

**ALEATORIEDAD DE LAS SERIES INSTRUMENTALES
DE PRECIPITACIÓN EN ESPAÑA:
OTRO CASO EN EL QUE NO SE DETECTA
EL «CAMBIO CLIMÁTICO»**

POR

JUAN JOSÉ SANZ DONAIRE*

En la actualidad y a tenor de los vientos que soplan en los círculos estudiosos del clima y de la divulgación científica, amplificada por la caja de resonancia de los medios de comunicación, cuando no dirigida por los agentes que determinan los estados de opinión, se está trabajando mucho en el tema del «cambio climático». Y uno de los componentes del repentino interés por el cambio climático que ahora se ve como parte del cambio global —pues también en lo económico y geográfico parece privar la globalización—, es la directriz comunitaria que induce el destino de los fondos para la investigación. Pero, también debe quedar claro, ésta no es sino uno de los instrumentos con los que cuenta la comunidad económica para acrecentar la salida de sus productos, que cumplen con la «normativa» ecológica que evita el caldeoamiento general de la Tierra, pieza fundamental del «cambio climático», en aras de un mayor poderío financiero.

Desde mi perspectiva de geógrafo debo acudir a estudiar los efectos territoriales, o más genéricamente, espaciales de tal cambio, aunque partiendo de la duda científica razonable de que el tal cambio climático exista. Para ello se han elegido en esta ocasión los datos pluviométricos de las series más largas y para un ámbito plurirregional, dado que España tiene parte en diferentes regiones climáticas.

* *A la memoria de mi suegro, el matemático Fernando Hernández Aína.*

Juan José Sanz Donaire. Departamento de Análisis Geográfico Regional y Geografía Física. Universidad Complutense de Madrid.

Uno de los problemas que más aquejan a las series estadísticas de precipitación es la necesidad de demostrar su aleatoriedad, pues de no ser así se podría argumentar que existe cierta tendencia, cierto sentido de cambio, que emparentaría con el tan traído y llevado «cambio climático». En otras ocasiones he intentado abordar el problema del cambio climático desde diferentes atalayas, ya sea comenzando por la negación de que se sepa bien lo que se entiende por clima (Sanz Donaire, 1999b), bien definiendo la noción de clima (Sanz Donaire, 2000 a, Sanz Donaire, 2001a). Tratando con los datos de temperatura de alguna estación secular que — en principio— pudieran tener problemas, se ha puesto de manifiesto que, junto a las posibles variaciones naturales, las antropoinducidas por el cambio de localización del instrumental también desempeñan un papel importante, cuando no decisivo (Sanz Donaire, 1999a). No obstante mantenemos una clara postura de incredulidad al llamado «cambio climático», por múltiples razones, pero fundamentalmente porque los datos que manejamos y los tratamientos a los que los sometemos no pueden inducirnos más que a pensar así (Sanz Donaire, 2000b y 2001c). No obstante, puesto que no estamos empeñados en defender *a priori* ninguna postura, sino comprometidos en la búsqueda de la verdad, se está abierto a cualquier resultado que se pueda obtener de la elaboración de los datos que manejamos. Y ello aunque no lo hagamos desde la óptica de la teoría del caos, pues «cuando analizamos un sistema mediante la teoría del caos, no buscamos un modelo *a priori* que describa la dinámica del sistema, sino estudiar dicha dinámica directamente a partir de los datos» (Castell Balaguer y Bodas Salcedo, 1999, p. 136).

A fin de poner de manifiesto si este cambio climático existe o no —y de ser cierto, qué implicación o distribución espacial posee—, afán en el que estamos trabajando últimamente, se ha realizado algún ensayo de tratamiento de los valores de precipitación de las estaciones españolas que poseen un más largo registro. Los datos están sacados de la publicación del INM (Almarza *et alii*, 1996), con correcciones de los errores que son achacables a la transcripción.

*Medida inicial de la aleatoriedad de las series:
test del sentido del cambio*

Con objeto de esclarecer la aleatoriedad de las series estadísticas se procedió a ver el sentido de cambio de los valores de la precipitación to-

tal anual: se consignó un +1 cuando a un año le seguía una cifra mayor, y se designó con -1 en el caso contrario. La probabilidad de que la cifra de un año se repita el año siguiente, teniendo en cuenta que los valores en su mayoría están expresados en décimas de milímetro, es tan baja, que se desestimó tal posibilidad. Así «sólo» existen dos posibilidades de cambio: en sentido ascendente (+1) o descendente (-1). Esta medida de la aleatoriedad constituye una variante del llamado test de rachas, secuencias o test de Thom (Naya, 1989, p. 197).

La aplicación de este criterio tan sencillo no resultó de tan inmediato resultado, pues fue preciso obviar los datos aislados. Se tiene que desestimar el primer año de la serie, pues se desconoce el valor del año anterior, y es estúpido pensar, como lo haría la aplicación automática del criterio en una hoja de cálculo, que un espacio en blanco equivale a cero milímetros de precipitación. Este hecho se repite en toda ocasión en que «recomienza» la serie, esto es tras cada interrupción. Al propio tiempo es necesario disponer de datos seguidos, por lo que las lagunas de años alternos causan la desestimación de un gran número de datos anuales. Ello implica que, por ejemplo en los casos de las capitales andaluzas, Sevilla necesite una serie desde 1866 a 1883 para un único signo; Jaén lo mismo entre 1868 y 1882, y Granada para el periodo 1865-1881. Finalmente se ha contado el número de cambios positivos y negativos.

Los resultados obtenidos son los siguientes (Cuadro I):

Nótese que se han empleado las siguientes claves en el anterior cuadro: en **negrita** las coincidencias absolutas entre los valores negativos y positivos para una estación; en *cursiva* los que sólo difieren en menos de un 3,5%; en subrayado los que difieren hasta en un 6 %. Es de advertir que en 7 casos de los 50 considerados, esto es, en un 14 %, las cifras de los negativos y positivos coinciden. Pasan el test todas las estaciones menos Pontevedra y también el total, pues los valores positivos y negativos, en este último caso, se hallan entre los números 2.315 y 2.863 correspondientes a la probabilidad del 2,5 y 97,5 % respectivamente. No obstante se ha preferido ofrecer tanto el cuadro completo (Cuadro II) como el mapa de la España peninsular con los porcentajes calculados tomando como referencia el valor menor (Mapa 1).

Los valores de máxima variación no se encuentran ligados a ninguna causa aparente. No existe relación respecto de las regiones climáticas apriorísticas que pudieran establecerse; el caso de la coincidencia en el

CUADRO I

Estacion	+1	-I	Estación	+1	-1	Estación	+1	-1
Albacete	55	33	Gijón	31	34	Salamanca	55	50
Alicante	67	67	Granada	45	40	San Fernando	80	81
Almería	33	37	Huelva	46	37	San Sebastián	53	61
Ávila	32	32	Huesca	60	72	S/C de Tenerife	56	56
Badajoz	61	52	Izaña	39	39	Santander	43	39
Barcelona	75	66	Jaén	50	51	Stgo. Compostela	61	59
Bilbao	50	47	León	36	40	Segovia	35	36
Burgos	60	64	Lérida	40	29	Sevilla	55	55
Cáceres	42	44	Logroño	37	43	Soria	68	60
Cádiz	21	18	Madrid	71	68	Teruel	38	34
Cazorla Hornico	39	43	Mahón	54	46	Toledo	40	39
Cazorla Icona	43	49	Málaga	46	41	Tortosa	56	58
Cazorla Nava S. P.	41	31	Murcia	63	61	Valencia	58	70
Ciudad Real	45	59	Oviedo	62	48	Valladolid	65	63
Córdoba	47	54	Palma de Mallorca	62	68	Zamora	35	31
Coruña	60	53	Pamplona	50	50	Zaragoza	52	70
Cuenca	38	38	Pontevedra	38	27	TOTAL	2.489	2.463

número de signos de Santa Cruz de Tenerife e Izaña bien pudiera ser una casualidad, dado que los restantes observatorios en los que se produce, están tan alejados de los canarios como entre sí: Alicante, Ávila, Pamplona, Sevilla o Cuenca. No existe tampoco clara relación entre la longitud de la serie estadística y la variabilidad, aunque es de destacar que tanto el valor total como el de la serie más larga, la de San Fernando de Cádiz, destacan por lo reducido. Pero los valores de coincidencia entre signos están localizados en series más o menos largas. Los máximos porcentajes de variación se localizan en Lérida y Zaragoza, como si la Cuenca del Ebro pudiera influir en ello, aunque en sus alrededores, como Pamplona, la diferencia se anule, y en Logroño el valor sea intermedio. Cazorla Nava de San Pedro tiene cifras recogidas que casi no son creíbles, por lo que su variabilidad porcentual es elevada, aunque el récord lo registre Pontevedra. Ya en otros tratamientos estadísticos ofrece Pontevedra ciertas anomalías lo que parece ponerse de manifiesto, al menos, por la localización en un área de transición de dos climas: el mediterráneo y el atlántico.

