

DOI: 10.24850/j-tyca-2022-04-01

Artículos

Estimación del volumen escurrido anual en la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México, mediante análisis de frecuencias regional

Estimation of annual runoff volume in Hydrological Region No. 10 (Sinaloa), Mexico, through regional frequency analysis

Daniel Francisco Campos-Aranda¹, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9876-3967>

¹Profesor jubilado de la Universidad Autónoma de San Luis Potosí, San Luis Potosí, México, campos_aranda@hotmail.com

Autor para correspondencia: Daniel Francisco Campos-Aranda, campos_aranda@hotmail.com

Resumen

Un objetivo de los estudios hidrológicos es la estimación del volumen escurrido anual (VEA) de cuencas sin aforos. Datos que son básicos en



el diseño de embalses. En este estudio, tal problema se resuelve por medio del *análisis de frecuencias regional*, con base en el método del *índice de escurrimientos*. Este enfoque se aplicó en la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México, procesando 22 registros de VEA, con amplitudes que variaron de 24 a 57 años. Por medio de la prueba de discordancia se eliminaron tres registros. La homogeneidad hidrológica regional se verificó con los 19 registros restantes y tres técnicas estadísticas: índices de estacionalidad, linealidad de los momentos ordinarios y regresión lineal entre momentos de probabilidad ponderada. Las pruebas de pérdida de homogeneidad de cada registro condujeron a eliminar cuatro, por mostrar tendencia lineal ascendente. Los 15 registros remanentes se procesaron de forma adimensional, al dividir sus datos entre su volumen escurrido medio anual (VEMA) y se concatenaron con el método de las estaciones-años, formando una serie de 539 datos. Para obtener la *curva de crecimiento regional* se aplicaron tres modelos probabilísticos: Pearson tipo III, Log-Normal y Transformación Potencial; adoptando el de menor error estándar de ajuste. El escalamiento de la distribución Log-Normal regional se logró con una relación logarítmica entre el VEMA y el área de cuenca de los registros procesados. Las Conclusiones detallan el procedimiento establecido y destacan la importancia de los resultados para generar secuencias sintéticas de VEA, igualmente probables de ocurrir. Por ello, se recomienda la aplicación sistemática del método del Índice de escurrimiento en otras regiones del país, para contar con tal método de estimación del VEA.



Palabras clave: volumen escurrido anual, momentos L, prueba de discordancia, índices de estacionalidad, homogeneidad hidrológica regional, tendencia lineal, error estándar de ajuste, secuencias sintéticas.

Abstract

One of the objectives of hydrological studies is the estimation of the annual runoff volume (*VEA*, for its name in Spanish) of watersheds without gauging. Such data is basic in the design of reservoirs. In this study, the estimation is provided through *regional frequency analysis*, based on the *Runoff Index* method. This approach was applied in the Hydrological Region No. 10 (Sinaloa), Mexico, for which 22 *VEA* records were processed, with amplitudes that varied from 24 to 57 years. Through the Discordance Test, three records were eliminated. Regional hydrological homogeneity was verified with the remaining 19 records and three statistical techniques: seasonality indices, linearity of ordinary moments, and linear regression between probability-weighted moments. The tests of loss of homogeneity of each record led to the elimination of four, due to their ascending linear trend. The 15 remaining records were processed in a dimensionless way, by dividing their data over their annual mean runoff volume (*VEMA*) and they were concatenated with the stations-years method, forming a series of 539 data. Three probabilistic models were applied to obtain the *regional growth curve*: Pearson type III, Log-Normal, and Potential Transformation; choosing the one with the smallest standard error of



fit. The scaling of the regional Log-Normal distribution was achieved with a logarithmic relationship between the *VEMA* and the basin area of the processed records. In the Conclusions section, the established procedure is detailed and the importance of the results to generate synthetic sequences of *VEA* is highlighted (which are equally probable to occur). Therefore, the systematic application of the Runoff Index procedure as a method of estimating the *VEA* in other regions of the country is recommended.

Keywords: Annual runoff volume, L moments, discordance test, seasonality indices, regional hydrological homogeneity, linear trend, standard error of fit, synthetic sequences.

