Discusión al artículo "Una modificación simple y útil del método de la avenida índice"

(Aldo I. Ramírez y Fabiola del R. Arellano-Lara)
Vol. I, núm. 1, enero-marzo de 2010, pp. 69-85

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

Planteamiento general

Los autores (Ramírez y Arellano-Lara, 2010) han expuesto la versión teórica original de la prueba que permite la verificación de la homogeneidad regional para crecientes o avenidas máximas, conocida como Test de Langbein. Además, hacen una corrección o modificación al procedimiento original de aplicación para evitar tomar en cuenta las estaciones hidrométricas que presentan grandes desviaciones.

Ante tal situación, el polemista considera conveniente dar a conocer que se han encontrado deficiencias en la teoría original de la prueba y que se ha modificado su procedimiento de aplicación para permitir la presencia de estaciones con gran dispersión dentro de la región, que aun así será homogénea. Además, ya no se aplica el test con un periodo común de datos, lo cual lo hace más versátil y cómodo, al no requerir deducir valores faltantes

Versión original del Test de Langbein

Desde que Tate Dalrymple (1960) expuso el test desarrollado por W.B. Langbein, éste se difundió y se convirtió en la técnica clásica para verificar la homogeneidad de una zona o región; por ello fue expuesto en los textos básicos de hidrología, por ejemplo en Chow (1964), Kite (1977), Ponce (1989) y Singh (1992). En México, ha sido descrito y aplicado por Campos (1994), y Gutiérrez y Ramírez (2005).

Errores encontrados al test original

Fill y Stedinger (1995) indican que no está claro cómo se dedujo la expresión para la variancia del estimador utilizado en la prueba y deducen teóricamente su expresión correcta, encontrando un polinomio cuadrático del coeficiente de variación (*Cv*) de los datos, en lugar de la expresión sencilla original. El uso de la nueva expresión de la variancia del estimador define unas curvas de control más estrechas, función del *Cv* y del número total de datos.

Estos autores también citan que Lu (1991) contrastó mediante simulación Monte Carlo el desempeño de la ecuación original y encontró grandes diferencias. Wiltshire (1986) ha señalado que tal vez el Test de Langbein no es particularmente eficiente o potente, ya que en todas las regiones donde ha sido aplicado, éstas resultan homogéneas.

Detalles sobre los argumentos teóricos y el desarrollo de la versión corregida del Test de Langbein se pueden consultar en Fill y Stedinger (1995). El polemista considera de gran trascendencia práctica para los lectores exponer con detalle el nuevo procedimiento de la prueba y describir someramente un contraste de ella.

Versión corregida del Test de Langbein

Su aplicación se lleva acabo a través de los siguientes cuatro pasos (Fill y Stedinger, 1995):

Paso 1. Se calcula el coeficiente de variación de cada sitio i (Cv^i) y se obtiene su promedio, ponderado por las longitudes de registro n_i a través de las expresiones:

$$Cv^i = \frac{S^i}{\overline{Q}^i} \tag{1}$$

$$\bar{Q}^i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} Q_j^i}{n_i} \qquad (2)$$

$$S^i = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{n_i}\left(Q_j^i - \bar{Q}^i\right)^2}{n_i - 1}} \qquad (3)$$

$$Cv^R = \frac{\sum_{i=1}^{m} n_i \cdot Cv^i}{\sum_{i=1}^{m} n_i} \qquad (4)$$

m es el número de estaciones hidrométricas de la región que se analiza.

Paso 2. El valor anterior se corrige por sesgo, sumándole el resultado de la ecuación siguiente:

$$\text{sesgo}\,(Cv^R) = \frac{Cv^R \cdot \psi\left(Cv^R\right)}{\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} n_i} \qquad (5)$$

siendo:

$$\psi(Cv) = Cv^2 - 0.57 \cdot Cv - 0.55 \qquad (6)$$

Paso 3. Se determinan, con base en los Cv^i, los intervalos de confianza del periodo de retorno (T_S,T_I) necesarios para las longitudes de registro n_i, con base en las ecuaciones siguientes:

$$T_{S/I} = 1/\left\{1 - \exp\left[-\exp\left(-\left(2.2504 + \text{sesgo}\,y_{10}^i \pm 1.96 \cdot \sqrt{\text{var}\,y_{10}^i}\right)\right)\right]\right\} \qquad (7)$$

donde:

$$\text{sesgo}\,y_{10}^i = 1.6732 \cdot \left[\frac{\phi(Cv) - \psi(Cv)}{n_i} - \frac{\phi(Cv) - m \cdot \psi(Cv)}{\sum_{i=1}^{m} n_i}\right] \qquad (8)$$

y

$$\text{var}\,y_{10}^i = 2.80 \cdot \phi(Cv) \cdot \left(\frac{1}{n_i} - \frac{1}{\sum_{i=1}^{m} n_i}\right) \qquad (9)$$

siendo:

$$\phi(Cv) = Cv^2 - 1.14 \cdot Cv + 1.10 \qquad (10)$$

En las fórmulas anteriores, y^i_{10} es el estimador de la variable reducida de Gumbel de periodo de retorno de 10 años en el sitio *i*.

Paso 4. Para cada sitio se calcula la estimación de la variable reducida con la expresión siguiente:

$$y_{10}^i = 1.6732 \frac{Cv^R}{Cv^i} + 0.5772 \qquad (11)$$

y se obtiene su correspondiente periodo de retorno con la ecuación:

$$T\left(Q_{10}^i\right) = 1/\left\{1 - \exp\left[-\exp\left(-y_{10}^i\right)\right]\right\} \qquad (12)$$

Se contabiliza el número de veces (k) que el valor anterior está fuera de los intervalos de confianza respectivos, calculados en el paso anterior.

