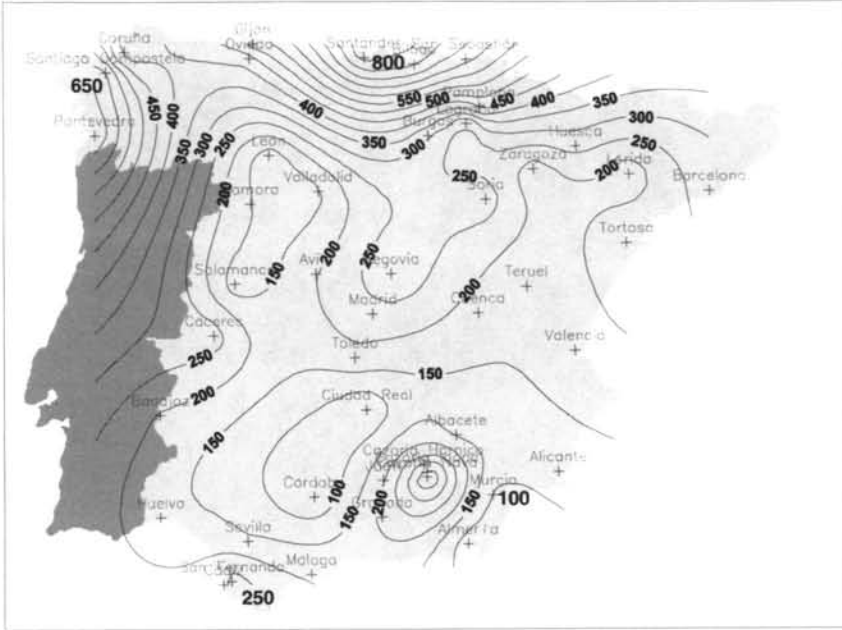
MAPA 3. Precipitaciones medias esperables (P 0,5)



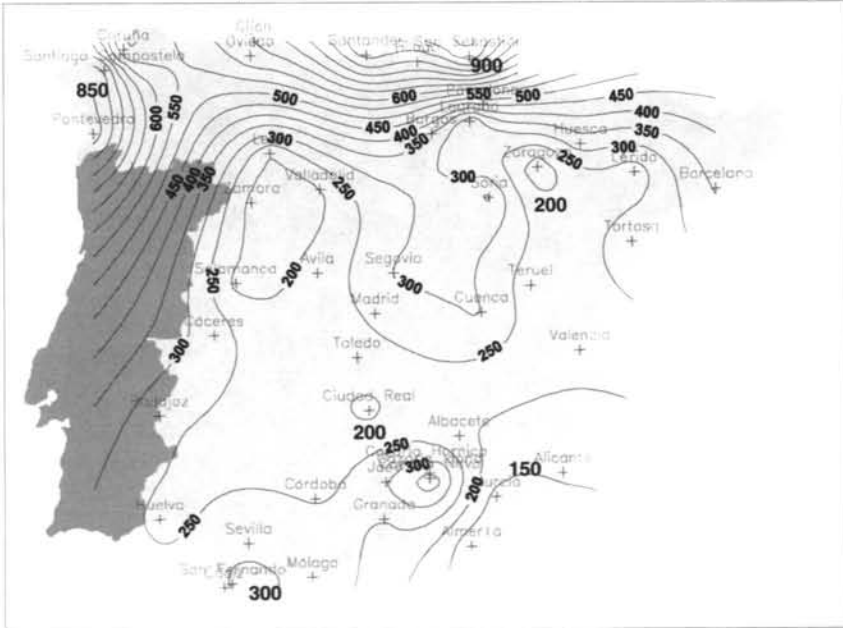
MAPA 4. Diferencia (mm) entre la media (normal) y P 0,5



