

Un estudio estadístico de la frecuencia de la sequía y su tendencia en España

JOSÉ ANTONIO LÓPEZ DÍAZ. SERVICIO DE TÉCNICAS CLIMATOLÓGICAS, AEMET

Introducción

Es conocido que la sequía en España constituye un problema serio en algunas regiones con múltiples repercusiones socio-económicas. La sequía puede abordarse desde varios puntos de vista, en este trabajo me centraré en la sequía meteorológica, definida en función de la escasez de precipitación. Referida a un periodo temporal determinado, como 3 años, podemos distinguir en primer lugar entre la sequía en términos absolutos, que implica una precipitación acumulada en el periodo inferior a un valor definido a partir de necesidades de algún tipo (agrícolas, industriales, consumo humano, etc.), y la sequía en términos relativos, en la que el umbral seleccionado depende de las características pluviométricas del punto o región considerados. En este trabajo me centraré en la sequía relativa, tal como se define por ejemplo con el SPI (Standard Precipitation Index), de amplio uso. La idea para el SPI es definir el umbral para sequía en el número de años que se considere a partir de la distribución de la precipitación acumulada en ese número de años de la propia serie analizada. Un valor que convencionalmente se utiliza para declarar que hay sequía es $SPI < -1$; esto equivale a que el total de precipitación acumulada en el periodo de referencia para la sequía que se adopte sea inferior al cuantil de probabilidad P , donde $P = \text{pr}(Z \leq -1) = 15.9\%$, siendo Z la variable aleatoria normal estándar.

Una afirmación que se oye frecuentemente es que la sequía es un problema recurrente en España. Esta afirmación admite varias interpretaciones, que es necesario distinguir y valorar con los datos disponibles. En efecto, debemos tener en cuenta varios hechos:

- Si la sequía se considera en términos absolutos, es claro que basta que una región tenga una pluviometría escasa para que la sequía sea recurrente.
- Si hablamos de sequía relativa,

como la determinada por el SPI, si la región tiene una tendencia global de la precipitación importante, la sequía será recurrente en algún tramo del periodo de global de años considerado (p. ej., con tendencia decreciente de las precipitaciones, la sequía será recurrente en la segunda mitad de la serie, y viceversa con tendencia creciente).

- En cambio, si consideramos la serie de precipitaciones tras sustraer la tendencia global, tiene sentido preguntarse si hay, o no, una propensión a sequías más frecuentes de lo que cabría esperar bajo la pura aleatoriedad de la precipitación. Solo en el primer caso podríamos hablar propiamente de que en esa región las sequías son recurrentes, como rasgo del clima independiente de la abundancia o escasez de precipitación, y de su tendencia global.

Datos

En este trabajo se han empleado las series de precipitación anual del Banco Nacional de Datos de la AEMET de 17 observatorios repartidos por todo el territorio nacional a lo largo del periodo 1951-2022. Los observatorios se muestran en la columna de la izquierda de las tablas que siguen, y las escasas lagunas de dato mensual que algunos mostraban han sido rellenadas con la media del mes correspondiente.

Metodología

Como se deduce de las reflexiones anteriores, hay varios aspectos interrelacionados que convendría distinguir para evitar confusiones. Para poder hablar propiamente de que hay sequías recurrentes, como fenómeno independiente de la tendencia global de la precipitación, y de la cantidad promedio de precipitación, se precisa usar un índice de sequía relativa como el SPI, y sustraer a la serie de precipitaciones (anuales en este trabajo) su tendencia. Entonces diremos que una serie tiene tendencia a

sequías recurrentes cuanto el número de sequías exceda el número que cabría esperar en una serie de similar distribución de precipitación anual con carácter aleatorio. De esta forma se puede determinar el p-valor de la frecuencia de sequías por una técnica de bootstrapping consistente en generar réplicas aleatorias de la serie dada y contabilizar el número de sequías en ellas, de forma que el p-valor de la frecuencia de sequías será igual a la proporción de réplicas cuya frecuencia de sequías excede a la frecuencia en la serie observada realmente. Se han generado 10 000 réplicas de series ficticias en cada aplicación de este test, y la función de densidad de la acumulación trianual se ha estimado a partir de 500 réplicas.