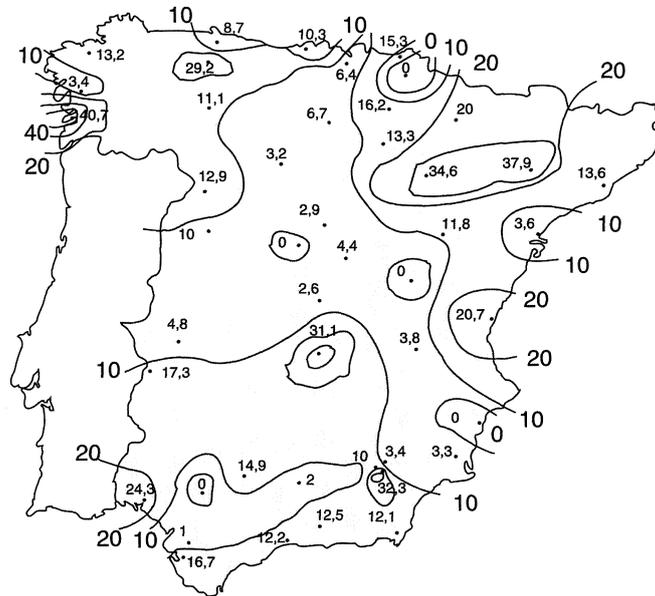
Pero lo más destacado del análisis espacial (Mapa 1) es la existencia de enclaves territoriales, que llegan hasta la cifra de 13 para las 46 estaciones peninsulares, luego a un 28,3 % de los casos. Esta ausencia de pau-

ALEATORIEDAD DE LAS SERIES INSTRUMENTALES DE PRECIPITACIÓN...

CUADRO II:

Estacion	Respecto del mayor	Respecto del menor	Total años de la serie
Albacete	3,6	3,8	116
Alicante	0,0	0,0	137
Almería	10,8	12,1	76
Ávila	0,0	0,0	68
Badajoz	14,8	17,3	119
Barcelona	12,0	13,6	143
Bilbao	6,0	6,4	102
Burgos	6,3	6,7	129
Cáceres	4,5	4,8	92
Cádiz	14,3	16,7	41
Cazorla Hornico	9,3	10,3	183
Cazorla Icona	12,2	14,0	195
Cazorla Nava S. P.	24,4	32,3	76
Ciudad Real	23,7	31,1	109
Córdoba	13,0	14,9	101
Coruña	11,7	13,2	116
Cuenca	0,0	0,0	80
Gijón	8,8	9,7	68
Granada	11,1	12,5	95
Huelva	19,6	24,3	88
Huesca	16,7	20,0	133
Izaña	0,0	0,0	79
Jaén	2,0	2,0	109
León	10,0	11,1	83
Lérida	27,5	37,9	74
Logroño	14,0	16,2	87
Madrid	4,2	4,4	144
Mahón	14,8	17,4	112
Málaga	10,9	12,2	96
Murcia	3,2	3,3	129
Oviedo	22,6	29,2	118
Palma de Mallorca	8,8	9,7	131
Pamplona	0,0	0,0	105
Pontevedra	28,9	40,7	71
Salamanca	9,1	10,0	116
San Fernando	1,2	1,3	169
San Sebastián	13,1	15,1	116
S/C de Tenerife	0,0	0,0	117
Santander	9,3	10,3	83
Stgo. Compostela	3,3	3,4	124
Segovia	2,8	2,9	81
Sevilla	0,0	0,0	120
Soria	11,8	13,3	131
Teruel	10,5	11,8	79
Toledo	2,5	2,6	83
Tortosa	3,4	3,6	115
Valencia	17,1	20,7	131
Valladolid	3,1	3,2	132
Zamora	11,4	12,9	75
Zaragoza	25,7	34,6	127
TOTAL	1,0	1,1	—

Estudios Geográficos, LXIV, 250, 2003

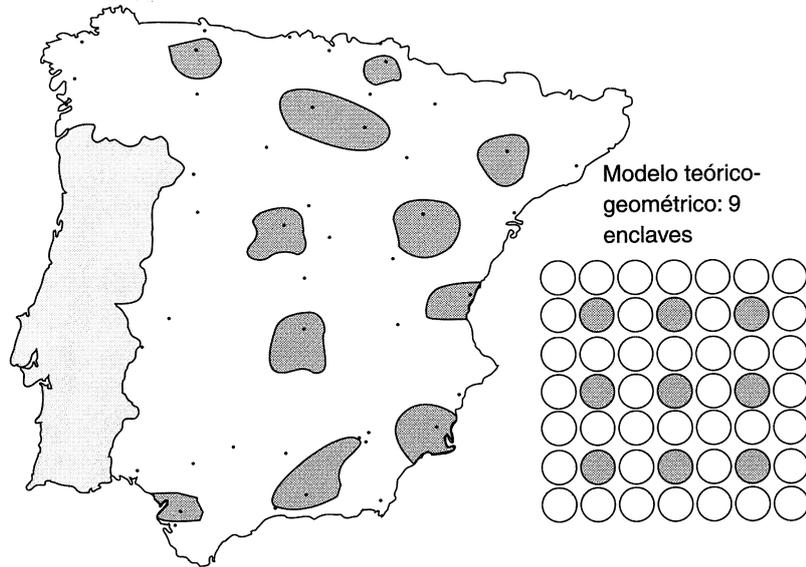


MAPA 1.—Máxima variabilidad.

tas espaciales definidas ha de interpretarse como una prueba más, esta vez geográfica, de la aleatoriedad de los valores: ésta es la sugerencia del modelo polinucleico. Los casos insulares denotan homogeneidad a esta escala de análisis.

