

RELACIÓN ENTRE LAS TEMPERATURAS MEDIAS DE LAS ESTACIONES DEL AÑO



El pasado invierno se ha caracterizado por su especial crudeza, con temperaturas más bajas de lo normal y abundantes nevadas en gran parte de la Península.

El mes de febrero destacó especialmente por sus bajas temperaturas. Esto se pone de manifiesto en el análisis de la serie de temperaturas medias mensuales estimadas de la España peninsular desde el año 1961. La temperatura media de febrero de 2005 ha sido 5.85°C, la segunda más baja de la serie en febrero (la más baja se dio en 1965 con 5.68°C). La media del periodo 1961-2005 en febrero es 8.2°C con una desviación típica de 1.37°C. Para el conjunto de los tres meses invernales, dic-ene-feb, la temperatura media de 2004-2005 ha sido la sexta más baja de la serie, con un valor de 6.65°C (la más baja se dio en 1965 con 5.95°C). La media de los inviernos es 7.66°C, y la desviación típica es 0.94°C.

Por el contrario como es sabido el verano de 2003 fue especialmente caluroso, de hecho ha sido el más cálido del periodo 1961-2004. El de 2004 ha sido el cuarto más caluroso. Ante estas oscilaciones térmicas anómalas de algunas estaciones del año se plantea la cuestión de si a la vista de la climatología de las temperaturas cabe esperar este año un verano especialmente cálido tras el último invierno anormalmente frío. Para ello se ha confeccionado la tabla de contingencia para la clasificación por terciles (tabla 1) y cuartiles (tabla 2) de las parejas invierno- verano del periodo 1961-2005.

De la tabla 2 se deduce que a un invierno muy frío (en el primer cuartil) existe sólo una probabilidad de 1/11 de que le siga un verano muy cálido (en el último cuartil). De forma similar de la tabla 1 vemos que la probabilidad de que a un invierno frío (primer tercil) le siga un verano cálido (último tercil) es de sólo 1/14. Por tanto la climatología no apoya

José Antonio López Díaz
Jefe de la Unidad de Técnicas
Climatológicas

El pasado invierno se ha caracterizado por su especial crudeza, con temperaturas más bajas de lo normal y abundantes nevadas en gran parte de la Península.



Tabla 1: Clasificación terciles invierno-verano

| Inv-Ver | Frío | Normal | Cálido |
|---------|------|--------|--------|
| Frío | 5 | 8 | 1 |
| Normal | 4 | 6 | 5 |
| Cálido | 5 | 1 | 8 |

Tabla 2: Clasificación cuartiles invierno-verano

| Inv-Ver | M. Frío | Frío | Cálido | M. Cálido |
|---------|---------|------|--------|-----------|
| M. Frío | 4 | 5 | 1 | 1 |
| Frío | 3 | 2 | 4 | 2 |
| Normal | 3 | 1 | 3 | 3 |
| Cálido | 1 | 3 | 2 | 5 |

la conjetura de un mecanismo de compensación en las temperaturas que favorecería las parejas inviernos frío-verano cálido. Más bien vemos que a los inviernos muy fríos o fríos tienden a seguirles veranos fríos o normales.

Podemos preguntarnos de forma más general por el grado de relación entre las temperaturas invernales y las veraniegas que les siguen. El test más usado cuando las variables se distribuyen de forma aproximadamente normal, como es el caso, es el basado en el modelo de regresión lineal entre las variables. Para las parejas invierno-verano los resultados se recogen en la primera fila de la tabla 3. El coeficiente de regresión vale 0.

26 y el p-valor del test de significación de la relación lineal entre las variables es 0.09. Esto quiere decir que si planteásemos un test de hipótesis estadístico con hipótesis nula “no existe relación lineal significativa” y alternativa “existe relación lineal significativa” entre las parejas y fijásemos el nivel de significación del test en el 10% el resultado del test sería rechazar la hipótesis nula, esto es, aceptar que en la recta de regresión $ver = 19.6 + 0.026 inv + \varepsilon$ el coeficiente de inv no es nulo. Si en cambio fijamos el nivel de significación en el 5% el test resulta no significativo. Por tanto hay indicios

de que existe una correlación positiva significativa entre las parejas invierno – verano.

Pero podemos completar el precedente análisis considerando las tablas de contingencia vistas anteriormente, pues de hecho en la predicción estacional se clasifican los meses en terciles o cuartiles y se busca predecir el tercil/cuartil en que caerá la temperatura media en una estación dada. Así que el análisis de regresión es en cierto sentido demasiado fino para nuestros propósitos. Para dar una idea del grado de concordancia de las clasificaciones en terciles o cuartiles de las parejas podemos diseñar un test que tenga como hipótesis nula H_0 : “las clasificaciones de cada miembro de la pareja invierno-verano se reparten aleatoriamente” frente a la hipótesis alternativa H_1 : “el número de parejas con la misma clasificación, esto es, la suma de los elementos en la diagonal (traza) de la tabla de contingencia, es significativamente superior a lo esperado en el caso de cumplirse H_0 ”. El p-valor de este test se puede evaluar de forma exacta usando la fórmula de Fisher para la probabilidad de obtener una tabla de contingencia con entradas a_{ij} , $i = 1, 2, \dots, m$, $j = 1, 2, \dots, n$ condicionada a que la suma de cada fila F_i , $i = 1, 2, \dots, m$, y cada columna C_j , $j = 1, 2, \dots, n$ es constante. Esta probabilidad está dada por:

$$C_j) = \frac{(F_1!F_2!\dots F_m!)(C_1!C_2!\dots C_n!)}{N! \prod_{i,j} a_{ij}!}$$

donde N es el número total de elementos de la tabla.

