

Actas del V Coloquio de Geografía Cuantitativa  
Universidad de Zaragoza  
1992, Zaragoza

## **ACERCA DE LA BONDAD DE LAS CADENAS DE MARKOV DE PRIMERO, SEGUNDO Y TERCER ORDENES EN EL ANALISIS DE LAS SEQUIAS DEL SURESTE DE ESPAÑA**

Javier MARTIN VIDE  
Carmelo CONESA GARCIA  
M<sup>a</sup> del Carmen MORENO GARCIA

### Introducción: la sequía en el área mediterránea.-

La sequía es uno de los rasgos definidores del clima mediterráneo típico, que tiene un período de escasas precipitaciones y de déficit hídrico coincidente con el verano. La sequía estival (con más propiedad, el período de aridez estival) es, dentro de la franja mediterránea, larga y, en general, tanto más prolongada y acusada cuanto menor es la latitud. Son frecuentes en el clima mediterráneo característicos períodos de treinta días consecutivos sin registro pluviométrico alguno durante la temporada estival. La causa de la sequía veraniega es el dominio en las capas medias y altas troposféricas del cinturón de anticiclones subtropicales, que impide el suficiente desarrollo vertical de los fenómenos convectivos como para que tengan repercusiones pluviométricas. De ese modo, las pequeñas bajas térmicas continentales y el pantano barométrico sobre las aguas mediterráneas no producen más que localmente, en sectores favorecidos por el relieve, algunos chubascos y tormentas.

Pero aun siendo las sequías estivales las más persistentes y acusadas en el área mediterránea, agravadas desde un punto de vista biogeográfico por su coincidencia con el máximo térmico anual, los períodos largos secos aparecen también en otros momentos del año, sin un calendario fijo, pero con una apreciable constancia. Estas sequías son más breves y episódicas, pero se dan, incluso, en pleno invierno, como ocurre en la mitad septentrional de la costa mediterránea de la Península

Ibérica, en una posición de abrigo aerológico ante los flujos húmedos de poniente, que se reciben a sotavento de las altas tierras ibéricas.

Los modernos análisis de las sequías, utilizando como unidad temporal el día, tienen por objeto fundamental el cálculo de la frecuencia de aparición de cierto número de días sucesivos sin lluvia. Estos valores probabilísticos precisan la "estructura" de las sequías y suministran unos valores útiles de cara a la prognosis y planificación de muy variadas actividades, sean las de regulación y suministro de agua, las del calendario agrícola, etc. (CONESA GARCIA, 1990).

### 1. Los modelos probabilísticos usados en el ajuste de las secuencias secas: las cadenas de Markov.-

El análisis de las sequías mediante distribuciones de probabilidad y modelos estocásticos se ha centrado, especialmente, en el cálculo de la probabilidad de que una secuencia o racha seca dure exactamente  $n$  días, abreviadamente,  $q_n$ . Por secuencia o racha seca se entiende un conjunto de días consecutivos sin precipitación apreciable ( $<0,1$  mm), siendo de longitud  $n$  la que tiene tal número de días secos sucesivos entre dos días con precipitación. En algunos análisis, no obstante, se ha elevado el umbral pluviométrico diario hasta 1 y 5 mm (DOUGUEDROIT, 1987), esto es, un día es considerado seco si no alcanza esos umbrales.

Un primer modelo utilizado para el cálculo de  $q_n$  es la siguiente expresión exponencial negativa (DAVY, 1978; CREUS *et al.*, 1981):

$$q_n = (1/m) * e^{-n/m}$$

siendo  $m$  la media muestral de la longitud de las secuencias secas. Los valores de  $q_n$  obtenidos mediante esta ley de probabilidad muestran, en los casos estudiados, una buena concordancia con las frecuencias relativas empíricas, salvo para los valores más bajos de  $n$  (1, 2 ó 3). Las diferencias halladas para  $n=1$  son altas, pero, dado que tal tipo de secuencia no puede ser considerada, ni con un abuso de lenguaje, una sequía de un día, la ley es admitida como aceptable, al mostrar buen ajuste para valores grandes de  $n$ , esto es, para las verdaderas sequías.