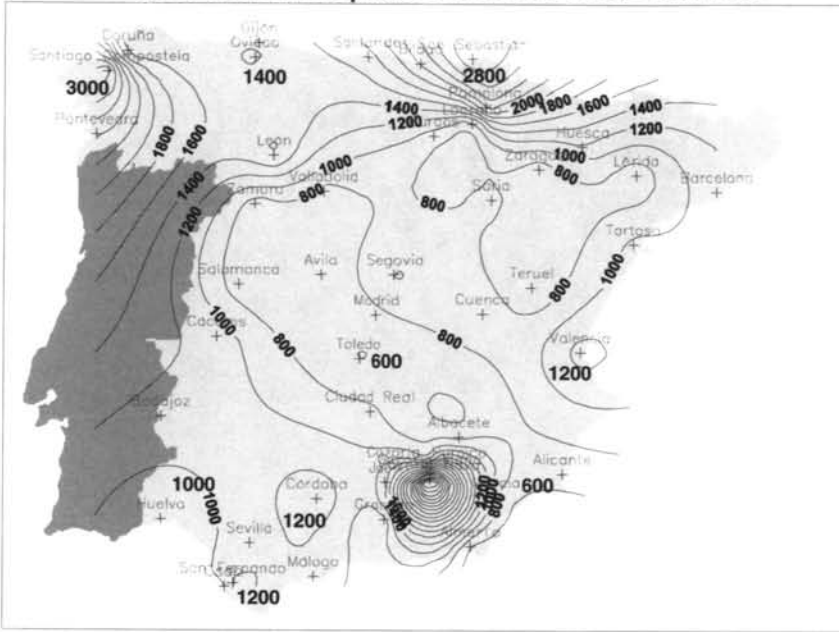
MAPA 5. Precipitaciones mínimas habidas



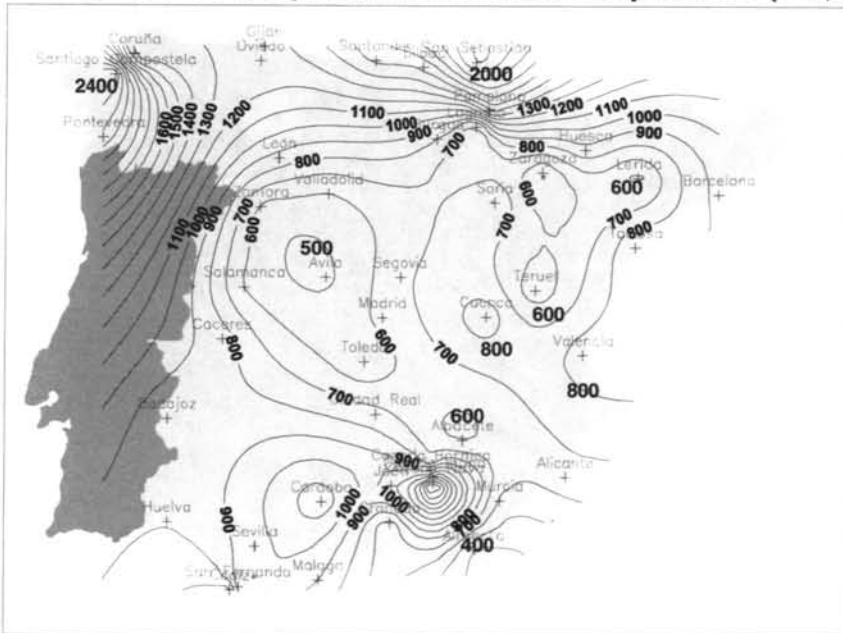
MAPA 6. Precipitaciones mínimas esperables (P 0,03)