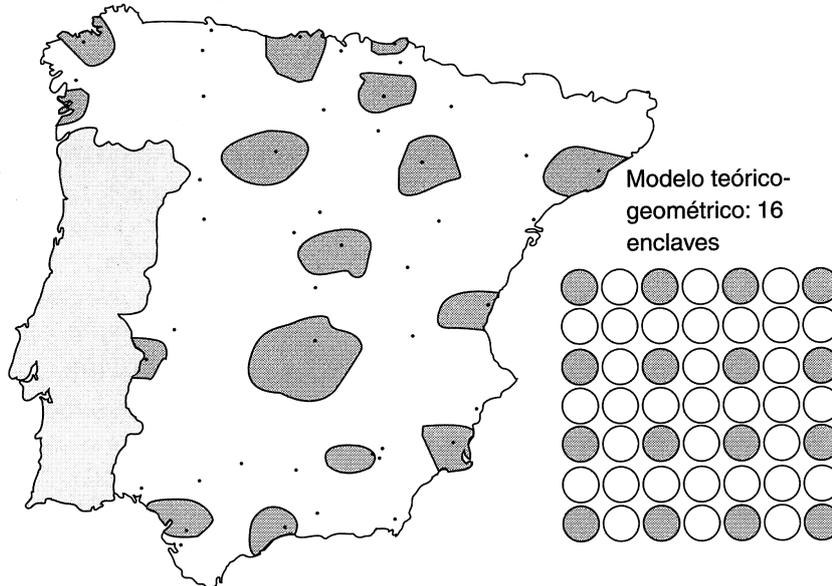
Con el fin de poner de manifiesto la importancia de la representación espacial para demostrar la aleatoriedad, se ha procedido igualmente a la construcción de unos gráficos a) teórico-geométricos y b) teórico-geográficos. En el primer caso se parte de la figuración más abstracta de que las 46 estaciones peninsulares podrían representarse muy esquemáticamente por un total de 7×7 (49) círculos a los que se ha asignado colores (oscuro y claro) según sus dos posibilidades. El modelo 1 parte de la base de que una estación para estar diferenciada de sus inmediatas debe estar rodeada por estaciones de signo contrario. Mediante esta argumentación se alcanzan dos soluciones (Mapas 2 y 3), con 9 y 16 enclaves teóricos. En el modelo 2 (Mapa 4) se ha partido de la premisa de que las estaciones van a variar respecto de las inmediatas con el fin de expresar el máximo desorden, la máxima entropía o máxima aleatoriedad posible, respecto del cual comparar el resultado de los datos reales.

Modelo teórico-geográfico: 11 enclaves



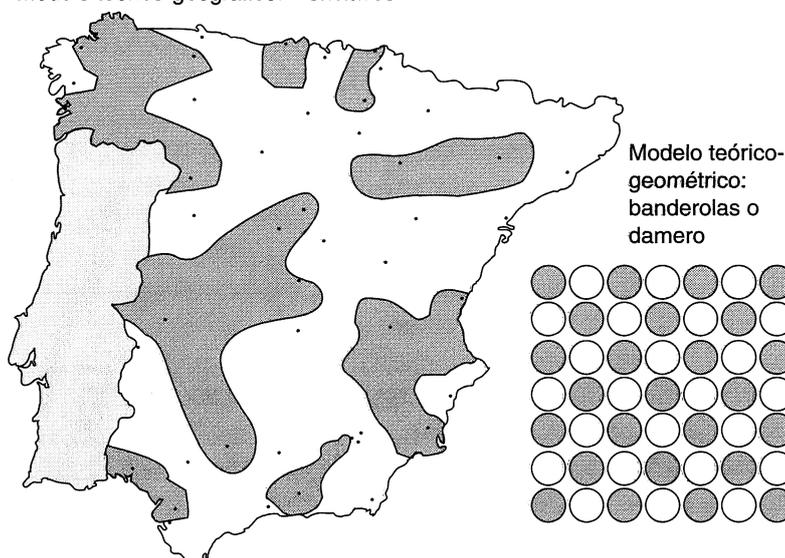
MAPA 2.—Modelo 1A.

Modelo teórico-geográfico: 16 enclaves



MAPA 3.—Modelo 1B.

Modelo teórico-geográfico: 7 enclaves



MAPA 4.—Modelo 2.

El modelo teórico-geográfico es una aproximación de aplicación del modelo teórico-geométrico a la realidad de la posición de las estaciones pluviométricas españolas, contabilizándose, por lo general, un menor número de enclaves que en el modelo geométrico ideal.

El contraste de los 13 enclaves reales con los 16 hipotéticos del modelo 1B, el que arroja un más alto valor de enclavamiento, creo que sugiere la aleatoriedad geográfica de los datos (81,25 %).

Por otra parte, la variación total entre los signos positivos y los negativos es tan reducida que se puede afirmar que no es estadísticamente significativa la diferencia, luego la variación es aleatoria. He aquí una prueba más de la ausencia de tendencia en la serie, o lo que es lo mismo, de la imposibilidad de hablar de cambio climático con estos datos y tras esta prueba.

Estudio de las secuencias isotropas de precipitación como medida complementaria de la aleatoriedad

Otro aspecto a considerar en el trabajo que ahora realizamos es la continuidad de los cambios en el tiempo. Imaginemos que a un año le sigue otro más lluvioso; en el tratamiento anterior, el cambio vendría especi-

ficado por un signo positivo (+1); si a este segundo año le sigue un tercero de igual signo podrían acumularse los signos para dar rachas o períodos de igual cambio o isótopos (+2, +3, etc.). Y, de semejante modo, las rachas de descenso de la precipitación quedarían como: -1, -2, -3, -4, etc.

Como en el apartado anterior, se puede considerar que la probabilidad de que se repita exactamente el mismo valor en dos años consecutivos es tan extremadamente baja que es despreciable por imposible. Ello implica que sólo existen dos soluciones «posibles». La probabilidad de que al año siguiente el cambio sea en sentido contrario es de 1/2, luego 0,5; la probabilidad de que en una segunda ocasión se reproduzca el mismo cambio es de 1/2 * 1/2, luego 0,25; como se sabe se cumple la ley general, cuando el número de veces en que se realiza el estudio es suficientemente alto (en nuestro caso hay 4.952 sucesos), de que para que un suceso se repita *n* veces seguidas¹:

$$p(A) + p(A) + p(A) + \dots + = \left(\frac{1}{2}\right)^n$$

Existe, pues, una probabilidad de que se repita 2 veces de 0,25, 3 veces 0,125, 4 veces 0,0625, 5 veces 0,03125 y 6 veces 0,015625. Dicha probabilidad es tan baja que sólo se ha producido en dos casos, aunque, acorde con las estimaciones de cálculo, en el conjunto de las casi 5.000 observaciones debiera haberse producido en 7,5 ocasiones. Ello no es así por la razón expuesta más arriba de que han de desecharse numerosos casos en cuanto que no exista continuidad en los datos pluviométricos originales. Efectivamente el número de rachas medidas es de 3.248 a las que sí se ajusta la cifra de 2 máximos valores, uno para +6 y otro para -6. Recuérdese que ya en la Biblia se habla de las hambrunas de 7 años, que debemos entender como años secos (Gn 41, los sueños del Faraón que interpretará José), valor que, independientemente de la interpretación cabalística y contextual, cultural², puede tomarse de modo literal.

¹ La expresión «matemática» que a continuación se inserta quiere poner de manifiesto en el primer miembro que se trata de la agregación de probabilidades, aunque el operador que se haya de aplicar sea de multiplicación.

² Como se sabe es frecuente que el número siete tenga interpretaciones muy variadas; es el número de aberturas de la cabeza del ser humano, el número de días de la semana, que multiplicado por cuatro da origen a los meses lunares, etc. En el judaísmo tiene un sentido místico sagrado. A menudo se pone en vez de «muchos», como utilizaríamos nosotros hoy el numeral «mil» o «millón» ... (cf. Gn 5,15,24; 7,2,4; 8,10; 21,28; 29,18; 31,23; 33,3; 46,25; 50,10; Ex 2,16; 7,25; 12,15,19; 13,6; 22,29; 23,14; 25,37, etc.)

De todas las 50 estaciones estudiadas puede afirmarse que nunca se han superado los seis años seguidos con precipitaciones descendentes ni ascendentes, independientemente de su cuantía. También se debe citar que estas últimas cifras sólo se han alcanzado en sendas ocasiones en Oviedo y San Sebastián respectivamente, dado que tienen una probabilidad de aparecer del 1,5 por mil. Los resultados obtenidos en forma de cuadro resumen son los siguientes (Cuadro III).

Como se aprecia en el cuadro III las rachas de signo negativo y positivo casi están igualadas, pues apenas presentan diferencia respecto del valor medio esperable, que sería de 1624: la diferencia respecto de los valores reales es de ± 5 , repartidos alícuotamente a ambos lados del valor medio, lo que no significa sino un 3 por mil de variación. Por ello, una vez más, puede afirmarse que los valores pluviométricos se comportan aleatoriamente, o lo que es lo mismo, no muestran ninguna tendencia clara: las diferencias en un sentido y en otro se compensan, por lo que podemos decir que tratamos con sistemas que se autorregulan (Sanz Donaire, 2000b). También cabría pensar en que cierta «voluntad» superior y externa al sistema sea capaz de regular este sistema que, probablemente, constituiría un subsistema dentro del supersistema externo.