Un modelo probabilístico teóricamente más potente es el de la cadena de Markov homogénea, de tiempo discreto, de dos estados y de primer orden. Brevemente, las cadenas de Markov, en general, son un

tipo de procesos estocásticos, esto es, una sucesión de variables aleatorias. Las cadenas de Markov de tiempo discreto y de primer orden se definen como un proceso estocástico:

- i) que es discreto en el tiempo (de tiempo discreto);
- ii) que tiene un espacio de estados finito o contable (cadena);
- iii) y que satisface la condición (propiedad de Markov) de que

$$P[X_m=x_m / X_0=x_0, \dots, X_{m-1}=x_{m-1}] = P[X_m=x_m / X_{m-1}=x_{m-1}]$$

para todo  $m, x_0, \dots, x_m$

La propiedad de Markov (iii) quiere decir que la probabilidad de que la variable aleatoria  $X_m$  tome el valor, o esté en el estado,  $x_m$ , habiendo tomado las variables  $X_0, \dots, X_{m-1}$  los valores  $x_0, \dots, x_{m-1}$ , respectivamente, es igual a la probabilidad de la última transición. Es decir, la dependencia del estado en un instante respecto a los estados de los anteriores sólo se manifiesta respecto al del instante precedente. Una cadena de Markov de tiempo discreto se dice que es homogénea o estacionaria si la probabilidad de una determinada transición no depende del instante en que se produce. Por último, una cadena de Markov es finita con dos estados cuando el número de valores o estados posibles de sus variables aleatorias es finito e igual a dos.

El modelo de la cadena de Markov (homogénea, de tiempo discreto y de dos estados) de primer orden realiza un ajuste muy notable de la frecuencia de aparición de secuencias lluviosas, tanto a nivel mensual como anual (MARTIN VIDE, 1983; MARTIN VIDE *et al.*, 1989), habiéndose comprobado ampliamente. Para las secuencias secas:

$$q_n = (1-p_{01})^{n-1} p_{01}$$

siendo  $p_{01}$  la probabilidad empírica de ocurrencia de un día lluvioso tras uno seco. Los valores de  $q_n$  así calculados son también considerados aceptables en algunos trabajos para el territorio español (BURGUEÑO, 1981; PEREZ MANRIQUE *et al.*, 1984), aunque, de nuevo, hay que señalar que para las secuencias más cortas, sobre todo para  $n=1$ , las diferencias con los valores observados son algo altas. De hecho, los valores calculados mediante esta cadena de Markov y los obtenidos por la ley exponencial negativa antes indicada suelen diferir escasamente, siendo algo más próximos a los empíricos los dados por la cadena. En

todo caso, el ajuste es menos preciso que en el caso de las secuencias lluviosas.

Dada la persistencia que muestran los días secos, notablemente mayor que la de los días lluviosos, y no sólo en los climas áridos, la cadena de Markov (homogénea, de tiempo discreto y de dos estados) de segundo orden es un modelo teóricamente más aceptable que la de primer orden, ya que considera que la probabilidad de que aparezca un día seco depende de lo ocurrido el día anterior -como para la cadena de Markov de primer orden- y, además, de lo ocurrido en el día anterior a éste. En un dominio climático ibérico no mediterráneo, en la comisa cantábrica, para las secuencias secas, a nivel mensual, se ha obtenido una mejor aproximación con el modelo markoviano de segundo orden que con el de primero (PEREZ MANRIQUE *et al.*, 1984). En la cadena de Markov de segundo orden:

$$q_n = p_{100} * p_{000}^{n-2} * p_{001} \quad \text{para } n \geq 2$$

$$q_1 = p_{101}$$

siendo  $p_{100}$  la probabilidad empírica de ocurrencia de un día seco tras uno anterior también seco y el precedente a éste lluvioso;  $p_{000}$ , la correspondiente probabilidad de día seco después de dos secos;  $p_{001}$ , la de uno lluvioso tras dos días secos; y  $p_{101}$ , la de uno lluvioso después de uno seco y el anterior a éste lluvioso. Trivialmente,  $p_{100} = 1 - p_{101}$  y