También tiene interés evidentemente determinar el grado en que las sequías tiendan a ser más frecuentes en años más recientes de la serie. Esto se consigue aplicando el test no paramétrico de Mann-Whitney, o de Wilcoxon de la suma de rangos, que proporciona un p-valor exacto para tamaños moderados de series, como los considerados aquí. Se ha usado la función `wilcox.test` del paquete de software libre R, con parámetros: x las posiciones de la sequía en la serie, y el conjunto complementario respecto de $1, 2, \dots, N$ (siendo N el tamaño de la serie) del conjunto x anterior. De esta forma el test viene a contrastar la hipótesis nula de que la suma de las posiciones de las sequías es más alta (en su versión unilateral empleada aquí) de lo que cabría bajo la hipótesis nula de distribución aleatoria de las sequías en el seno de la serie.

Para estimar la tendencia en la frecuencia de sequías se ha partido de la serie de las posiciones de sequía, en la serie $1, 2, \dots, N-2$ (número de grupos de tres años sucesivos en la serie). Formamos la serie S de tamaño $N-2$, poniendo un 0 si no hay sequía, y un 1 si la hay. La tendencia en la frecuencia se estima por

OBS	1951-2022				1971-2022				1991-2022			
	Med	Ses.	Tend	pvTe	Med	Ses.	Tend	pvTe	Med	Ses.	Tend	pvTe
Coruña	1012	0.6	-8	79.3	1006	0.1	60	48.7	1015	-2.3	-66	93.6
S. Sebast. Igueldo	1567	-1.1	58	88.0	1570	-0.9	62	75.8	1563	-0.8	717	10.9
Burgos Villafra	565	2.0	-164	9.4	547	-0.2	-135	54.9	539	-3.3	-185	61.8
Zaragoza	328	3.0	-17	67.6	325	1.3	23	96.2	326	2.3	124	64.1
Barcelona Fabra	618	6.5	-89	42.8	622	6.4	-297	7.7	600	5.3	-427	26.6
Salam. Matacán	381	3.3	-105	14.9	371	1.8	-93	35.6	359	0.3	-39	88.5
León Virgen d. Ca.	535	3.8	-185	2.5	522	3.4	-259	5.6	493	0.2	-191	66.4
Madrid	442	3.4	-89	19.6	431	3.6	-60	68.2	423	4.3	125	59.5
Palma Son S. Juan	424	1.0	-34	70.0	421	-0.3	-26	67.9	419	0.8	62	91.0
Badaj. Talavera	464	2.0	-178	2.4	445	0.0	-125	39.8	430	-0.8	-89	98.7
Sevilla S. Pablo	552	4.5	-272	1.2	516	5.3	-197	20.1	495	9.9	-308	35.8
Alicante	326	6.2	-113	3.3	321	7.6	-208	6.3	287	13.1	216	20.2
Albacete	362	0.3	10	69.4	365	-1.9	-33	77.6	358	2.0	130	29.4
Murcia S. Javier	321	3.6	10	80.0	334	5.3	-136	43.0	311	1.0	222	32.5
Málaga	539	10.6	-203	1.9	510	10.9	-183	16.0	499	12.0	-350	61.8
Tenerife Izaña	447	9.2	-488	0.0*	401	12.0	-501	0.6*	329	13.6	-23	91.0
Las Palmas	139	13.0	-63	31.2	132	9.9	-16	77.6	134	3.4	-193	5.7

Tabla 1: Estadísticos de las series de totales anuales. Para cada uno de los tres periodos analizados, indicados en la primera fila: media, sesgo 100* (1-mediana/media), valor de la tendencia en mm/100 años, y p-valor bilateral (%) de la tendencia (test de Mann-Kendall).

la pendiente de la recta de regresión de S sobre la serie 1, 2,..., N-2.

Resultados

1. Descripción de la precipitación anual

En la tabla 1 se presentan los resultados de la aplicación del test de tendencia no paramétrico de Mann-Kendall a las series seleccionadas, así como la media y el sesgo de cada serie. Como medida de sesgo se ha reflejado la diferencia porcentual, respecto a la media, entre la media y la mediana. Esta diferencia tiende a ser mayor cuanto mayor es el sesgo positivo de la serie, es decir, cuanto más larga es la cola derecha de la función de densidad respecto de la cola izquierda. Esto normalmente se asocia a climas más secos, en que en algunos años puede llover mucho más que la media. Los totales de precipitación medios muestran una gran variación, de más de un orden de magnitud, entre Igueldo en San Sebastián, con más de 1500 mm y Las Palmas de Gran Canaria, que se acerca a 140 mm. Los sesgos se mueven entre valores prácticamente nulos (incluso ligeramente negativo en

Igueldo), y valores superiores a 10 % en las Canarias.