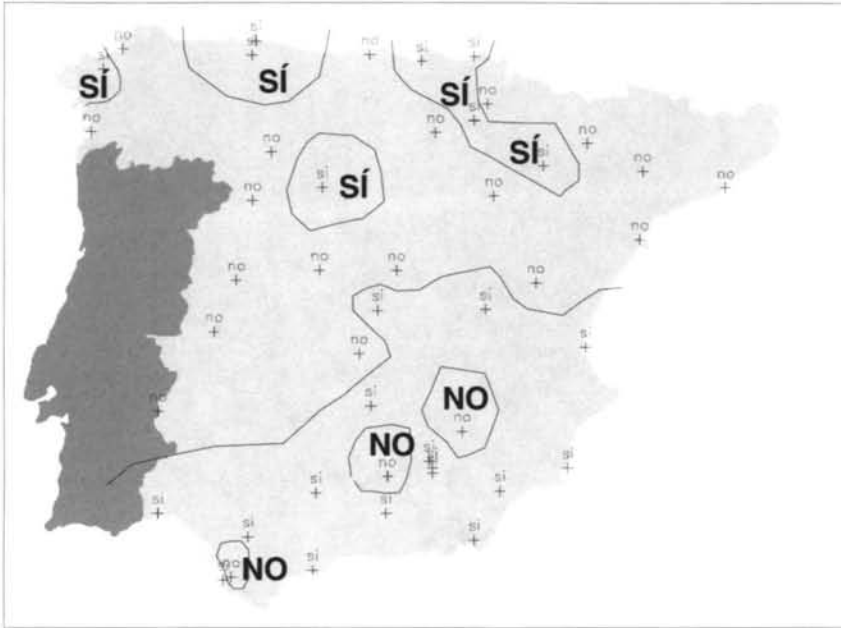
MAPA 7. Precipitaciones máximas habidas



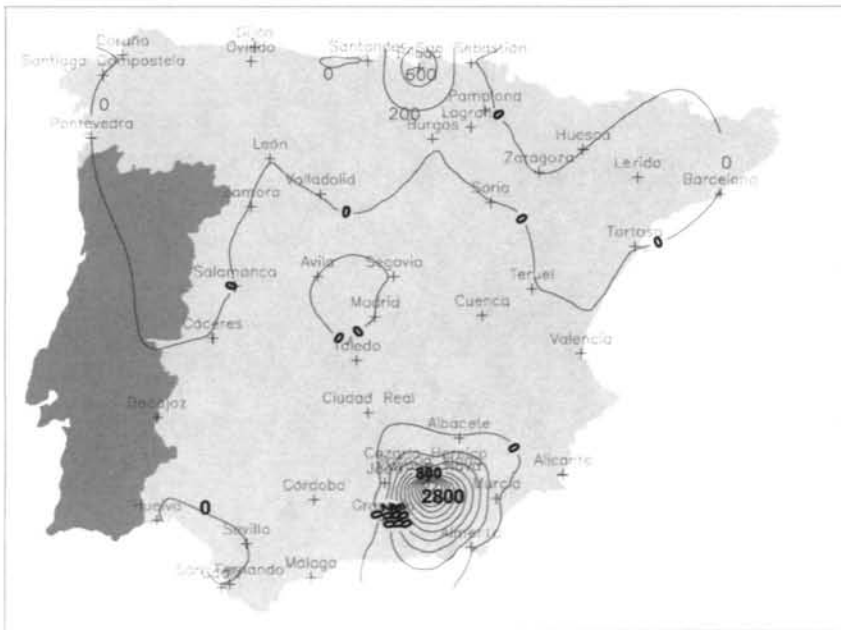
MAPA 8. Precipitaciones máximas esperables (P 0,97)