$p_{000} = 1 - p_{001}$ , con lo que, por ejemplo,  $q_n = (1 - p_{101}) * (1 - p_{001})^{n-2} * p_{001}$ , para  $n \geq 2$ . En consecuencia, basta conocer  $p_{101}$  y  $p_{001}$  para poder obtener las probabilidades de aparición de las diferentes secuencias secas mediante este modelo. El cálculo de  $p_{101}$  puede efectuarse dividiendo el número de secuencias constituidas por un día seco entre dos lluviosos por el número de transiciones formadas por uno seco precedido por uno lluvioso; mientras que  $p_{001}$  es el cociente del número de transiciones constituidas por un día lluvioso precedido por dos días secos entre el número de transiciones formadas por dos días secos.

Iterando las expresiones de  $q_n$  dadas para las cadenas de Markov de primero y segundo órdenes, puede obtenerse la correspondiente probabilidad para la cadena de tercer orden, en cuyas probabilidades se

tiene en cuenta los estados -lluvioso o seco- de los tres días anteriores al considerado. Así, el modelo markoviano de tercer orden establece:

$$q_n = P_{1000} * P_{0000}^{n-3} * P_{0001} \quad \text{para } n \geq 3$$

$$q_2 = P_{1001}$$

La cadena de Markov de tercer orden apenas ha sido ensayada en el cálculo que nos ocupa, en buena medida porque las de órdenes primero y segundo han mostrado para los ámbitos estudiados un buen ajuste general.

## 2. Las sequías en el sureste de la Península Ibérica.-

La región del sureste de la Península Ibérica ha solido delimitarse al norte por el cabo de la Nao y al sur, de un modo más impreciso, por la costa granadina oriental, cerca de la almeriense, abarcando, por el interior, gran parte de las provincias de Alicante, Murcia, Almería y sectores limítrofes de Albacete y Granada. Se trata de uno de los espacios de Europa continental con menor precipitación media anual, inferior a 350 mm, y, en un alto porcentaje de sus tierras, a 300 mm. Dentro de la región surestina, el cabo de Gata, en el vértice de articulación de las costas mediterráneas oriental y meridional, es considerado, con sus 125 mm anuales, el lugar más árido del continente. En la presente comunicación se estudia exclusivamente la franja litoral de la región del sureste ampliada, por el norte, hasta Valencia y, por el oeste, hasta Málaga, de manera que quedan cubiertas más de la mitad de las costas mediterráneas oriental y meridional de la Península Ibérica. Los datos utilizados han sido las precipitaciones diarias de un treintenio, o, con más precisión, la ocurrencia o no de lluvia en los más de diez mil días que componen un período de treinta años, de los observatorios de Valencia, Alicante, San Javier, Almería y Málaga. El treintenio básico elegido ha sido el 1941-70, que, aunque puede actualizarse, respondió a un período de notable normalidad pluviométrica y, en todo caso, anterior al presunto cambio climático actual.

La larga duración de las sequías en el área estudiada queda bien reflejada con el elevado número de secuencias secas, tomando el umbral pluviométrico diario de 0,1 mm, de una duración igual o superior al mes: más de 2 en promedio anual en San Javier, Almería y Málaga, y entre 1 y 2 en Alicante y Valencia. La duración promediada para las 10 rachas más largas del treintenio alcanza un valor muy elevado en las

estaciones más meridionales (118 días en Málaga). Entre las sequías extremas destacan, en San Javier, las iniciadas en junio de 1954 (111 días) y junio de 1970 (117 días), y, en Málaga, a partir de mayo de 1948 (144 días) y abril de 1953 (166 días). En Málaga se dio un total de 25 secuencias con una duración igual o superior a 60 días.

La mayoría de las rachas secas de gran duración se inicia a finales de primavera y principios de verano, produciéndose un enorme contraste con las duraciones de las registradas en el resto del año. En el caso de Málaga, en el semestre menos cálido (noviembre-abril) sólo el 2,5% de las rachas secas superó el mes, mientras que en el semestre cálido (mayo-octubre) el número de secuencias secas que igualaron o sobrepasaron el mes se elevó a un 22%, lo que significa el 71% de los días que integran el citado período.