Recibido: 13/04/2020

Aceptado: 11/05/2021

Introducción

Dimensionamiento de los embalses



La *hidrología superficial*, en relación con la estimación de los recursos hidráulicos, intenta contestar las siguientes dos preguntas: ¿de cuánta agua se dispone? y ¿cómo son sus valores extremos? Ambas cuestiones implican la estimación de los volúmenes disponibles de agua y de sus magnitudes extremas (crecientes y sequías), así como su ocurrencia o comportamiento a lo largo del tiempo.

Las obras hidráulicas clásicas de aprovechamiento son los *embalses*, los cuales pueden ser divididos en grandes y pequeños; los primeros son de propósitos múltiples y generalmente almacenan agua de los años húmedos y la utilizan en los años secos; los segundos guardan agua de las épocas de lluvias y la liberan en el siguiente estiaje. El diseño hidrológico de los embalses sean grandes o pequeños requiere de la estimación, en su sitio de proyecto, del régimen de escurrimientos anuales y mensuales, para su dimensionamiento. Además, son necesarias las crecientes de diseño para garantizar su seguridad hidrológica (Carr & Underhill, 1974; Zsuffa & Gálai, 1987; Skertchly-Molina, 1989).

Debido a la baja densidad de estaciones hidrométricas, la estimación del régimen de escurrimientos en el sitio de proyecto del embalse por lo general se realizaba antes del enfoque regional, con base en el concepto de similitud de cuencas. Entonces, un modelo hidrológico del proceso lluvia-escurrimiento calibrado en una cuenca



aforada se aplicaba a otra *similar*, pero sin datos hidrométricos (Cannarozzo, Noto, Viola, & La-Loggia, 2009).

Hoy día, el *análisis de frecuencias regional* permite el uso de toda la información hidrométrica disponible en un área geográfica a través de métodos o técnicas estadísticas que ayudan a definir una región o zona *homogénea* desde un punto de vista hidrológico; entonces, resulta factible y confiable establecer una función de distribución de probabilidades (FDP) común y adimensional en relación con un *valor índice* medio o mediano. Posteriormente, en cada región homogénea, se obtiene una relación empírica entre el valor índice, y diversas características morfológicas y climáticas de la cuenca fácilmente calculables, haciendo posible la generación de muestras sintéticas del volumen escurrido anual (VEA) en cualquier sitio de la región estudiada (Cannarozzo *et al.*, 2009). Blöschl, Sivapalan, Wagener, Viglione y Savenije (2013) indican que la hipótesis que rige este método establece que el volumen escurrido medio anual puede variar entre sitios de una región homogénea, dentro de la cual la FDP es idéntica y está definida por la curva de crecimiento (*growth curve*) adimensional.

Por otra parte, Skertchly-Molina (1989) ha expuesto una clasificación exhaustiva de los métodos que permiten dimensionar a los embalses. Tales técnicas se pueden dividir en dos tipos: (1) las que procesan los registros históricos de escurrimiento y (2) las que emplean registros sintéticos igualmente probables de ocurrir. Con respecto a la conveniencia de unas u otras, McMahon y Mein (1986) señalan que el registro histórico de escurrimientos es el menos



probable o factible de que se repita exactamente en el futuro. Además, indican que contar con alguna estimación de la sensibilidad de la estimación de la capacidad necesaria del embalse es muy útil para tomar decisiones más confiables. Lo anterior es posible haciendo uso de series sintéticas de escurrimientos anuales (Campos-Aranda, 2011).

Objetivo

Corresponde en este estudio el *análisis de frecuencias regional* del volumen escurrido anual (VEA), en millones de metros cúbicos (Mm³), en 22 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México. Los resultados permiten generar secuencias sintéticas, de cualquier tamaño, igualmente probables de ocurrir del VEA, en los sitios de las estaciones hidrométricas utilizadas y en cualquier localidad sin datos de aforo dentro de la región hidrológica analizada. Se utilizó el método del *índice de escurrimiento*, similar al conocido índice de crecientes. Se trabajó con 19 registros. Después de aplicar la prueba de discordancia y la homogeneidad hidrológica regional se verificó con base en tres técnicas estadísticas. En seguida, se definió la FDP regional a través del error estándar de ajuste. Por



último, se encontró una ecuación logarítmica que relaciona el volumen escurrido medio anual y el área de cuenca.