Otros tests de aleatoriedad

Igualmente se sometieron las estaciones a tres tests de aleatoriedad que son los siguientes:

1) recuento del número de valores que quedan por encima y por debajo de la mediana, a veces denominado test de Thom (Almarza y López, 1996); no se tienen en cuenta los valores que igualen a la mediana; es un test sensible a la tendencia de los datos, pues se ha de descartar la correlación serial. Si el estadístico es grande, esto es, cuando $p < 0,05$, se puede sacar en conclusión que los valores se presentan en la serie temporal de modo aleatorio;

2) casos en que asciende o desciende la serie respecto del valor anterior. Es el mismo que ya se utilizó como medida inicial de la aleatoriedad: es un test especialmente sensible a los ciclos de largo plazo. Como en el caso anterior, si $p < 0,05$, no es aleatorio;

ALEATORIEDAD DE LAS SERIES INSTRUMENTALES DE PRECIPITACIÓN...

CUADRO III

Estación	-6	-5	-4	-3	-2	-1	+1	+2	+3	+4	+5	+6
Albacete	0	0	0	1	13	24	24	11	3	0	0	0
Alicante	0	0	0	4	15	25	27	15	2	1	0	0
Almería	0	0	1	0	12	9	16	3	2	0	1	0
Ávila	0	1	0	2	4	13	9	7	3	0	0	0
Badajoz	0	0	0	1	9	31	22	13	3	1	0	0
Barcelona	0	0	0	4	14	26	20	17	7	0	0	0
Bilbao	0	1	0	1	9	21	19	11	3	0	0	0
Burgos	0	0	1	2	17	20	22	10	6	0	0	0
Cáceres	0	0	1	5	8	9	16	3	4	2	0	0
Cádiz	0	0	0	1	3	9	8	3	1	1	0	0
Cazorla Hornico	0	0	0	6	8	9	15	2	4	2	0	0
Cazorla Icona	0	0	1	3	10	16	16	12	1	0	0	0
Cazorla Nava S. P.	0	0	1	1	5	14	11	8	2	2	0	0
Ciudad Real	0	0	2	6	8	17	20	8	3	0	0	0
Córdoba	0	0	3	3	7	19	19	11	2	0	0	0
Coruña	0	0	1	2	10	23	20	14	1	1	1	0
Cuenca	0	0	0	3	7	15	13	8	3	0	0	0
Gijón	0	0	1	3	5	11	12	5	3	0	0	0
Granada	0	0	1	0	11	14	15	10	2	1	0	0
Huelva	0	0	0	1	6	22	20	6	2	2	0	0
Huesca	0	0	1	6	14	22	27	12	3	0	0	0
Izaña	0	0	1	3	5	16	16	5	3	1	0	0
Jaén	0	0	0	4	8	23	17	12	3	0	0	0
León	0	0	1	2	9	12	12	9	2	0	0	0
Lérida	0	0	0	3	1	18	9	11	3	0	0	0
Logroño	0	0	0	4	8	15	19	9	0	0	0	0
Madrid	0	0	3	1	10	33	26	18	3	0	0	0
Mahón	0	0	0	1	10	23	22	11	2	1	0	0
Málaga	0	0	0	0	8	25	20	10	2	0	0	0
Murcia	0	0	0	3	12	28	28	10	5	0	0	0
Oviedo	0	0	1	1	10	21	17	12	5	0	0	1
Palma de Mallorca	0	1	0	6	11	23	25	12	3	1	0	0
Pamplona	0	0	2	1	9	21	16	11	4	0	0	0
Pontevedra	0	0	0	1	3	18	10	11	2	0	0	0
Salamanca	0	0	1	5	7	17	20	8	1	4	0	0
San Fernando	0	0	1	3	16	36	34	12	6	1	0	0
San Sebastián	1	0	0	4	9	25	28	9	1	1	0	0
S/C de Tenerife	0	0	2	3	6	27	21	14	1	1	0	0
Santander	0	0	0	1	7	22	21	8	2	0	0	0
Stgo. Compostela	0	0	0	3	13	24	25	14	0	2	0	0
Segovia	0	0	1	2	9	8	10	8	3	0	0	0
Sevilla	0	0	0	2	13	23	13	2	0	0	0	0
Soria	0	0	0	4	11	26	20	13	6	1	0	0
Teruel	0	0	0	1	7	17	16	9	0	1	0	0
Toledo	0	0	1	3	4	18	12	11	2	0	0	0
Tortosa	0	0	0	1	16	26	27	10	3	0	0	0
Valencia	0	1	1	1	18	22	25	15	1	0	0	0
Valladolid	0	0	0	3	14	26	24	12	3	2	0	0
Zamora	0	0	1	0	7	13	7	6	4	1	0	0
Zaragoza	0	0	2	5	12	23	31	9	1	0	0	0
RECuento	1	4	32	126	468	998	952	501	133	30	2	1
SUBTOTALES				1.629					1.619			
TOTAL						3.248						

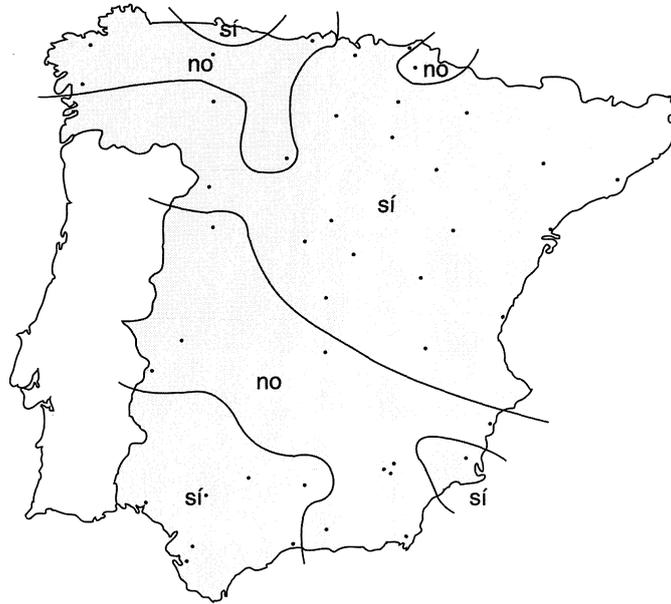
3) test de Box-Pierce: que determina si la autocorrelación es igual a 0. Se basa en la suma de los cuadrados de las primeras autocorrelaciones. Como en los casos anteriores, si el estadístico del test es grande, con $p < 0,05$, la autocorrelación no existe.

Nota: se necesitan, como mínimo 6 observaciones para poder llevar a cabo los tests.

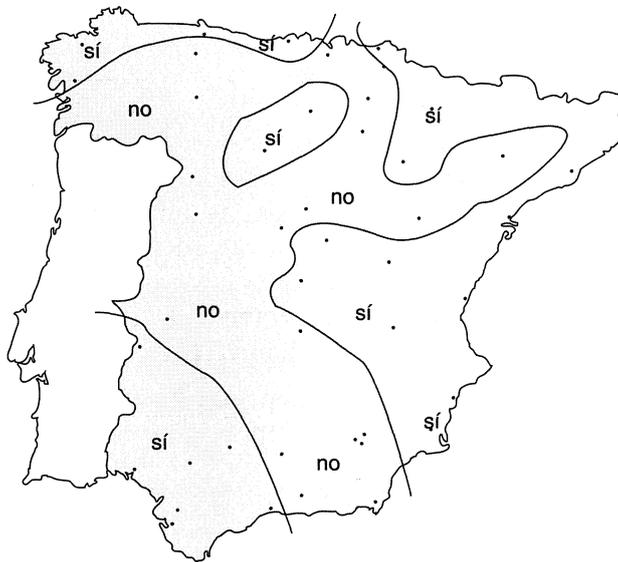
Los resultados de la plasmación espacial de los tests aprobados se hace en los Mapas 5 a 7. El Mapa 5 muestra una falta de tendencia espacial: los datos del **sí** y del **no** se distribuyen con ausencia de pautas. Lo mismo se puede afirmar del Mapa 6. Pero el número 7 ya presenta cuatro enclaves, que ponen de manifiesto que no existe tendencia por proximidad territorial. Finalmente el resultado de la combinación de los tres tests de aleatoriedad empleados debe interpretarse como sigue (Mapa 8): 0 si pasa todos los tests, y el valor negativo acumula los tests que no pasa. El resultado final alcanza hasta los 12 enclaves (75 %), por lo que se justifica espacialmente la ausencia de pautas. Una vez más esta técnica espacial viene en ayuda de la interpretación aleatoria.