La elevada persistencia de los días secos, revelada por la abundancia de secuencias secas de gran longitud, parece ser una de las causas de que la cadena de Markov de primer orden no realice un ajuste satisfactorio de la probabilidad de que una racha seca dure exactamente  $n$  días en Almería, cuyos datos ya fueron analizados en un trabajo precedente (MARTÍN VIDE y MORENO, 1985), ni, incluso, en buena parte de Cataluña (MARTÍN VIDE *et al.*, 1989). En el caso de la ciudad andaluza se ensayó, en el trabajo citado, el ajuste mediante la cadena de Markov de segundo orden, que, aunque ofreció mejores resultados que la de primer orden y la ley exponencial negativa indicada más arriba, tuvo que ser también rechazado para las secuencias secas con una longitud igual o superior a 40 días. Es decir, las sequías más largas no son predichas adecuadamente, en su probabilidad de aparición, ni por el modelo markoviano de segundo orden. Se concluía en aquel estudio que en Almería la importancia numérica de las sequías largas, superiores a 40 ó 50 días, prolonga considerablemente la cola de la derecha de la distribución empírica, más de lo permitido por el modelo de la cadena de Markov de segundo orden, al tiempo que es posible que el conjunto de las sequías constituya una mezcla estadística de poblaciones: la de las secuencias largas del período estival y la de las rachas restantes, casi siempre más cortas.

En el siguiente apartado va a comprobarse el grado de bondad de los modelos markovianos de primero y segundo ordenes en los cuatro observatorios indicados, además del de Almería. Al tiempo, un primer

ensayo de la cadena de Markov de tercer orden puede corroborar, entre otras, la hipótesis de la mezcla estadística de poblaciones.

### 3. Valores empíricos y calculados por los modelos markovianos de la probabilidad de que una secuencia seca dure exactamente $n$ días.-

Se han contabilizado para cada uno de los cinco observatorios analizados el número de secuencias secas de longitud 1, 2, 3...,  $n$ ,... durante el treintenio analizado, o frecuencias absolutas. El cociente por el número total de secuencias secas da las frecuencias relativas, o probabilidades empíricas. Por otra parte, de cara a la aplicación de los modelos markovianos, se han contabilizado los números de transiciones de los distintos tipos, así como las probabilidades que intervienen en las correspondientes expresiones del cálculo de  $q_n$ .

Una vez hallados los valores de  $q_n$ , para todo  $n$ , por las cadenas de Markov de primero y segundo órdenes, se han obtenido los de  $q_n$  para  $n \geq 7, 10, 15, 20, 30, 40, 60$  y  $90$ , es decir, las probabilidades de que una secuencia seca dure una semana o más, diez o más días, etc, hasta tres meses o más. El cálculo puede realizarse mediante la expresión de la suma de los términos en número infinito de una progresión geométrica de razón menor que 1. Los resultados se presentan en el cuadro I.

Cuadro I  
Valores absolutos (v.a) y probabilidades en tantos por ciento (%) observados y calculados mediante las cadenas de Markov de primero y segundo órdenes para diferentes duraciones (n) de secuencias secas.

## -- VALENCIA --

n	Observados		Markov 1 <sup>o</sup>		Markov 2 <sup>o</sup>	
	v.a	%	v.a	%	v.a	%
7	449	39,39	503,3	44,15	494,0	43,33
10	326	28,60	334,4	29,33	337,3	29,59
15	180	15,79	169,2	14,84	178,6	15,67
20	108	9,47	85,6	7,51	94,6	8,30
30	36	3,16	21,9	1,92	26,5	2,33
40	14	1,22	5,6	0,49	7,4	0,65
60	1	0,09	0,4	0,03	0,6	0,05
90	0	0,00	0,0	0,00	0,0	0,00

## -- ALICANTE --

n	Observados		Markov 1 <sup>o</sup>		Markov 2 <sup>o</sup>	
	v.a	%	v.a	%	v.a	%
7	427	40,43	506,0	47,91	492,0	46,59
10	313	29,64	350,2	33,17	350,2	33,17
15	183	17,33	189,7	17,97	198,8	18,82
20	117	11,08	102,8	9,73	112,8	10,68
30	50	4,73	30,1	2,85	36,3	3,44
40	27	2,55	8,8	0,84	11,7	1,11
60	9	0,85	0,7	0,07	1,2	0,11
90	2	0,19	0,0	0,00	0,0	0,00