El número máximo de valores de k que son admisibles en una región homogénea se obtienen mediante la distribución de Bernoulli (Fill y Stedinger, 1995):

$$P(k \geq k_c) = \sum_{j=k_c}^{m} \frac{m!}{j! \cdot (m-j)!} (0.05)^j \cdot (0.95)^{m-j} = \alpha \qquad (13)$$

Cuadro I. Resultados de la aplicación de versión corregida del Test de Langbein en la cuenca del río Guayalejo (Región Hidrológica Número 26).
$Cv^R = 0.9751$ sesgo $(Cv^R) = -0.0033$

Núm.	Estación hidrométrica	n_i	$\overline{Q}^i$	Cv^i	T_i	T_S	$T(Q^i_{10})$	k
1	Mante	53	65.419	0.8871	7.1	14.8	11.6	no
2	Sabinas	42	356.929	0.5818	7.0	15.3	29.6	sí
3	La Servilleta	43	446.372	0.6663	7.0	15.3	20.9	sí
4	La Encantada	53	361.009	1.6130	6.2	18.1	5.4	sí
5	San Gabriel II	56	401.684	1.4492	6.5	16.8	6.0	sí
6	Magiscatzin II	49	1 521.592	0.7519	7.1	14.8	16.0	sí
7	Tamesí	29	1 279.703	0.4598	6.5	17.3	61.7	sí

en la cual α es la probabilidad de cometer error tipo I en el test, es decir, 5%. Las mejores aproximaciones son $\alpha = 5.72$ y $\alpha = 5.03\%$; se obtuvieron con $m = 8$ y $k_c = 2$ y con $m = 17$ y $k_c = 3$, respectivamente. Para fines prácticos se puede aceptar $k_c = 2$ para $7 \leq m \leq 10$ y $k_c = 3$ cuando $11 \leq m < 19$. Entonces, cuando $k < k_c$, la región es homogénea; en caso contrario, inhomogénea.

Ejemplo numérico

El polemista (Campos, 2006) expone los gastos máximos anuales (m^3/s) de seis de las diez estaciones hidrométricas de la cuenca del río Guayalejo, cuya homogeneidad fue probada con el Test de Langbein original, en el periodo común de 1960 al 2002, es decir, 43 años. Los lapsos de registro están comprendidos entre los años 1950 a 2002, con amplitudes que varían de 53 a 29 datos. Los resultados de la aplicación de la versión corregida del Test de Langbein a las siete estaciones hidrométricas que pasaron la prueba original se exponen en el cuadro I, observándose que no forman una región homogénea, ya que $k = 6 > k_c = 2$.

Referencias

CAMPOS, D.F. Aplicación del método de índice de crecientes en la Región Hidrológica Número 10, Sinaloa. *Ingeniería hidráulica en México*. Vol. IX, núm. 3, septiembre-diciembre de 1994, pp. 41-55.

CAMPOS, D.F. Contraste de métodos regionales de estimación de crecientes en la cuenca del río Guayalejo, en Tamaulipas. *Tláloc*. Núm. 37, mayo-agosto de 2006, pp. 14-24.

CHOW, V.T. Frequency Analysis. Section 8-I. *Handbook of Applied Hydrology*. Ven Te Chow (editor in chief). New York: McGraw-Hill Book Co., 1964, pp. 8.1-8.42.

DALRYMPLE, T. Flood-Frequency Analyses. *Manual of Hydrology*. Part 3: Flood–Flow Techniques. Washington, D.C.: U.S. Geological Survey, Water-Supply Paper 1543-A, 1960.

FILL, H.D. and STEDINGER, J.R. Homogeneity test based upon Gumbel distribution and a critical appraisal of Dalrymple's test. *Journal of Hydrology*. Vol. 166, 1995, pp. 81-105.

GUTIÉRREZ, A. y RAMÍREZ, A.I. Predicción hidrológica mediante el método de la avenida índice para dos poblaciones. *Ingeniería hidráulica en México*. Vol. XX, núm. 2, abril-junio de 2005, pp. 37-47.

KITE, G.W. Regional Analysis. Chapter 13. *Frequency and Risk Analyses in Hydrology*. Fort Collins: Water Resources Publications, 1977, pp. 169-199.

LU, L.H. *Statistical methods for regional flood frequency investigations*. Ph.D. Dissertation. Ithaca, USA: Cornell University, 1991, 236 pp.

PONCE, V.M. Regional Analysis. Chapter 7. *Engineering Hydrology. Principles and Practices*. Englewood Cliffs, USA: Prentice Hall, Inc., 1989, pp. 233-251.

RAMÍREZ, A.I. y ARELLANO-LARA, F. del R. Una modificación simple y útil del método de la avenida índice. *Tecnología y Ciencias del Agua*, antes *Ingeniería hidráulica en México*. Vol. I, núm. 1, enero-marzo de 2010, pp. 69-85.

SINGH, V.P. Regional Frequency Analysis. Theme 25.4. *Elementary Hydrology*. Englewood, USA: Prentice Hall, 1992, pp. 824-839.

WILTSHIRE, S.E. Regional flood frequency analysis I: Homogeneity statistics. *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 31, 1986, pp. 321-333.