Sobre el concepto de aleatoriedad

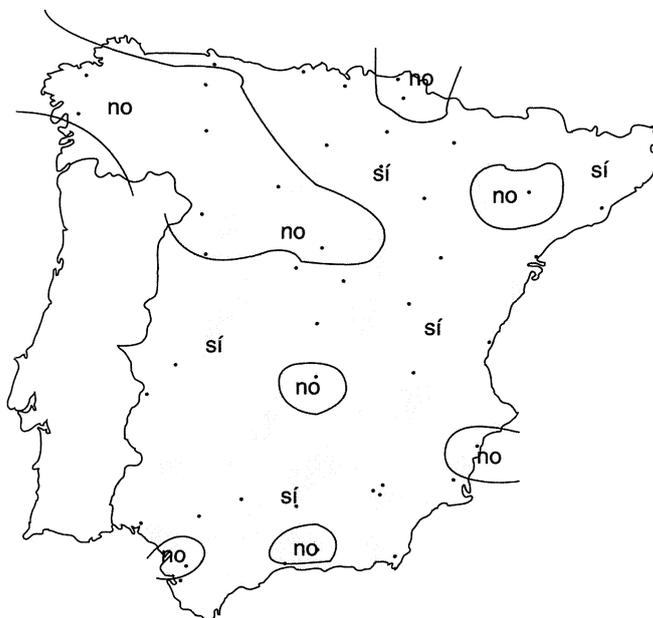
Personalmente pienso que resulta difícil de imaginar que un sistema se comporte aleatoriamente. Famosa se hizo la frase de que «Dios juega a los dados», cuando la aleatoriedad se impuso como explicación de muchos de los procesos de la naturaleza. Este pensamiento debiera hacernos reflexionar más sobre ciertos aspectos: la aleatoriedad es tanto como decir que existen tal cantidad de condicionantes en un proceso que no se puede predecir: ello implica que la «vieja» noción de ciencia, como conjunto estructurado y ordenado de saberes o conocimientos capaz de predecir comportamientos futuros no es ya posible. Equivale a decir que el ser humano tiene que admitir su fracaso ante la complejidad de la naturaleza. Y toda ciencia no ha sido sino, aplicando el reduccionismo o la capacidad analítica, la separación de los componentes para, desde ellos, recomponer la realidad, comprendiéndola, y utilizándola en beneficio propio. Si hemos de aceptar que el sistema se autorregula, ello implica, en definitiva, nuestra imposibilidad para actuar sin que con ello se eviten los indeseados o indeseables inconvenientes de nuestras acciones.



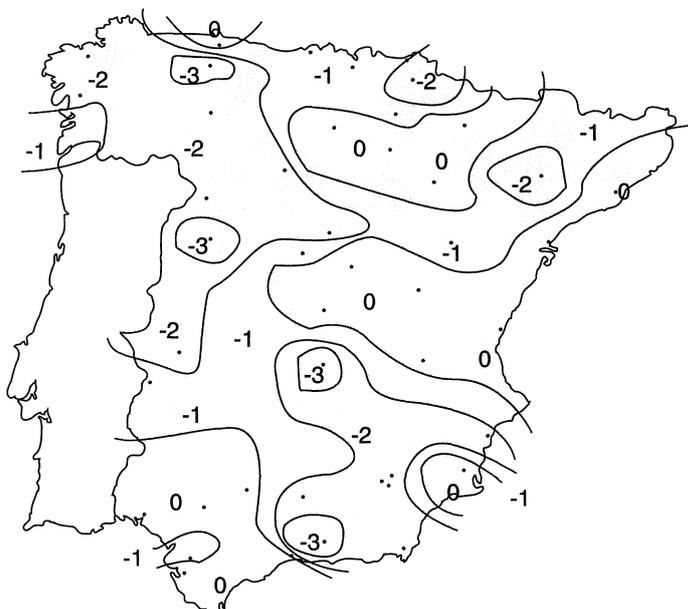
MAPA 5.—*Test 1 de aleatoriedad.*



MAPA 6.—*Test 2 de aleatoriedad.*



MAPA 7.—*Test 3 de aleatoriedad.*



MAPA 8.—*Resultado de 3 tests de aleatoriedad.*

A idénticas conclusiones llego si me aproximo a la realidad desde el campo lingüístico, del que he dado pruebas de mi proximidad y especial predilección (Sanz Donaire, 1 999c; Sanz Donaire, 1 999d; Sanz Donaire, 2001 b). «Aleatorio» implica que sea la suerte (*alea* en latín, que significa el juego de los dados, y por ende la suerte (de Miguel, 1867)) la responsable de los procesos; tampoco gano en precisión si me aproximo desde el vocablo culto de origen griego: estocástico. Efectivamente éste proviene de στόχος, que en griego clásico (Pabón y Echauri, 1964; Sebastián Yarza, 1972; Glare, 1982) significaba «el fin al que se tiende», y en griego moderno «el blanco», «el objetivo», «la diana», «el fin», «la finalidad», etc. (Buzulaku, *et alii*, 1996). También existe el adjetivo correspondiente στοχαστικός, aunque con diferente matiz en el idioma clásico, donde significa «que apunta bien», «sagaz», «listo» y en el moderno en que viene a ser «pensativo», «reflexivo». Estas reflexiones no deben interpretarse como disgresiones sino como una firme voluntad de aproximarse a la realidad última, el significado primigenio, original, esto es, desde el origen, que no estrafalario y curioso. Estocástico significa que apunta bien luego está implícito en su sentido la voluntad de alcanzar un fin, con una muy fuerte carga teleológica: y esto implicaría una «voluntad» de apuntar.

Recogiendo la idea primitiva de lo estocástico y la pluviometría, ¿debe pensarse que cuando llueve lo hace con un cierto fin? ¿debe entenderse que, si un año llueve menos, el próximo habrá de tender a compensar su falta? Es incluso discutible que sea el año la unidad de medida del tiempo para el tiempo atmosférico. Si así lo hacemos estamos partiendo de la base de que el Sol, aunque externo al sistema atmosférico terrestre, es uno de sus motores y, por lo tanto, podría estar relacionado con la pluviosidad. Volveríamos con ello a las teorías astronómicas para explicar la localización y el bamboleo anual de la convergencia intertropical a tenor de los movimientos de rotación y de translación terráqueos, y de sus resultas, en combinación con la distribución de tierras y mares en el globo, así como de la localidad de las máximas altitudes y profundidades, la distribución espacial y temporal de los centros de acción y por ende de los fenómenos termopluviométricos en la Tierra.