## -- SAN JAVIER --

n	Observados		Markov 1 <sup>o</sup>		Markov 2 <sup>o</sup>	
	v.a	%	v.a	%	v.a	%
7	386	48,07	479,9	59,77	466,1	58,04
10	292	36,36	371,1	46,21	365,2	45,48
15	204	25,40	241,6	30,09	243,2	30,28
20	134	16,69	157,4	19,60	161,9	20,17
30	78	9,71	66,7	8,31	71,8	8,94
40	50	6,23	28,3	3,53	31,8	3,97
60	25	3,11	5,1	0,63	6,3	0,78
90	6	0,76	0,4	0,05	0,6	0,07

## -- ALMERIA --

n	Observados		Markov 1 <sup>o</sup>		Markov 2 <sup>o</sup>	
	v.a	%	v.a	%	v.a	%
7	398	46,44	485,7	56,67	449,3	52,43
10	297	34,66	365,6	42,67	348,3	40,64
15	202	23,57	227,8	26,58	227,8	26,58
20	133	15,52	141,9	16,56	149,0	17,39
30	65	7,58	55,1	6,43	63,7	7,44
40	46	5,37	21,4	2,49	27,3	3,18
60	22	2,57	3,2	0,38	5,0	0,58
90	6	0,70	0,2	0,02	0,4	0,05

## -- MALAGA --

n	Observados		Markov 1 <sup>o</sup>		Markov 2 <sup>o</sup>	
	v.a	%	v.a	%	v.a	%
7	369	43,16	480,7	56,23	451,6	52,82
10	258	30,17	360,5	42,16	349,9	40,93
15	183	21,40	223,1	26,09	228,8	26,76
20	130	15,20	138,1	16,15	149,6	17,49
30	65	7,60	52,9	6,19	63,9	7,47
40	42	4,91	20,3	2,37	27,3	3,19
60	25	2,92	3,0	0,35	5,0	0,58
90	11	1,29	0,2	0,02	0,4	0,05



Del conjunto de valores obtenidos se confirma, para el litoral suroriental de la Península Ibérica, que la cadena de Markov de segundo orden realiza un mejor ajuste general de la duración de las secuencias secas que la de primer orden. En las longitudes consideradas, los dos modelos markovianos realizan un ajuste bueno para una duración mayor o igual que entre 10 y 15 en Valencia, para una mayor o igual que entre 15 y 20 en Alicante, para  $n \geq 30$  en San Javier, para una duración mayor o igual que un valor próximo a 30 en Almería y para  $n \geq 30$  en Málaga. En conjunto, la probabilidad de ocurrencia de una sequía con una duración mayor o igual al mes es bien predicha por los modelos markovianos de primero y segundo órdenes en la mitad meridional del área de estudio, mientras que en los observatorios de la Comunidad Valenciana se prevén mejor las duraciones mayores o iguales de medio mes.

Sin embargo, aunque las diferencias absolutas entre los dos modelos y las probabilidades empíricas son muy escasas para valores de  $n \geq 40$ , 60 ó 90, los ajustes deben rechazarse, dado que las diferencias relativas son considerables y siempre las estimadas por los modelos quedan por debajo de las reales. En consecuencia, puede afirmarse que las sequías en el litoral suroriental peninsular presentan una notable persistencia o duración, mayor que la prevista por los modelos markovianos.

Los ajustes de los modelos markovianos para las secuencias secas con  $n \geq 7$  deben también rechazarse en todos los casos, siendo siempre las estimadas mayores que las empíricas. Del mismo modo, han de rechazarse los ajustes para  $n \geq 10$ , excepto en el caso de Valencia.

Se aprecia, por otra parte, que la duración de las sequías tiende a incrementarse de norte a sur y de este a oeste, siendo Málaga el observatorio con un mayor número de secuencias secas de duraciones iguales o mayores que dos y tres meses. En cambio, las sequías de una duración igual o superior a una semana presentan sus máximos valores en el litoral murciano.