Para hallar el p-valor de este test por el procedimiento exacto para la tabla 1, por ejemplo, tenemos que producir todas las tablas de contingencia con el mismo número de totales por fila y columna que la tabla 1 y que tienen una suma de casillas en la diagonal mayor o igual que la tabla 1 y sumar las probabilidades obtenidas. Esta es la parte más trabajosa de este test, pero para tablas 3×3 como la 2 es factible con los ordenadores actuales. Para el caso de la tabla 1 hay un total de 7820 tablas con los mismos totales por filas y por columnas y la suma de probabilidades para aquellas con traza mayor o igual que la tabla 1 (igual a 19) es 9%. Este valor está recogido en la cuarta columna de la tabla 3, bajo el título “test traza”. Esto quiere decir que hay una probabilidad relativamente baja de que el número de concordancias en la tabla 1 de clasificación por terciles se deba al azar. Vemos además que en este caso el p-valor del test de la regresión lineal y del test de la traza de la tabla de contingencia son iguales.

Para la tabla de contingencia por cuartiles el test exacto anterior se vuelve impracticable dado el enorme número de tablas que hay que considerar (como curiosidad el número de tablas de contingencia con las mismas sumas por filas y columnas que la tabla 2 es de 8 529 235). Así que para hallar el p-valor del test sobre la traza se han realizado simulaciones aleatorias de tablas con los mismos totales por filas y columnas que la tabla 2, un total de 10 000, y de estas se ha calculado la proporción que tienen una traza mayor o igual que la tabla



Según las estadísticas, los inviernos muy fríos o fríos tienden a ser seguidos por veranos fríos o normales

Tabla 3: Análisis de temperaturas medias estacionales

| | ρ | p-v reg. | Tablas contin. terciles | Tablas contin. cuartiles | Test traza | Prob pers. |
|----------|--------|----------|-------------------------|--------------------------|------------|------------|
| | | | Test traza | Prob pers. | | |
| Inv-ver | 0.26 | 0.09 | 0.09 | 0.44 | 0.17 | 0.33 |
| Prim-ver | 0.51 | 0.0003 | 0.035 | 0.48 | 0.002 | 0.45 |
| Ver-oto | 0.26 | 0.09 | 0.52 | 0.34 | 0.89 | 0.18 |
| Oto-inv | 0.08 | 0.59 | 0.19 | 0.41 | 0.91 | 0.20 |
| Inv-prim | 0.37 | 0.015 | 0.47 | 0.35 | 0.39 | 0.28 |

2. El resultado fue de un 17% (ver sexta columna de la tabla 3). Este resultado, aunque no tan concluyente como el anterior, apunta también hacia una proporción de concordancias mayor que la esperada en condiciones aleatorias.

Por último las columnas de la tabla 3 quinta y séptima contienen la probabilidad de que el verano esté en el mismo tercil/cuartil que el invierno anterior, de cumplirse las probabilidades climatológicas recogidas en las tablas, es decir, es una medida de la persistencia en las temperaturas. Así hay un 44% de probabilidad de que el invierno y el verano siguiente estén en el mismo tercil.

Relación entre temperatura media de una estación del año y la siguiente

Las filas segunda a última de la tabla 3 contienen los resultados de efectuar un análisis similar al descrito antes para las parejas de temperaturas medias de primavera-verano, verano-otoño, otoño-invierno e invierno-primavera. Cabe destacar que la pareja primavera-verano es la que muestra una relación, con mucho, más significativa, como se deduce de los p-valores tan bajos que dan el test de la regresión lineal, el aplicado a la traza de la tabla de contingencia con la clasificación por terciles y el de la clasifi-

cación por cuartiles. Todos ellos son significativos al 1% de nivel de significación y existe una probabilidad de casi un 50% (48%) de que la temperatura media de primavera de un año y la del verano siguiente estén ambas en el mismo tercil. De modo que la persistencia de temperaturas es a priori una buena apuesta para la predicción global de temperaturas veraniegas.

En el caso de las parejas verano-otoño vemos que el p-valor de la regresión es significativo al 10%, pero en cambio los tests sobre las trazas de las clasificaciones por terciles o cuartiles no son significativos en absoluto. Y la probabilidad de coincidencia en la clasificación en terciles es muy próxima a 1/3, que es la correspondiente a ausencia de persistencia (independencia entre las variables). Este caso pone de manifiesto que el análisis por regresión y el derivado de las tablas de contingencia no siempre producen

resultados concordantes. Con las parejas invierno-primavera la situación es similar, aunque si cabe más acentuada, ya que el test de regresión es muy significativo, mientras los test sobre las trazas no lo son. En estos casos cabe suponer que la relación lineal entre las variables puesta de manifiesto por el test de la regresión no se traduce en un número suficiente de coincidencias en la clasificación por terciles o cuartiles, aunque debe manifestarse como cuasi-coincidencias, esto es, parejas con clasificaciones que se diferencian en sólo un escalón, como frío-normal o normal-cálido.

El binomio restante, otoño-invierno, no muestra una relación significativa con ninguno de los test. ☞

Nota: el autor desea expresar su agradecimiento a Antonio Gamo Baeza, Jefe de la Unidad de Vigilancia del Clima, por haberle proporcionado la serie de temperaturas medias estimadas peninsulares usada en este trabajo.



El verano de 2004 fue el cuarto más caluroso del periodo 1967-2004.