Se ha solido explicar la ley de distribución de errores por casualidad, esto es aleatoriamente, mediante la campana de Gauss. Y se construyó la máquina de Galton con el fin de demostrar la misma distribución aleatoria (Figura 1). Pero en la construcción de tal artefacto los clavos que permiten

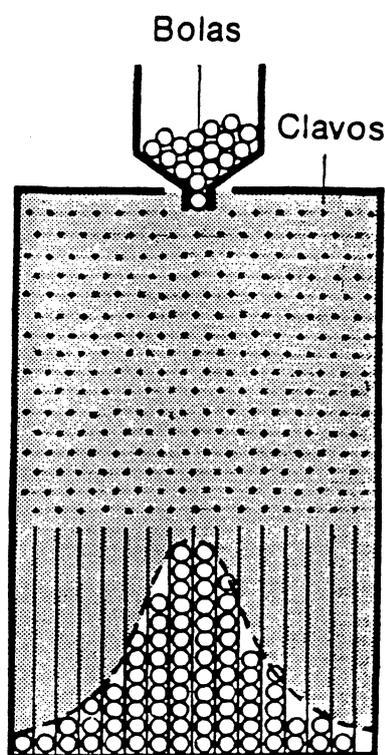


FIG 1.

la deriva de las bolas están situados a intervalos regulares (lo que no tiene nada que ver con la aleatoriedad, sino todo lo contrario, con el orden) en filas alternantes en las que los espacios libres de una fila son interceptados por la fila posterior, de tal modo que a toda bola se le obliga en cada paso a desviarse mediante dicotomías continuas. ¿Puede esto considerarse aleatorio? 1.º en la máquina las bolas son dejadas caer desde un recipiente centrado; esto significa que ya comenzamos imponiendo un punto inicial sin haberlo tomado al azar, aleatoriamente; 2.º las bolas se han de ir distribuyendo en cambios obligados durante una parte de su trayecto, hasta que 3.º se considera que deben caer por pasillos hasta su localización definitiva. ¿Por qué construir así la máquina? ¿No sería más fácil o conveniente imaginar el vuelco de un azucarero o la caída de los granos de arena en un reloj, esto es, sin impedimentos, de tal modo que la

libertad de los granos fuera total? En este último caso, esta libertad, a pesar de lo que se acaba de afirmar, no es «total», sino que la caída de los granos anteriores se hace notar en las oportunidades de localización de los granos posteriores. Para poder paliar en parte esto en la máquina de Galton se enfilan o encallejonan las bolas en el tramo final.

Mi pregunta sigue siendo si el mecanismo de precipitación es como una máquina de Galton, en cuanto que la masa hídrica es obligada a descender desde una tobera localizada en un único lugar. Ya en otro lugar y para las temperaturas sorianas (Sanz Donaire, 1999a) se ha descrito una bimodalidad, lo que implicaría que la «tobera térmica» parece ocupar habitualmente una posición, aunque puede cambiar a otra en algunas ocasiones (¿situaciones anómalas?, ¿debidas a cambios, que podemos tildar de «climáticos»?), por circunstancias poco claras.

Otro de los problemas, adicional a lo que se ha escrito de la conveniencia de disponer de un modelo en reloj de arena, es que no explica la curva de errores de Gauss, por lo que resulta inadecuado: el modelo en reloj de arena sería de aspecto aproximadamente triangular en dos dimensiones aunque podría describirse mediante una curva de tipo de Lorentz o Pearson VII. En tres dimensiones esta curva, obligada a girar sobre el eje central de simetría daría lugar a una superficie hiperbólica en forma de trombón llamada pseudoesfera (rotación de una tratriz alrededor de su asíntota).

La probabilidad se ha definido en diversas ocasiones partiendo, como siempre, de los conceptos más primitivos de nuestro entorno y del modo de pensar y actuar respecto de él: probabilidad, en una primera instancia, sería tanto como «frecuencia relativa», aunque, inmediatamente se pasaría a una medida personal, subjetiva, de la incertidumbre. En el lenguaje corriente la palabra probabilidad se aplica tanto a los fenómenos que varían como a las proposiciones de veracidad incierta. La idea fundamental de la teoría de la probabilidad es que un experimento siempre, al menos hipotéticamente, pueda repetirse bajo las mismas condiciones y que dé origen a resultados diferentes en intentos distintos. Y el ejemplo del dado se utilizó siempre para afianzar esta idea. Pero el dado sólo puede dar lugar a 6 resultados. Rápidamente se observó que muchos fenómenos de todas las ciencias se producían de tal manera que las escalas de aparición eran continuas, por lo que los resultados aumentaban hasta convertirse casi en infinitos. Pero la idea del dado hizo hincapié en otra noción que se convirtió en uno más de los pilares de la teoría: el supuesto de

que todos los resultados de los experimentos eran «igualmente probables».

Pero debe recordarse que la teoría moderna de la probabilidad axiomática evita toda definición de la probabilidad en la que se hable de sucesos «igualmente probables», porque ello equivaldría a entrar en una argumentación circular sin que se tenga la esperanza de salir de ella. Téngase también en cuenta que si se toma la probabilidad como medida de la incertidumbre se extiende el dominio de aplicación a los fenómenos que no cumplan el requerimiento de la repetibilidad.

Muchas veces se ha aplicado la teoría de la probabilidad a casos del mundo físico en los que se parte de asunciones que no son estrictamente verdaderas, aunque se supone que debieran serlo: uno de los puntos débiles de esta teoría reside en la selección aleatoria de los individuos o de los casos a estudiar. Pero la otra debilidad es que, como concepto subjetivo, la probabilidad estará sesgada por la distribución que *a priori* se haya escogido, y que dependerá del individuo que haga la proposición, lo que llevará consigo que se alcancen conclusiones diferentes sobre los datos. Es difícil decir cómo se debe utilizar la información, pero lo que resulta más defendible es la incorporación de una distribución inicial *a priori* que luego se combina a través del teorema de Bayes con el resultado de la muestra y finalmente se resume en una distribución *a posteriori*.

La mericidad frente a la aleatoriedad

La aleatoriedad se define estadísticamente como concepto intuitivo que se refiere a la condición de desorden y de falta de predecibilidad de los resultados. No falta quien, como yo mismo, opina que la aleatoriedad, en los análisis convencionales, es más aparente que real y que hunde sus raíces en la ignorancia de las causas que actúan en los procesos. La palabra que debiera usarse, en definitiva, para estos casos no es la de aleatorio sino **impredecible** por lo complicado. Más aún: no parece que una distribución normal o de Gauss sea la que caracterice a unos sucesos aleatorios o impredecibles, porque en esta distribución la probabilidad es tanto menor cuanto más alejada de un valor medio o mediano. La distribución que representaría la distribución equiprobable sería la distribución uniforme, que no la de Gauss o cualquiera otra que presente una punta o pico.

Esta es la razón por la que no me parece adecuado utilizar el término aleatorio para los sucesos pluviométricos sino que más bien debiera utilizarse el vocablo de **fatal** en el sentido literal de la expresión. La aleatoriedad de la serie debiera denominarse **fatalidad**, si no fuera porque esta palabra ha dejado de tener el sentido literal inicial. A falta de un término correcto para expresar esta idea me ha parecido adecuado inventar el de **mérico**, y dar el nombre de **mericidad** a la condición de tal. Este vocablo estaría sacado de la raíz griega μοῖρα, que designa al destino, al infortunio o a la suerte, y fue el nombre dado a las diosas del destino o Parcas (Diccionario Rioduero, 1984). Esta palabra está emparentada con la raíz griega de «parte» = μέρος, «obtener por suerte» o «tener parte en algo» = μέρομαι, y con el «lote» o la «suerte» = μόρος, que luego se aplicó a la vida de las personas: el destino personal, entonces, es la parte que a la vida de cada uno le ha tocado en el destino general Glare, 1982). Si «moîra» se hubiera traducido al latín habría dado una hipotética «*moera» en el sentido de *suerte*, de la que hubiera podido nacer el adjetivo «*moericus», del que habría derivado correctamente en el ámbito del cultismo español la palabra mérico. Debe consignarse que en griego clásico y moderno la palabra «suerte» se traduce por τύχη y en moderno «destino» por moîra, constituyendo dos ideas totalmente separadas, aunque a veces entrelazadas.