La utilización de un modelo markoviano de orden superior a los usados, sea la cadena de Markov de tercer orden, con el objeto de obtener resultados más próximos a los empíricos, no parece, *a priori*, que vaya a mejorar los ajustes, dado que son las dos colas de las distribuciones las que quedan en los modelos de primero y segundo órdenes alejadas de los valores muestrales. De todos modos, como el máximo interés del

análisis de las secuencias secas radica en las de mayor longitud, las verdaderamente graves, se ha ensayado en tres casos, Valencia, Alicante y San Javier, la cadena de Markov de tercer orden, por ver si la cola de la derecha queda aceptablemente ajustada, aunque, en contrapartida, para los valores de  $n$  bajos el ajuste no mejore o incluso sea peor.

Los resultados obtenidos mediante la cadena de Markov de tercer orden (cuadro II) han mejorado muy discretamente el ajuste para las sequías más luengas, ajuste que, no obstante, ha de rechazarse en Alicante y San Javier. Véase, si no, que en Alicante, para  $n \geq 60$ , se han observado 9 secuencias, mientras que la cadena de Markov de tercer orden estima sólo 2,1 secuencias, valor sólo algo superior al 1,2 previsto por la de segundo orden. En San Javier, para las sequías iguales o superiores a los dos meses el modelo markoviano de tercer orden predice 9,1 secuencias, valor también que mejora el dado por la cadena de segundo orden, de 6,3, pero aun así alejado de las 25 observadas. Pero, además, reforzando la decisión de rechazar el ajuste ofrecido por el modelo de tercer orden, para  $n \geq 7$  ó 10 las diferencias son muy grandes, mayores que las de los modelos de órdenes inferiores.

En el caso de Valencia, la cadena de Markov de tercer orden prevé con exactitud el número de secuencias secas de duración  $n \geq 60$ , que es 1, al igual que muestra una notable coincidencia para  $n \geq 30$  y  $n \geq 40$ . Pero el modelo también ha de rechazarse, dado que las diferencias para longitudes mayores o iguales que valores inferiores a 20 son excesivas.

#### Cuadro II

Valores absolutos (v.a) y probabilidades en tantos por ciento calculados mediante la cadena de Markov de tercer orden para diferentes duraciones (n) de secuencias secas.

n ≥	Valencia		Alicante		San Javier	
	v.a	%	v.a	%	v.a	%
7	588,0	51,58	579,6	54,88	512,0	63,75
10	410,2	35,99	421,8	39,94	407,6	50,75
15	225,1	19,75	248,4	23,52	278,7	34,71
20	123,5	10,84	146,3	13,85	190,6	23,73
30	37,2	3,26	50,7	4,80	89,1	11,10
40	11,2	0,98	17,6	1,67	41,7	5,19
60	1,0	0,09	2,1	0,20	9,1	1,13
90	-	-	0,1	0,01	0,9	0,12

En las figuras 1 y 2, donde se representan los valores empíricos y los estimados por las cadenas de Markov de primero, segundo y tercer órdenes de la probabilidad de que una secuencia seca dure exactamente  $n$  días, en los casos de Alicante y San Javier, puede apreciarse que el modelo markoviano de segundo orden realiza un mejor ajuste que el de tercero para todos los  $n$  comprendidos entre 6 y 24, inclusive, en Alicante, con la única excepción del 12, y para todos los comprendidos entre 8 y 33, inclusive, en San Javier. Incluso, después de los valores mayores citados en cada caso, la cadena de segundo orden sigue ofreciendo para ciertos  $n$  mejores estimaciones que la de tercer orden.

En consecuencia, en el sureste de la Península Ibérica, al sur del cabo de la Nao, aumentando el orden de las cadenas de Markov no se logra un mejor ajuste. Ello permite reafirmar la hipótesis, ya planteada en MARTIN VIDE y MORENO(1985), de que el conjunto de las sequías, definidas por su longitud en días, está, en la región del sureste, compuesto por dos poblaciones estadísticas, la de las largas sequías estivales y la de las, casi siempre más cortas, del resto del año. O, de otra manera, que las sequías estivales son tan largas que prolongan, o deforman, más de lo permitido por los modelos markovianos la cola de la derecha de la distribución.