En el periodo 1951-2022 la mayoría de las series tiene tendencia negativa, significativa al 5 % en León, Badajoz, Sevilla, Alicante, Málaga e Izaña (en esta estación el p-valor no llega al 1 por mil, y la tendencia extrapolada a un siglo es superior a la media de la serie). En Burgos la tendencia es significativa al 10 %. Tendencias levemente positivas se aprecian en Igueldo, Albacete y Murcia (estas dos últimas muy ligera).

La situación cambia de forma ostensible en el periodo 1971-2022, en que la única tendencia decreciente significativa al 5 %, eso sí, muy significativa, se encuentra en Izaña en el Teide. En Barcelona (Observatorio Fabra) y Alicante la tendencia negativa es significativa al 10 %. Las únicas tendencias positivas están en Coruña, San Sebastián y Zaragoza.

En el último periodo 1991-2022, de algo más de 30 años, ya no encontramos ninguna tendencia significativa al 5 %, aunque Las Palmas lo roza con un p-valor de 5.7 % para tendencia negativa. Siguen siendo mayoría los observatorios con tendencia negativa, pero varios muestran importantes tendencias positivas en el SE

(Alicante, Albacete y Murcia) y en San Sebastián (con una tendencia extrapolada a un siglo similar a la mitad de la media de la serie) y Zaragoza.

2. Frecuencia de las sequías

En cada uno de los tres periodos considerados, la primera columna, freSeq, de la tabla 2 representa el porcentaje de periodos trianuales con sequía respecto del total de periodos trianuales de la serie, o frecuencia media global de sequías trianuales, que también coincide con el valor esperado de sequías trianuales en un siglo. A priori, con la definición de sequía dada por $SPI = -1$, hay una probabilidad de un 16 %, y este debería ser el valor esperado de la frecuencia media. Se aprecia, para el periodo completo, una variación muy importante entre el mínimo de Burgos 8.6 % hasta el máximo en Izaña 25.7 %. Barcelona y Palma de Mallorca también muestran muy pocas sequías, mientras que los máximos están en los observatorios del SE, salvo Alicante, que tiene más bien pocas. En el periodo 1971-2022 se amortiguan las diferencias en la frecuencia de sequías, que vuelven a resurgir en el último pe-

Un estudio estadístico de la frecuencia de la sequía y su tendencia en España

OBS	1951-2022			1971-2022			1991-2022		
	freSeq	pFrec	pFrec*	freSeq	pFrec	pFrec*	freSeq	pFrec	pFrec*
Coruña	18.6	22.0	27.6	16.0	50.1	65.9	10.0	83.3	94.6
S. Sebast. Iguelo	17.1	30.9	24.0	18.0	34.0	29.5	20.0	22.9	43.6
Burgos Villafraía	8.6	98.1	35.4	12.0	81.1	17.4	6.7	95.8	95.4
Zaragoza	15.7	52.6	51.5	12.0	81.7	82.8	13.3	67.3	66.7
Barcelona Fabra	12.9	78.0	76.3	18.0	31.4	81.6	13.3	63.9	67.3
Salam. Matacán	15.7	50.9	76.4	18.0	16.2	79.8	10.0	83.6	84.7
León Virgen d. Ca.	17.1	34.8	97.8	20.0	18.3	8.6	10.0	83.6	66.5
Madrid	17.1	39.8	65.5	18.0	31.8	17.9	13.3	62.9	66.9
Palma Son S. Juan	12.7	79.4	48.8	16.3	41.7	40.8	13.3	64.7	67.7
Badajoz Talavera	20.9	9.4	29.8	20.0	15.9	3.0	16.7	42.1	13.2
Sevilla S. Pablo	21.4	7.0	32.4	16.0	45.9	65.8	16.7	42.3	69.2
Alicante	15.7	53.0	52.1	18.0	32.2	17.8	23.3	10.8	42.9
Albacete	18.6	24.3	22.0	20.0	18.8	29.5	23.3	9.4	11.1
Murcia S. Javier	22.9	2.6	1.1	24.0	3.0	3.3	23.3	9.1	3.5
Málaga	21.4	7.6	3.3	18.0	31.5	21.1	13.3	65.8	25.2
Tenerife Izaña	25.7	0.7*	36.3	24.0	4.1	29.2	6.7	94.3	84.0
Las Palmas	18.6	15.9	7.1	16.0	45.1	63.6	20.0	24.9	63.0

Tabla 2: Frecuencia media global de sequías trianuales: frecuencia media de sequías (%) en la serie freSeq; p-valor (%) del test unilateral para frecuencia media global de sequías alta, en la serie original pFrec y en la serie sin tendencia pFrec*. Significación estadística del test para frecuencia alta/baja al 5% en rojo/azul, al 1% añadiendo un asterisco.

riodo analizado. De hecho la frecuencia de sequías mínima para todos los observatorios y periodos analizados se da en Burgos e Izaña, 6.7 % en 1991-2022 (el máximo absoluto es el anteriormente mencionado 25.7 % en Izaña para 1951-2022). En esta última estación es notable que se pase de un máximo absoluto entre todos los observatorios y periodos en frecuencia de sequías desde 1951, a un mínimo absoluto desde 1991. Este hecho ilustra de forma dramática la necesidad de periodos largos, incluso superiores a 60 años, para caracterizar la precipitación, sobre todo en algunos climas.