Métodos y materiales

Método del índice de escurrimientos

Hosking y Wallis (1997) indican que las técnicas que integran el llamado *método del índice de crecientes (index flood method)* se pueden aplicar a cualquier tipo de datos. Tal método fue propuesto por Dalrymple (1960) para procesar datos de crecientes, también llamadas avenidas máximas o riadas (de ahí su nombre), y permite estimar un resumen de parámetros estadísticos procedentes de la agrupación de varias muestras o registros diferentes (Rahman, Haddad, & Eslamian, 2014; Ouarda, 2017).

Cuando existen registros de volúmenes escurridos anuales en NS sitios y en cada localidad j , el número de datos es n_j de volúmenes V_i^j . Entonces, se tiene que $V^j(F)$ con $0 < F < 1$ es la función de cuantiles



de la FDP de cada sitio j . La hipótesis básica del método de índice de escurrimientos establece que los sitios j forman una *región homogénea*, lo cual implica que las FDP de los NS sitios son idénticas, excepto por el factor de escalamiento, que es precisamente el *índice de escurrimientos* (IE^j). La ecuación del método es:

$$V^j(F) = IE^j \cdot q(F) \text{ con } j = 1, 2, \dots, NS \quad (1)$$

siendo $q(F)$ la *curva de crecimiento regional* (*regional growth curve*), es decir, una función de cuantiles adimensional y común a todos los sitios; $q(F)$ es una FDP regional o función común de los valores V_i^j / IE^j . Por lo general, el IE^j es igual al volumen escurrido medio anual ($VEMA^j$) de los datos de cada sitio, pero se puede emplear la mediana (Hosking & Wallis, 1997).

En el método del IE^j se aceptan las cuatro hipótesis siguientes: (1) los escurrimientos de cada sitio son independientes; (2) los escurrimientos de sitios diferentes son independientes; (3) las FDP en sitios diferentes son idénticas excepto por el factor de escalamiento, y (4) la forma matemática de la curva regional de crecimiento está perfectamente especificada (Hosking & Wallis, 1997).

El análisis de frecuencias regional, incluido el IE^j , tiene dos aplicaciones fundamentales dentro de la región homogénea: la primera se realiza en sitios con registros cortos o no confiables, y la segunda en localidades sin datos hidrométricos, utilizando las ecuaciones

empíricas obtenidas para la relación entre el $VEMA^i$ y el área de cuenca, u otras características morfológicas de la cuenca o del cauce principal.

Momentos y cocientes L

Los momentos L (λ_r) son combinaciones lineales de los *momentos de probabilidad ponderada* (β_r) desarrollados por Greenwood, Landwehr, Matalas y Wallis (1979), los cuales son parámetros estadísticos de los datos ordenados. Los momentos L han demostrado ser un sistema eficiente y robusto para el ajuste de las FDP utilizadas actualmente en hidrología o establecidas bajo precepto. Sus ecuaciones de cálculo son (Hosking & Wallis, 1997; Rao & Hamed, 2000; Stedinger, 2017):

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (2)$$

$$\lambda_2 = 2 \cdot \beta_1 - \beta_0 \quad (3)$$

$$\lambda_3 = 6 \cdot \beta_2 - 6 \cdot \beta_1 + \beta_0 \quad (4)$$



$$\lambda_4 = 20 \cdot \beta_3 - 30 \cdot \beta_2 + 12 \cdot \beta_1 - \beta_0 \quad (5)$$

En tal sistema se definen los cocientes (τ) de momentos L, comenzando con L-Cv, que es análogo a este coeficiente, y después los de similitud con los coeficientes de asimetría y de curtosis, los cuales son:

$$\tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1 \quad (6)$$

$$\tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2 \quad (7)$$

$$\tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2 \quad (8)$$

En una muestra de tamaño n , con sus elementos X_i expuestos en orden ascendente ($X_1 \leq X_2 \leq \dots \leq X_n$), los estimadores insesgados de β_r se obtienen con la expresión general siguiente:

$$\beta_r = \frac{1}{n} \sum_{i=r+1}^n \frac{(i-1) \cdot (i-2) \cdot \dots \cdot (i-r)}{(n-1) \cdot (n-2) \cdot \dots \cdot (n-r)} X_i \quad \text{con } r = 0, 1, \dots, 4 \quad (9)$$