Cabe además considerar otro aspecto, casi siempre obviado en la aplicación de las cadenas de Markov, que debe de añadir dificultades a los ajustes y que, en puridad, constituye un serio argumento en contra del uso de los modelos markovianos usuales, u homogéneos, al menos en el ámbito estudiado. Tal aspecto es el incumplimiento de la condición de homogeneidad o estacionariedad en el fenómeno estudiado. En efecto, las probabilidades de las transiciones día seco-día seco y día lluvioso-día lluvioso, así como de las dos restantes, que son complementarias de ellas, dependen del momento del año. Esto ocurre en todos aquellos climas planetarios en los que la precipitación no se reparte con gran regularidad a lo largo del año, más acusadamente en los que presentan uno o más períodos lluviosos y secos. Tal es el caso del clima mediterráneo, con un verano que tiene muy pocos días lluviosos, frente a otras estaciones con un número moderado. El hecho de que el incumplimiento de esta condición -asumido sin grave preocupación por la mayoría de los investigadores cuando la bondad de los ajustes es alta- no se traduzca en el caso de las secuencias lluviosas en discrepancias entre los valores empíricos y los estimados seguramente se debe al escaso número de transiciones lluvioso-lluvioso existente en el conjunto

de la muestra, con relación al número de transiciones seco-seco (los días secos suponen más del 80% del total de días). Analizando la condición de homogeneidad en las transiciones seco-seco, la probabilidad de día seco después de día seco tiene una oscilación de 0,09 entre los valores mensuales máximo y mínimo en Valencia, de 0,14 en Alicante y de 0,12 en San Javier. En consecuencia, la condición de homogeneidad se incumple más claramente en los dos últimos lugares que en la capital valenciana, lo que es acorde con el relativamente buen ajuste en esta ciudad.

#### 4. A modo de conclusión: las sequías como fenómeno seudomarkoviano en el sureste español.-

Las cadenas de Markov de primero y segundo órdenes no ofrecen un buen ajuste, en especial para las rachas largas, del número de secuencias secas de duración  $n$  y mayor o igual que  $n$  en el sureste de España, al contrario de lo que ocurre en la costa cantábrica peninsular, donde los ajustes son considerados buenos. En ambas regiones los valores estimados mediante el modelo markoviano de segundo orden difieren menos de los empíricos que los estimados con el modelo de primer orden.

La cadena de Markov de tercer orden tampoco ajusta satisfactoriamente en la región del sureste, al sur del cabo de la Nao, la frecuencia de las secuencias medias y largas, aunque ofrece valores menos dispares, con respecto a los empíricos, que los calculados con los modelos de primero y segundo órdenes.

En conjunto, al aumentar el orden de la cadena de dos a tres mejora el ajuste discretamente en las secuencias largas, pero disminuye en las medias. Por consiguiente, incrementando el orden de la cadena no se logra mejorar el ajuste general. En el caso de Valencia la cadena de Markov de tercer orden ajusta bien las secuencias secas largas y medias-largas, pero no las cortas, por lo que, aun debiendo rechazarse, puede suministrar frecuencias estimadas de las sequías largas muy próximas a las empíricas, lo que parece anunciar que este modelo es preferible al de segundo orden en sectores mediterráneos al norte del cabo de la Nao.

De los resultados precedentes hay que concluir que en el sureste de España, al igual que en otros ámbitos mediterráneos, la sequía no es, en cuanto a su duración, un fenómeno markoviano. En todo caso, podría aplicársele el adjetivo seudomarkoviano, por una cierta semejanza de

comportamiento con los modelos de Markov. Muy probablemente, la mediocridad de los ajustes deriva, por una parte, de una mezcla de poblaciones estadísticas, la de las largas sequías de verano, que dan lugar a una cola de la derecha en la distribución de frecuencias muy luenga, y la de las del resto del año, y, por otra, del incumplimiento flagrante de la condición de homogeneidad, o estacionariedad, en el fenómeno analizado, en el que la probabilidad de la transición día seco-día seco ofrece un amplio margen de variación durante el año, por la presencia, sobre todo, del largo período seco estival.