Las segundas columnas, pFrec, de cada periodo recogen el p-valor de los valores de la frecuencia media de sequías obtenidos por la técnica de bootstrapping descrita. Este p-valor es para el test en forma unilateral, de tal forma que valores bajos del p-valor denotan exceso de frecuencia, y viceversa. Murcia da valor significativo al 5 % con este test en los dos primeros periodos, pero en el tercero baja la significación al 10%.

En Izaña el valor del periodo completo es significativo incluso al 1 %, y para el periodo 1971-2022 al 5 %. El p-valor unilateral sirve también para el test unilateral de la otra cola de la distribución, es decir, para contrastar la hipótesis de déficit excesivo de sequías, con tal de restarlo de 100 en la tabla¹. Comprobamos de este modo que el déficit de sequías en Burgos es significativo al 5 % para los periodos que comienzan en 1951 y 1991, y en Izaña lo roza en 1991-2022.

Como se ha dicho en la introducción, tiene sentido plantearse una medida objetiva del grado en que una serie muestra una tendencia a la ocurrencia de sequías, independientemente de la abundancia o escasez de precipitaciones en promedio y de posibles tendencias de la precipitación. Lo primero se consigue definiendo la sequía en términos relativos a la propia serie, como con el SPI, y lo segundo sustrayendo la tendencia a la serie. Aplicando la misma técnica de bootstrapping se obtienen los p-valores para el test unilateral que

contrasta exceso de sequías consignados en las terceras columnas de cada periodo, pFrec*, de la tabla 2. Como cabría esperar, tras eliminar el efecto de la tendencia global sobre la incidencia de sequías, los p-valores en general se alejan de la significación estadística, como es bien claro en el caso de Izaña.

Pero en Murcia hay incluso más significación estadística en las series sin tendencia, 5 % en los tres periodos considerados. También en Málaga observamos un efecto similar, sin tendencia pasa a ser significativa al 5 % en el periodo completo (con la serie original lo es al 10 %). Tomando el p-valor de este test de una forma más descriptiva, vemos que en el periodo 1951-2022 los p-valores alrededor del 20 % abarcan, además del SE, el cuadrante SO (Sevilla, Badajoz) y N de la Península (Coruña, San Sebastián), aunque en los otros dos periodos más cortos desaparece esta señal. En consecuencia podemos hablar de una tendencia consistente a una recurrencia de sequías en el SE independiente de

¹ Esto se puede hacer de forma exacta para un test sobre una variable discreta, como es el caso, si se toma la precaución, al computar el p-valor, de multiplicar por 1/2 la probabilidad de que el valor de la variable aleatoria justo iguale al valor testeado. También para el test sobre la tendencia de ocurrencia de sequía del próximo párrafo, la función *wilcox.test* para las versiones unilaterales, devuelve la probabilidad de que la variable aleatoria sea mayor o igual, o menor o igual, respectivamente, que el estadístico observado, lo que se ha tenido en cuenta al hallar el p-valor como se ha descrito antes.