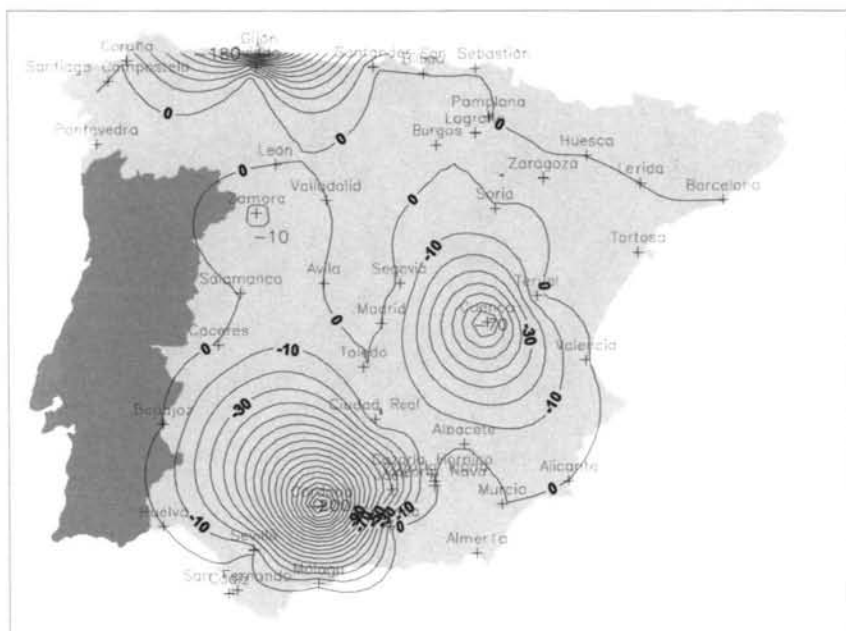
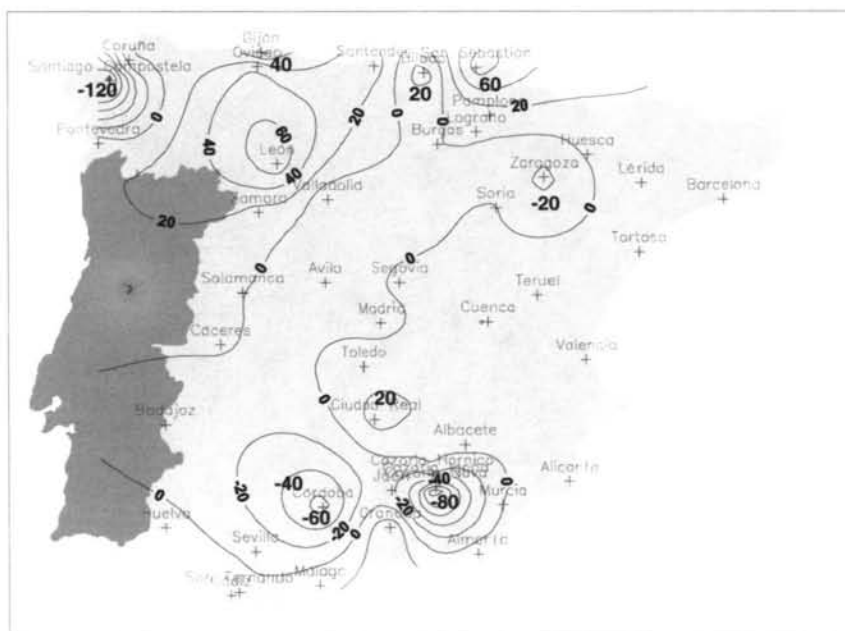


MAPA 9. Cambio en el tipo de distribución

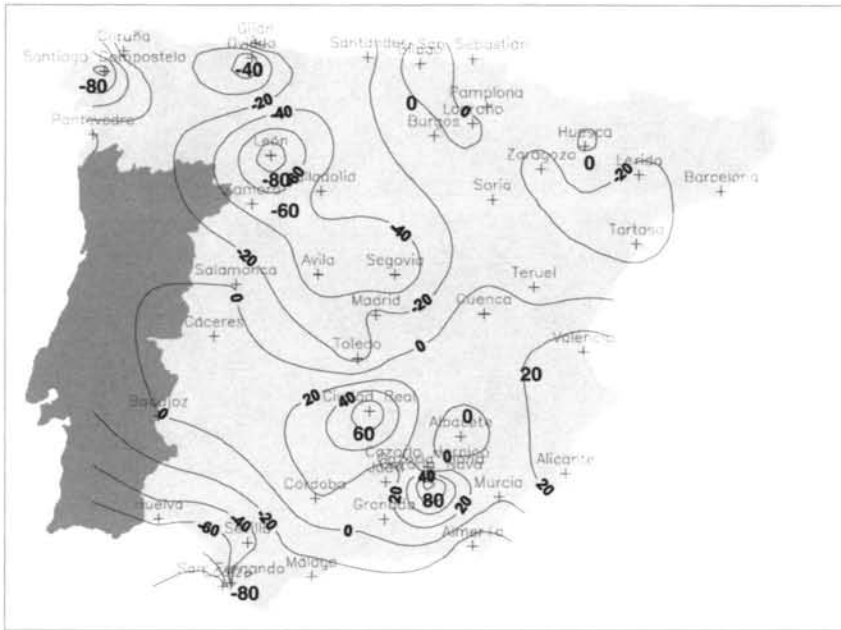


MAPA 10. Diferencia en máximas (series disponible y rellena)



MAPA 11. Diferencia en mínimas (series disponible y rellena)**MAPA 12. Diferencia en los P 0,03 (series disponible y rellena)**

MAPA 13. Diferencia en los P 0,97 (series disponible y rellena)



MAPA 14. Diferencia en los P 0,5 de las series disponible y rellena