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BURGUEÑO, A.(1981): "Diversos aspectos climatológicos de la lluvia en Barcelona". Notes de Geografía Física, 5, pp.3-16, Dep.Geografía, Univ.Barcelona.
- CONESA GARCIA, C.(1990): El Campo de Cartagena. Clima e hidrología de un medio semiárido, Murcia, Univ.Murcia.
- CREUS, J. et al.(1981): "Duración de períodos secos en el Alto Aragón". VII Coloquio de Geografía. Ponencias y comunicaciones, I, pp.53-60, A.G.E.
- DAVY, L.(1978): L'Ebre. Étude hydrologique, Lille, Univ.Lille III.
- DOUGUEDROIT, A.(1987): "The Variations of Dry Spells in Marseilles from 1865 to 1984". Journal of Climatology, 7, pp.541-551, Royal Meteorological Society.
- MARTIN VIDE, J.(1983): "La aceptación del modelo estocástico de la cadena de Markov homogénea de tiempo discreto y de dos estados en los cálculos de la probabilidad de la precipitación diaria". VIII Coloquio de Geógrafos Españoles. Comunicaciones, pp.24-31, A.G.E., Univ.Barcelona.
- MARTIN VIDE, J. y MORENO GARCIA, M<sup>a</sup> C.(1985): "El estudio de las sequías mediante el análisis probabilístico de las secuencias secas. El caso de Almería". IX Coloquio de Geografía. Ponencias, I, A.G.E.
- MARTIN VIDE, J. et al.(1989): "La bondad de la cadena de Markov de primer orden en el cálculo de la probabilidad de secuencias lluviosas y secas en Cataluña". Notes de Geografía Física, 18, Dep.Geografía Física y A.G.R., Univ.Barcelona.
- PEREZ MANRIQUE, C. et al.(1984): "Estudio de rachas secas y lluviosas en Gijón y San Sebastián". Revista de Geofísica, 40, pp.73-80, Madrid, C.S.I.C.

Figura 1

Valores de las probabilidades empírica y estimadas mediante las cadenas de Markov de primero, segundo y tercer órdenes de que una secuencia seca dure  $n$  días en Alicante.

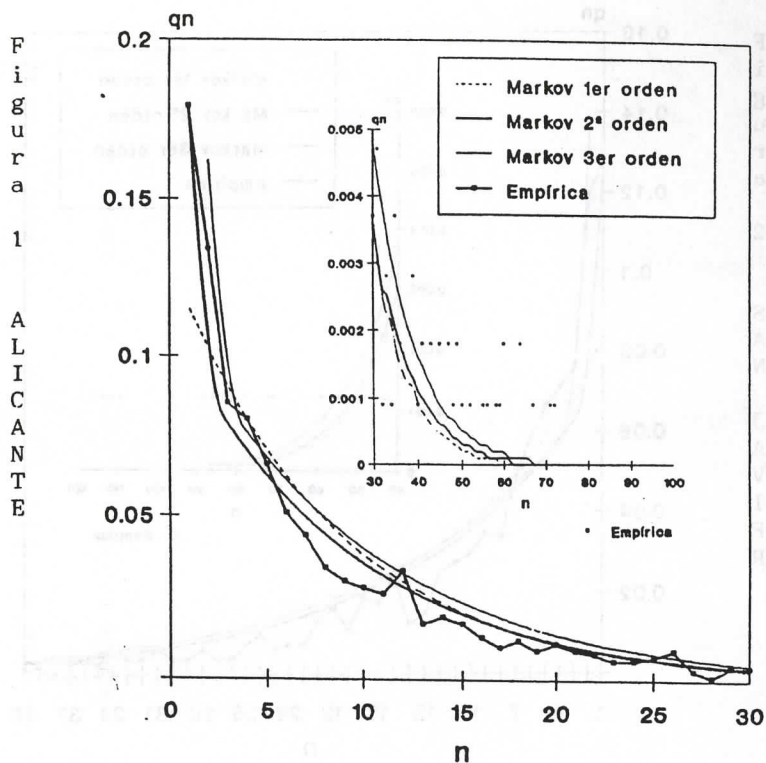


Figura 2

Valores de las probabilidades empírica y estimadas mediante las cadenas de Markov de primero, segundo y tercer órdenes de que una secuencia seca dure  $n$  días en San Javier.