OBS	1951-2022			1971-2022			1991-2022		
	teSeq	pTSe	pTSe*	teSeq	pTSe	pTSe*	teSeq	pTSe	pTSe*
La Coruña	-42	96.6	99.0*	-100	99.8*	93.5	-33	68.8	68.8
S. Sebast. Igueldo	-6	59.8	50.9	16	34.1	34.1	-93	85.8	80.0
Burgos Villafría	27	5.3	92.6	16	31.0	98.9	107	1.7	65.5
Zaragoza	-26	88.8	88.8	-27	79.4	79.4	-151	98.3	85.8
Barcelona Fabra	38	3.0	79.8	65	4.4	19.8	44	27.8	77.9
Salam. Matacán	41	2.9	83.9	49	11.0	72.0	73	13.4	13.4
León Virg. del Ca.	61	0.3*	67.8	97	0.6*	99.5*	-11	56.5	89.4
Madrid	25	13.4	75.4	-8	58.4	70.0	44	27.8	3.8
Palma Son S. Juan	13	28.2	70.7	-29	77.2	77.2	-36	68.1	68.1
Badajoz Talavera	47	3.6	37.8	-5	54.7	69.7	73	18.5	70.9
Sevilla S. Pablo	84	0.0*	95.1	20	29.3	86.2	60	23.2	94.9
Alicante	61	0.2*	2.1	61	5.5	8.1	-51	70.9	50.0
Albacete	3	45.5	45.5	45	12.9	21.9	-16	56.7	56.7
Murcia S. Javier	-21	79.9	79.9	-39	82.2	95.3	-162	96.3	75.7
Málaga	87	0.0*	61.0	43	13.3	63.1	-22	61.6	99.4*
Tenerife Izaña	88	0.0*	99.4*	144	0.0*	95.8	-33	43.4	68.8
Las Palmas	-20	75.0	98.7	-41	87	95.2	182	1.5	43.0

Tabla 3: Tendencia temporal de la ocurrencia de sequías trianuales: tendencia en la frecuencia de sequías en %/100 años teSeq; p-valor (%) del test unilateral sobre la tendencia creciente de la frecuencia de sequías, en la serie original pTSe y en la serie sin tendencia pTSe*. Significación estadística del test para tendencia positiva/negativa al 5 % en rojo/azul, al 1 % añadiendo un asterisco.

la tendencia global de la precipitación, lo cual no deja de ser una característica desafortunada del clima de esas regiones dado que, además, cuentan con una pluviometría escasa en promedio.

3. Tendencia temporal en el número de sequías

El estimador de tendencia temporal en la frecuencia de sequías se refleja en las primeras columnas teSeq de la tabla 3, y el p-valor unilateral para tendencia creciente en la frecuencia en la siguiente columna pTSe. En el periodo 1951-2022 predominan claramente en número e intensidad las tendencias crecientes en la aparición de sequías, con valores superiores a 80 %/siglo y significativas al uno por mil en Sevilla, Málaga e Izaña, al 1 % de significación y valores del orden de 60 %/siglo en León y Alicante, y significativas al 5 % en Salamanca, Barcelona y Badajoz. La única tendencia decreciente significativa al 5 % se da en La Coruña. Si avanzamos 20 años continúa la altísima significación estadística en Izaña, en León se llega al 1 % de significación, y la tendencia decreciente en La Coruña se acerca al 1 % de p-valor. Para el último periodo desde 1991 solo tienen tendencia

creciente en la frecuencia de sequías al 5 % Las Palmas y Burgos, y decreciente La Coruña.

En la tercera columna de cada periodo, pTSe*, el test anterior se ha aplicado a las series tras sustraer la tendencia global en la serie. En la mayoría de los observatorios con tendencia significativa creciente en la aparición de sequías en la serie original, ahora, o bien desaparece la significación estadística, o bien incluso aparece significación estadística para tendencia decreciente en las sequías.

En el primer caso la interpretación más inmediata es que la tendencia en las sequías se debe principalmente a la tendencia en la precipitación. El segundo caso de discordancia significativa entre los dos tests lo vemos en Izaña, Sevilla o León (desde 1971), series con tendencias decrecientes muy fuertes de la precipitación (ver tabla 1) y puede deberse a que la tendencia en precipitación se desvíe bastante de la linealidad, y su sustracción introduce una espuria tendencia a la desaparición de sequías.

En cambio La Coruña y Alicante muestran significación estadística concorde con ambos test desde 1951, en La Co-

ruña para tendencia decreciente en ocurrencia y en Alicante para tendencia creciente. Esto sugiere independencia de la tendencia en ocurrencia de sequía de la tendencia global de la precipitación. La explicación en estos casos habrá pues que buscarla en tendencias en mecanismos climáticos de baja frecuencia con periodos del orden de, o inferiores, al número de años de las series, y que por tanto no se traduzcan en tendencias globales.

Conclusiones

Salta a la vista que este análisis de propiedades de las sequías en España pone de manifiesto la gran variedad climática de nuestro país, no solo en aspectos bien conocidos como los totales pluviométricos, o incluso la diversidad de tendencias en la precipitación, sino en otras características mucho menos tratadas como la propensión en algunas regiones del SE a tener más sequías de lo esperable tras eliminar los efectos de la tendencia global en precipitación. También se observa un panorama variopinto en cuanto a las tendencias en la ocurrencia de sequías, incluso tras abstraer el efecto de la tendencia global.