Con la expresión **mérica** deseamos poner de manifiesto que la distribución de las precipitaciones no es azarosa o aleatoria, sino que obedece a la llamada hacia un destino, a un punto de atracción, al cual teleológicamente tiende, pero del que se separa por motivos poco claros, probablemente por la intervención de demasiados factores en ponderaciones muy dispares. Destiérrese, pues, definitivamente el nombre de aleatorio para esta distribución por impreciso.

En la mecánica clásica el comportamiento de un sistema dinámico se describe geoméricamente como movimiento respecto de un «atractor». Las matemáticas de la mecánica clásica reconocía de hecho tres tipos de atractores: a) punto singulares, que caracterizan a los estados fijos; b) los bucles cerrados, de los ciclos periódicos; c) y los toros, como combinación de varios ciclos. No obstante Stephen Smale describió a partir de la séptima década del siglo xx una nueva clase de «atractores extraños» (Castell Balaguer y Bodas Salcedo, 1999), en cuyo seno la dinámica es caótica. Nace, así, la teoría del caos.

El problema de la independencia

Otro de los conceptos más importantes de la teoría de la probabilidad es el de independencia. Y se dice que, si se pueden producir dos resultados en un experimento, éstos serán (estocásticamente) independientes si la probabilidad del primero y la probabilidad del segundo son matemáticamente iguales. Aplicando la noción de probabilidad condicional se podría afirmar a continuación que la probabilidad de uno de los dos resultados no cambia aunque se conozca que se ha producido el otro resultado.

Los importantes esfuerzos llevados a cabo para generalizar tanto la ley de los grandes números como el teorema del límite central han hecho innecesario que las variables cumplan los dos requisitos iniciales: la independencia y la distribución idéntica.

En matemáticas toda regla que asocie un único número real con cada elemento de un conjunto dado se denomina «función (de número real)». Y en la historia de la estadística y de la probabilidad se han venido llamado «variables aleatorias» a las funciones definidas en un espacio muestral.

Existe el principio de que se puede calcular el valor esperado o estimado de una variable aleatoria sin conocer previamente su distribución.

En definitiva, la elección apriorística del modelo condiciona el resultado, lo que casi nos obliga a aceptar que ¿no podemos conocer nada?! Esta afirmación me resulta especialmente frustrante, aunque obligada.

No debiéramos terminar estas reflexiones sin atender a las siguientes consideraciones finales: como se ha repetido hasta la saciedad y es materia consagrada en los libros de texto, la precipitación es un parámetro estocástico, esto es impredecible, **no aleatorio sino métrico**. No presentan, por lo tanto, tendencias en las series instrumentales, ni anual ni por estaciones, aunque a veces la aceptación de estas conclusiones no esté totalmente clara en la bibliografía (Moreno y Martín Vide, 1986; Raso, 1991-1992; Fernández Militino, 1992; Raso, 1993; Raso, 1996, Duce, 1996; segundo «mandamiento» del decálogo de Martín Vide, 1994 y 1996; Quereda Sala y Montón Chiva, 1996; Rodríguez y Llasat, 1996, abogan por una «complementariedad de los períodos húmedos y secos en las distintas estaciones; Capó *et alii*, 1999; Galán, *et alii*, 1999), como se puede extraer de los datos y tratamientos anteriores de un país tan extenso y abarcando regiones bien diferenciadas: desde los climas oceánicos de las

latitudes medias, a las degradaciones desérticas del clima mediterráneo, pasando por toda la gama de transición de los subtropicales mediterráneos, con la peculiaridad de las islas Baleares y Canarias.

BIBLIOGRAFÍA

- AGUILAR, M. y PITA, M.^a F. (1996): Evolución de la variabilidad pluviométrica en Andalucía occidental: su repercusión en la gestión de los recursos hídricos, pp. 299-311 en MARZOL, M.^a V., DORTA, P. y VALLADARES, P. (edit.): *Clima y agua: la gestión de un recurso climático*, La Laguna, Tabapress.
- ALMARZA MATA, C., LÓPEZ DÍAZ, J. A. y FLORES HERRÁEZ, C. (1996): Homogeneidad y variabilidad de los registros históricos de precipitación de España. INM, Ministerio de Medio Ambiente, Madrid, 318 pp.
- ALMARZA MATA, C. y LÓPEZ DÍAZ, J. A. (1996): Análisis de homogeneidad y variabilidad de la serie de precipitación de Murcia, pp. 133-141 en MARZOL, M.^a V., DORTA, P. y VALLADARES, P. (edit.): *Clima y agua: la gestión de un recurso climático*, La Laguna, Tabapress.
- BENITO, A., ORELLANA, P. y ZURITA, E. (1994): Análisis de la estabilidad temporal de los patrones de precipitación en España, pp. 183-193, en PITA, M.^a F. y AGUILAR, M. (ed.): *Cambios y variaciones climáticas en España*, Universidad de Sevilla.
- BUZULAKU, P., LONGUEIRA, M. L., REDONDO, P. SEMPERE, T. y STAVRIANOPULU, P. (1996): *Diccionario griego moderno-español, español-griego moderno*, Madrid, Don Libro, 748 pp.
- CAPÓ, E., LLASAT, M.^a C. y QUINTAS, L. (1999): Caracterización pluviométrica espacio-temporal de España dentro del proyecto AMHY/FRIEND, pp. 123-129 en NADAL, J. M. y MARTÍN-VIDE, J. (eds.): *La climatología española en los albores del siglo XXI*, Asociación Española de Climatología, serie A, n.º 1, Barcelona, 587 pp.
- CASTELL BALAGUER, N. y BODAS SALCEDO, A. (1999): Análisis no lineal de las series de medidas de la SST del sistema ENSO, pp. 131-137 en NADAL, J. M. y MARTÍN-VIDE, J. (eds.): *La climatología española en los albores del siglo XXI*, Asociación Española de Climatología, serie A, n.º 1, Barcelona, 587 pp.
- DE MIGUEL, R. (1867): *Nuevo diccionario latino-español etimológico*, Madrid, Sáenz de Jubera Hermanos, 13.^a edición 1908, 998 pp., 78 pp. de sinónimos y 256 pp. de diccionario español-latino.
- DUCE DÍAZ, E. (1996): Evolución secular de las precipitaciones de primavera en Alicante durante el período 1856-1990, en JUARISTI, J. y MORO, I. (coord.): *Modelos y sistemas de información en Geografía, Comunicaciones al VII Coloquio de Geografía Cuantitativa, SIG y Teledetección*, Vitoria, pp. 48-58.
- DICCIONARIO RIODUERO (1984): *Mitología griega y romana*, Madrid, Ediciones Rioduero, 254 pp.
- FERNÁNDEZ MILITINO, A. (1992): Cálculo de la tendencia en las series pluviométricas navarras, *Príncipe de Viana (Suplemento de Ciencias)*, Pamplona, 11/12, pp. 37-52.
- GALÁN, E., CAÑADA, R., RASILLA, D., FERNÁNDEZ, F. y CERVERA, B. (1999): Evolución de las precipitaciones anuales en la Meseta Meridional durante el siglo XX, pp. 169-180, en RASO NADAL, J. M. y MARTÍN-VIDE, J. (eds.): *La climatología española en los albores del siglo XXI*, Asociación Española de Climatología, serie A, n.º 1, Barcelona, 587 pp.
- GLARE, P. G. W. (edit. 1982): *Oxford Latin Dictionary*, Oxford, Clarendon Press, 2126 pp.
- LIDDELL, H. G. y SCOTT, R. (edit. 1968): *A Greek-English Lexicon*. Oxford, Clarendon Press, 2043 pp. y varios suplementos.
- MARTÍN VIDE, J. (1989): Singularidad y evolución secular de la pluviometría del litoral ga-

