

Discusión al artículo

“Influencia del cambio climático en el comportamiento de los caudales máximos de la zona mediterránea de Chile”

(Roberto Pizarro *et al.*)

Vol. IV, núm. 2, abril-junio de 2013, pp. 5-19

Polemista: Daniel Francisco Campos Aranda
Profesor jubilado de la Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México
campos_aranda@hotmail.com

DOI: 10.24850/j-tyca-2017-04-D1R1

Observaciones operativas

El autor presenta los resultados de un *análisis regional* de caudales máximos anuales realizado en tres áreas geográficas de Chile, que corresponden a su zona media o mediterránea. Los nombres, extensiones de cada área y número de estaciones hidrométricas procesadas son: (1) Región Metropolitana, con 15 403 km² y seis estaciones; (2) Región del Libertador Bernardo O'Higgins, con 16 387 km² y 16 estaciones, y (3) Región de Maule, con 30 296 km² y 28 estaciones. El autor señala que en esta zona la precipitación anual varía de los 250 a los 500 milímetros, y que sus sistemas hidrográficos tienen un régimen pluvial y pluvionival.

Primera: todo análisis regional debe comenzar probando la calidad estadística de los registros hidrométricos por procesar del caudal máximo anual, pues de ello depende que los resultados de su análisis probabilístico sean confiables. Condiciones como aleatoriedad, independencia, homogeneidad y estacionalidad deben ser verificadas estadísticamente, a través de diversas pruebas (Bobée & Ashkar, 1991). El polemista observa que no se verificaron, mediante pruebas estadísticas generales o específicas, las condiciones citadas.

Segunda: recientemente, Hosking y Wallis (1997a) han encontrado que los valores erróneos, los eventos dispersos (*outliers*), la tendencia, y los saltos o cambios en la media de los datos son reflejados en los momentos L de la muestra y, por ello, han sugerido una mezcla de los cocientes L en un solo estadístico (D_r), que mide la *discordancia* entre los cocientes L de cada registro

y los promedios del grupo. Tal prueba permite encontrar registros que son discordantes con el grupo considerado como un todo. El polemista opina que cuando menos la prueba de discordancias debió ser aplicada, para concluir respecto a la calidad estadística de los registros disponibles de caudal máximo anual.

Tercera: el autor utiliza los tres registros más amplios de cada área y concluye respecto a su comportamiento que existe tendencia ascendente en todos y que, por lo tanto, los caudales de la zona mediterránea de Chile están mostrando valores más grandes en épocas recientes. En opinión del polemista, para que tal conclusión sea aceptable, primero se debió probar la homogeneidad hidrológica de cada región, por ejemplo, a través de: (1) la versión corregida del Test de Langbein (Fill & Stedinger, 1995); (2) el Test H de Heterogeneidad (Hosking & Wallis, 1997b), o bien, (3) la prueba basada en la dispersión de los coeficientes de variación (Wiltshire, 1986a, 1986b). Lo anterior, cuando se emplean los registros de caudal máximo anual para probar la similitud en la respuesta hidrológica de las cuencas que integran cada región. Sin embargo, Cunderlik y Burn (2002), y Ramírez *et al.* (2009) han sugerido que la fecha de ocurrencia media y la regularidad estacional de las crecientes pueden ser utilizadas como medidas de similitud, ya que implican una semejanza en características fisiográficas y meteorológicas, teniendo la ventaja de utilizar los registros hidrométricos para la verificación de la homogeneidad regional y no para su definición.

Cuarta: el autor indica que las cuencas procesadas tienen un régimen pluvial y pluvionival,

es decir, que sus crecientes han sido originadas por dos mecanismos diferentes. En tales circunstancias, el polemista destaca que no se probó estadísticamente la presencia de dos poblaciones, para aceptar tal hipótesis o descartarla; por ejemplo, con base en pruebas no paramétricas, como las de Mann-Whitney, Kruskal-Wallis y Terry.

Quinta: aceptando que no exista suficiente evidencia estadística para considerar los registros procesados integrados por dos poblaciones, el polemista observa que no se ajustaron a los datos de caudal máximo anual los modelos probabilísticos que han sido sugeridos bajo precepto, como lo son las distribuciones: [1] Log-Pearson tipo III en EUA (WRC, 1977; Stedinger *et al.*, 1993); [2] General de Valores Extremos (GVE) en Inglaterra en la década de 1970 (NERC, 1975; Stedinger *et al.*, 1993), y [3] recientemente la Logística Generalizada (Shaw *et al.*, 2011).