- ditano (análisis probabilístico de las cantidades diarias de Tarifa y la serie anual de Gibraltar), en *Jornadas de Campo de Geografía Física*, pp. 57-69, Univ. Cádiz.
- (1994): Diez características de la pluviometría española decisivas en el control de la demanda y el uso del agua, *Boletín de la A.G.E.*, Madrid, n.º 18, pp. 9-16.
- (1996): Decálogo de la pluviometría española, pp. 15-24, en MARZOL, M.ª V., DORTA, P. y VALLADARES, P. (edit.): *Clima y agua: la gestión de un recurso climático*, La Laguna, Tabapress.
- MORENO, M. C. y MARTÍN VIDE, J. (1986): Estudio preliminar sobre las tendencias de la precipitación anual en el sur de la Península Ibérica: el caso de Gibraltar, *II Simposio sobre el Agua en Andalucía*, Departamento de Hidrogeología, Universidad de Granada, vol 1, pp. 37-44.
- PABÓN S. DE URBINA, J. M. y ECHAURI MARTÍNEZ, E. (1964): *Diccionario griego-español*, Barcelona, Bibliograf, 1964, 3.ª edición, 633 pp.
- PÉREZ GRIJALBO, J. P. y CREUS NOVAU, J. (1994): Tendencia secular de la precipitación en Zaragoza (1865-1984) en PITA, M.ª F. y AGUILAR, M. (coord): *Cambios y variaciones climáticas en España*, Actas de la I.ª Reunión del Grupo de climatología de la AGE, pp. 169-182.
- PITA LÓPEZ, M.ª F., CAMARILLO NARANJO, J. M. y AGUILAR ALBA, M. (1998): L' évolution de la variabilité pluviométrique en Andalousie (Espagne), *Publications de l' Association Internationale de Climatologie*, 10, 313-325.
- (1999): La evolución de la variabilidad pluviométrica en Andalucía y sus relaciones con el índice de la NAO. pp. 399-408, en RASO NADAL, J. M. y MARTÍN-VIDE, J. (eds): *La climatología española en los albores del siglo XXI*, Asociación Española de Climatología, serie A, n.º 1, Barcelona, 587 pp.
- QUEREDA SALA, J. y MONTÓN CHIVA, E. (1996): Evolución y tendencia secular de las precipitaciones en la cuenca occidental del Mediterráneo, pp. 111-122, en MARZOL, M.ª V., DORTA, P. y VALLADARES, P. (edit.): *Clima y agua: la gestión de un recurso climático*, La Laguna, Tabapress.
- NAYA, A. (1989): *Problemas de Meteorología Superior*, INM, Madrid, publicación B-24, 258 pp.
- RASO NADAL, J. M. (1991-1992): Variabilitat i manca de tendència de les precipitacions de primavera al litoral mediterrani de la Península Ibèrica i les Illes Balears, *Notes de Geografia Física*, Barcelona, 20/21, pp. 171-182.
- RASO NADAL, J. M. (1993): Evolución secular de las precipitaciones anuales en España desde 1870, *Notes de Geografia Física*, Barcelona, 22, pp. 5-24.
- (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 al VII Coloquio de Geografía Cuantitativa, SIG y Teledetección, Vitoria, pp. 147-154.
- RODRÍGUEZ, R., LLASAT, M.ª C. (1996): Características de las series pluviométricas de Sevilla y Murcia, pp. 143-153, en MARZOL, M.ª V., DORTA, P. y VALLADARES, P. (edit.): *Clima y agua: la gestión de un recurso climático*, La Laguna, Tabapress.
- RODRÍGUEZ, R., LLASAT, M.ª C. y WHEELER, D. (1999): Analysis of the Barcelona precipitation series, *Int. J. Climatol*, 19, pp. 787-801.
- SANZ DONAIRE, J. J. (1999 a): Variabilidad natural y antropoinducida en el «cambio climático»: el caso de la pluviometría de Soria, pp. 491-500, en RASO NADAL, J. M. y MARTÍN-VIDE, J. (eds): *La climatología española en los albores del siglo XXI*, Asociación Española de Climatología, serie A, n.º 1, Barcelona, 587 pp.
- (1999 b): La climatologie est morte! Vive la climatologie! Reflexiones sobre el cambio climático, *Estudios Geográficos*, CSIC, Madrid, LX, n.º 236, pp. 467-486.
- (1999 c): Terminología geográfica y toponimia hispano-árabe en los paisajes con agua, en Professor Joan Vilà i Valentí, (Homenaje): *El seu mestratge en la Geografia Universitària*, Barcelona, Universidad de Barcelona, 1578 pp. Véase pp. 1357-1368.

- (1999 d): Los humedales ibéricos en la Geografía de Estrabón y comentarios a la Atlántida platónica desde la óptica higrócrica, pp. 593 a 607 en *Lecturas Geográficas*, Homenaje a José Estébanez Alvarez, Madrid, Universidad Complutense Colección Homenajes de la Universidad Complutense, dos tomos, 1731 pp.
 - (1999 e): Escepticismo al «cambio climático»: el ejemplo de las temperaturas, *Nimbus*, Almería, n.º 4, pp. 173-198.
 - (2000 a): New definitions of climate and climatic change, *Bulletin of the Egyptian Geographical Society*, El Cairo, vol 73, pp. 127-144.
 - (2000 b): Autorregulación frente a «cambio climático»: el uso de modelos no lineales con las temperaturas, *Nimbus*, Almería, n.º 5-6, pp. 91-124.
 - (2001 a): A propósito del cambio climático: una «nueva» definición de clima, en Manero, F. (Coord.): *Espacio natural y dinámicas territoriales*, Homenaje al Dr D. Jesús García Fernández, Universidad de Valladolid, pp. 285-294
 - (2001 b): Los humedales en la Ilíada entre las cosmovisiones mediterráneas e indoeuropeas, *Revista Complutum*, Universidad Complutense, Madrid, n.º 12, pp. 143-162.
 - (2001 c): Cambios aleatorios de la precipitación en las estaciones españolas durante la fase instrumental, en Pérez-Cueva, A et alii (edit.): *El tiempo del clima*. Publicaciones de la Asociación Española de Climatología (AEC), Serie A, n.º 2, Valencia, pp. 219-234.
- SEBASTIÁN YARZA, F. (1972): *Diccionario griego-español*. Barcelona, Ramón Sopena, 1643 pp.

RESUMEN: *Aleatoriedad de las series instrumentales de precipitación en España: otro caso en el que no se detecta el «cambio climático»*. Dado el carácter aleatorio tanto estadístico como geográfico de la distribución de la precipitación en España desde que existe registro instrumental, puede afirmarse que, de la aplicación de estas simples pruebas no cabe hablar de cambio climático en esta región geográfica y para este período de tiempo. Finalmente y en lugar del de aleatorio se propone el término «mérico» para el comportamiento de estas series.

PALABRAS CLAVE: aleatoriedad, distribución estadística y espacial de las precipitaciones, España, «mericidad», ausencia de cambio climático.

ABSTRACT: *Rain-gauge rainfall series randomness in Spain: another case where the so-called climatic change is not proved*. According to the mainly random character of the statistical and geographical distribution of rainfall for the longest rain-gauge series ever registered in Spain, it is asserted that there is no climatic change for this geographical region and that time lap. Finally the behaviour of these series is proposed to be called meric instead of random for a more accurate meaning of the word and a better understanding of the concept.

KEY WORDS: randomness, statistical and geographical rainfall distribution, Spain, «mericness», absence of climatic change.

RÉSUMÉ: *Caractère d'aléatoire des séries instrumentales de précipitation en Espagne: un autre cas où le «changement du climat» n'est pas prouvé*. D'après le caractère d'aléatoire de la distribution statistique et géographique des précipitations pour les séries les plus

longues en Espagne, on peut affirmer qu'il n'y a aucun clair changement du climat. A la fin, on propose l'adjectif «méric» au lieu d'«aléatoire» pour le comportement de cette série; elle est une parole plus précise à exprimer le concept.

MOTS-CLÉ: aléatoire, distribution statistique et géographique des précipitations, Espagne, «méricité», absence du changement du climat.