Sexta: el polemista también destaca que en la aplicación de los modelos probabilísticos utilizados no se indicó el método de ajuste que fue empleado, por ejemplo: momentos, máxima verosimilitud o momentos L . De mayor importancia es la selección del mejor modelo probabilístico, lo cual actualmente se realiza a través del error estándar de ajuste o del error absoluto medio, que son medidas cuantitativas del ajuste, las cuales sí permiten discernir objetivamente entre un modelo y otro (Kite, 1977).

Observaciones de concepto

En el inciso titulado "*Calidad de los ajustes*", el autor indica que en las tres regiones analizadas, la distribución de probabilidades Gumbel es la más adecuada y cita como referencia de soporte a Yue *et al.* (2006). En el final de tal inciso, el autor establece que se utilizó la distribución Gumbel debido a que es la más fácil de determinar y tiene menor número de parámetros por estimar. Posteriormente, el autor cita la referencia de Önöz y Bayazit (2001) para indicar que tales autores encontraron que la distribución

Gumbel es la más recomendable al trabajar con caudales mínimos.

Séptima: el polemista encuentra que la referencia de Yue *et al.* (2006) trata la distribución de valores extremos bivariada, utilizando el modelo Gumbel como marginales; por lo tanto, permite la estimación de la probabilidad conjunta de las variables caudal máximo y su respectivo volumen del hidrograma, así como del volumen, conjuntamente con la duración de la creciente. Por lo tanto, el autor está citando mal tal referencia, para referirse a la distribución Gumbel de dos parámetros de ajuste (ubicación y escala), la cual, por cierto, está incluida en el modelo GVE cuando su parámetro de forma (k) resulta cero.

Octava: el polemista considera que el modelo GVE debió ser probado, a juzgar por los registros del río Mapocho en Hacienda de Maipú, mostrado en la figura 3, y del río Claro en El Valle, expuesto en la figura 4, que son registros que probablemente tengan valores dispersos (*outliers*).

Novena: el polemista encontró que la referencia de Önöz y Bayazit (2001) se refiere a series de duración parcial o caudales máximos superiores a un valor umbral, cuya ocurrencia de excedencias se modela con un proceso de Poisson, siendo la distribución exponencial la que define las magnitudes de tales caudales. La distribución exponencial es un caso del modelo Pearson tipo III y nada tiene que ver con la distribución Gumbel, excepto el contener en su fórmula al número e . Por lo anterior, el autor está citando mal tal referencia.

El autor, al final del inciso denominado "*Variabilidad regional*", indica que el caudal máximo anual en las tres regiones posee un aumento gradual en el tiempo, medido a través de la expresión del índice relativo de magnitud de crecidas (IR_{mc}).

Décima: el polemista considera que por el hecho de no utilizar el caudal específico ($m^3/s/km^2$), es decir, por no tomar en cuenta el área de cuenca de cada estación de aforos, el IR_{mc} siempre definirá valores mayores que la unidad

al emplear los caudales máximos observados y también reportará magnitudes mayores al emplear predicciones, o caudales asociados a cierta probabilidad de excedencia, sobre todo en periodos de retorno superiores a la amplitud del registro.

Décima primera: en opinión de polemista, la aplicación del Test *U* de Mann-Whitney por sub-tramos de registro es incorrecta, pues tal prueba busca las diferencias entre eventos o crecientes procedentes de cada mecanismo de formación o población diferente. La diferencia entre medias por tramos se busca con una prueba paramétrica *t* de Student o de Cramer, y no paramétrica de Wald-Wolfowitz.

Décima segunda: el polemista pregunta, ¿por qué en la figura 4, a partir del año 2002, las gráficas de caudales máximos anuales siguen las líneas de tendencia lineal?

Referencias

- Bobée, B., & Ashkar, F. (1991). Data requirements for hydrologic frequency analysis. Chapter 1 (pp. 1-12). In: *The Gamma family and derived distributions applied in Hydrology*. Littleton, USA: Water Resources Publications.
- Cunderlik, J. M., & Burn, D. H. (2002). The use of flood regime information in regional flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal*, 47(1), 77-92.
- Fill, H. D., & Stedinger, J. R. (1995). Homogeneity test based upon Gumbel distribution and a critical appraisal of Dalrymple's test. *Journal of Hydrology*, 166, 81-105.
- Hosking, J. R. M. & Wallis, J. R. (1997a). Screening the data. Chapter 3 (pp. 44-53). In: *Regional frequency analysis. An*

- approach based on L-moments*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Hosking, J. R. M. & Wallis, J. R. (1997b). Identification of homogeneous regions. Chapter 4 (pp. 54-72). In *Regional frequency analysis. An approach based on L-moments*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Kite, G. W. (1977). Comparison of frequency distributions. Chapter 12 (pp. 156-168). In: *Frequency and risk analyses in hydrology*. Fort Collins, USA: Water Resources Publications.
- NERC (1975). Volume I: Hydrological studies. In: *Flood Studies Report* (550 pp.). London: Natural Environment Research Council.
- Önöz, B., & Bayazit, M. T. (2001). Effect of the occurrence process of the peaks over threshold on the flood estimates. *Journal of Hydrology*, 224(1-2), 86-96.
- Ramírez, A. I., Gutiérrez-López, A., & Ruiz-Silva, H. L. (2009). Análisis de la ocurrencia en el tiempo de los gastos máximos en México. *Ingeniería Hidráulica en México*, 24(1), 115-124.
- Shaw, E. M., Beven, K. J., Chappel, N. A., & Lamb, R. (2011). Estimating floods and low flows in the UK. Chapter 13 (4th ed.) (pp. 322-350). In: *Hydrology in Practice*. London: Spon Press.
- Stedinger, J. R., Vogel, R. M., & Foufoula-Georgiou, E. (1993). Frequency analysis of extreme events. Chapter 18 (pp. 18.1-18.66). In: *Handbook of Hydrology*. Maidment, D. R. (ed.). New York: McGraw-Hill, Inc.
- WRC (1977). *Guidelines for determining flood flow frequency*. Revised edition. Bulletin # 17 A of the Hydrology Committee. Washington, DC: Water Resources Council.
- Yue, S., Ouarda, T., Bobée, B., Legendre, P., & Bruneau, P. (2006). The Gumbel mixed model for flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 226(1-2), 88-100.
- Wiltshire, S. E. (1986a). Regional flood frequency analysis I: Homogeneity statistics. *Hydrological Sciences Journal*, 31, 321-333.
- Wiltshire, S. E. (1986b). Identification of homogeneous regions for flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 84, 287-302.

RESPUESTA AL POLEMISTA

En primer lugar, es importante destacar la prolijidad de los alcances que hace el polemista y que se haya interesado en la temática que expusimos con mis colegas en el *paper* en cuestión. En este marco es también importante señalar que el único objetivo que tuvo la investigación hecha fue intentar determinar si es que se había verificado algún cambio en el patrón de com-

portamiento de las series de caudales máximos en diversas cuencas de la zona central del país. Para ello se utilizaron algunas funciones de distribución de probabilidad (FDP), escogiéndose la de Gumbel por tener una buena calidad de ajuste y estimando a partir de la misma los valores de caudal para los periodos de retorno de 10, 20, 30, 40 y 50 años. A partir de esto, fue

posible señalar que ha existido un aumento de los caudales máximos en los últimos periodos, lo que es refrendado incluso por medidas tan básicas como lo es la comparación gráfica y las tendencias de los datos. Por tanto, no hay mayor análisis sobre lo expuesto que lo ya dicho.

A continuación se da respuesta a los alcances del polemista:

1. El boletín 17B del WRC señala que los caudales máximos anuales pueden ser tratados como eventos independientes, aunque las pruebas para verificar este supuesto indiquen lo contrario. En cuanto a la calidad de los datos empleados en el análisis, la Dirección General de Aguas de Chile realiza un exhaustivo análisis de los datos que pone a disposición de los usuarios, los cuales son validados de 2 a 3 años después de la ocurrencia de los mismos, con lo cual se verifica el comportamiento de las curvas de descarga. Esto define que los datos son de calidad y se ajustan a la realidad descrita en cada cuenca. Además, dado que el largo de los registros es superior a 10 años, los datos se consideran aceptables para realizar un ajuste de FDP.
2. El ajuste de las FDP no consideró un análisis con base en los L momentos. Además, el análisis se realizó por estación, dadas las características particulares que posee el territorio chileno, que hace muy singulares a cada una de sus cuencas (caen más de 5 000 m en menos de 100 km de recorrido; algunas poseen régimen pluvionival y otras sólo de tipo pluvial; las pendientes medias del cauce principal son muy distintas, dependiendo de si la cuenca se ubica en la cordillera de los Andes o de la costa, etc.). Por ende, cualquier agrupación de los datos en términos regionales estaría generando la necesidad de establecer análisis muy distintos a los efectuados, por la multivariabilidad que habría que considerar. En función de lo anterior, la aplicación del índice *Di* no tendría sentido, ya que éste se utiliza para la identificación de medidas discordantes dentro de un análisis grupal, que para este caso no corresponden.
3. Sólo se seleccionaron los registros más amplios de cada área, pues existe mucha variabilidad en la longitud de las series, y se asumió que ellas podían representar al conjunto de una región administrativa, no hidrológica ni estadística. El polemista insiste en entender, al parecer, que las regiones son de tipo hidrológico y eso no corresponde al artículo.
4. No se planteó la hipótesis de que los caudales estudiados proviniesen de dos regímenes distintos, dado que lo que se desea probar es si ha habido cambios temporales en el comportamiento de los caudales máximos para cada cuenca en estudio y de forma particular; esto es, si ellos han aumentado en los últimos años. Lo expuesto por el polemista tendría mayor asidero (clasificando en cuencas pluviales y pluvionivales), si este estudio correspondiese a una descripción de la zona de estudio en términos de análisis regionales. Asimismo, todas las cuencas en estudio corresponden a pluviales y pluvionivales (Cortés *et al.*, 2011; Bravo & Garreud, 2011).
5. Los modelos probados en el estudio son utilizados comúnmente en Chile. Además, el estudio no pretendía encontrar la mejor FDP para las estaciones, y dado que los valores del coeficiente de determinación y prueba de Kolmogorov-Smirnov fueron buenos, no fue necesario ajustar otro modelo de FDP conforme a los objetivos del estudio.
6. El ajuste de los modelos se realizó a través del método de los momentos. En cuanto a la selección de los modelos, los indicadores que señala el polemista presentan el error en la misma unidad que la variable, por lo que su interpretación es sencilla, pero no son objetivos. Asimismo, Chai y Draxler (2014) señalan que los indicadores (RMSE Y MAE) sólo enfatizan un aspecto del error, por lo que lo ideal es utilizar una combinación

- de pruebas de bondad de ajuste para la selección del modelo.
7. En términos estrictos, el polemista tiene razón; sin embargo, lo que se quiere destacar es la ductilidad y aplicación de la FDP de Gumbel y no necesariamente la aplicación específica que de la misma hicieron los autores Yue *et al.* (2006).
 8. Los modelos probados en la investigación tuvieron un buen ajuste con base en el coeficiente de determinación (95% para Gumbel y 98% log-normal) y la prueba de Kolmogorov-Smirnov no rechaza la hipótesis nula en ambos modelos, por lo que se acepta que el ajuste es bueno. El ajustar otro modelo sólo sería recomendable en el caso de que los modelos probados no tuvieran un ajuste aceptable.
 9. Existe coincidencia con el polemista.
 10. El polemista tiene razón, porque es justamente lo que se pretendía hacer; esto es, definir el valor uno como el valor referencial para establecer los análisis comparativos en el marco del índice propuesto.
 11. La U de Mann-Whitney es una instancia que permite hacer comparaciones en datos no paramétricos y a partir de las medianas. El objetivo de su aplicación fue determinar

- si había diferencias entre las series consideradas y si esto permitía corroborar la hipótesis de que los caudales punta se habrían incrementado, lo cual se consiguió no sólo con esta prueba, sino que también con el análisis de tendencia y el gráfico. De igual manera, las pruebas sugeridas por el polemista presentan problemas similares a los criticados a la U de Mann-Whitney.
12. Corresponde a un error gráfico que sólo se manifiesta en la región de O'Higgins.

Referencias

- Bravo, C., & Garreud, R. (2011). *El régimen nival en cuencas andinas de Chile central*. Segundo Congreso de Oceanografía Física Meteorología y Clima del Pacífico Sudoriental, 5-7 de octubre, La Serena, Chile.
- Chai, T., & Draxler, R. (2014). Root mean square error (RMSE) or mean absolute error (MAE)? –Arguments against avoiding RMSE in the literature. *Geoscientific Model Development Discussions*, 7, 1247-1250.
- Cortés, G., Vargas, X., & McPhee, J. (2011). Climatic sensitivity of streamflow timing in the extratropical western Andes Cordillera. *Journal of Hydrology*, 405, 93-109.
- Water Resources Council (1982). *Guidelines for determining flood flow frequency: Bulletin 17B*. Reston, USA: United States Department of the Interior Geological Survey.
- Yue, S., Ouarda, T., Bobée, B., Legendre, P., & Bruneau, P. (2006). The Gumbel mixed model for flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 226(1-2), 88-100.