Prueba de discordancia



En todo análisis de frecuencias regional se deben realizar, como mínimo, las dos verificaciones siguientes: (1) cada muestra o serie de datos de un sitio debe ser revisada para buscar datos erróneos, es decir, valores demasiado grandes o extremadamente reducidos, así como repetidos, los cuales se pudieron originar en la transcripción, y (2) se deben comparar las muestras entre ellas y con las más cercanas para verificar un cambio en magnitud, por ejemplo, conforme el tamaño de la cuenca crece o su ubicación varía de una zona a otra de la región analizada (Hosking & Wallis, 1997; Campos-Aranda, 2010) (Tabla 1).

Tabla 1. Valores críticos de la discordancia (D_j) según el número de estaciones del grupo bajo análisis (Hosking & Wallis, 1997).

| <i>NS</i> | <i>D_c</i> | <i>NS</i> | <i>D_c</i> | <i>NS</i> | <i>D_c</i> |
|-----------|----------------------|-----------|----------------------|-----------|----------------------|
| 5 | 1.333 | 9 | 2.329 | 13 | 2.869 |
| 6 | 1.648 | 10 | 2.491 | 14 | 2.971 |
| 7 | 1.917 | 11 | 2.632 | ≥ 15 | 3.000 |
| 8 | 2.140 | 12 | 2.757 | - | - |

Afortunadamente, 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 (ecuaciones (2) a (5)). Por ello, una mezcla conveniente de los cocientes L en un solo estadístico (D_i) que mida la *discordancia* entre los cocientes L del sitio y los promedio de grupo se ha sugerido como prueba básica para detectar sitios que son *discordantes* con el grupo como un todo (Hosking & Wallis, 1997).

Suponiendo que existen NS sitios en el grupo que se analiza, se define a $\mathbf{u}_j = [t_2^i \ t_3^i \ t_4^i]^T$ como un vector que contiene los cocientes L de la muestra: t_2 , t_3 y t_4 de cada sitio j , definidos por las ecuaciones (6) a (8). El superíndice T significa transpuesto, ya que \mathbf{u}_j es un vector renglón. El vector promedio (no ponderado) del grupo será (Hosking & Wallis, 1997):

$$\bar{\mathbf{u}} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{NS} \mathbf{u}_j \quad (10)$$

La matriz \mathbf{A} de suma de cuadrados y de productos cruzados estará definida como:

$$\mathbf{A} = \sum_{j=1}^{NS} (\mathbf{u}_j - \bar{\mathbf{u}}) \cdot (\mathbf{u}_j - \bar{\mathbf{u}})^T \quad (11)$$

Finalmente, la medida de la discordancia de cada sitio será:



$$D_j = \frac{NS}{3} (\mathbf{u}_j - \bar{\mathbf{u}})^T \cdot \mathbf{A}^{-1} \cdot (\mathbf{u}_j - \bar{\mathbf{u}}) \quad (12)$$

Entonces, cuando D_j es mayor que los valores críticos (D_c), el sitio será discordante con el grupo.

Índices de estacionalidad

Zrinji y Burn (1996), Burn (1997), Cunderlik y Burn (2002), y De-Michele y Rosso (2002) han sugerido que la fecha de ocurrencia media de las crecientes y la regularidad estacional se pueden utilizar como medidas de *similitud* de la respuesta hidrológica de una cuenca, de manera que tales cuencas se pueden integrar en una región con propósitos de un análisis regional de frecuencias. Este enfoque de regionalización tiene la ventaja de reservar el uso de la información hidrométrica para verificar la homogeneidad regional. En este estudio del VEA se evaluó la fecha de ocurrencia media del volumen escurrido máximo mensual de cada año y la regularidad estacional.

Los estadísticos direccionales datan de principios de la década de 1970 y constituyen una herramienta simple para definir medidas de



similitud procedentes de las fechas de ocurrencia de los eventos analizados. En México fueron introducidos por Ramírez-Orozco, Gutiérrez-López y Ruiz-Silva (2009).

Existen diversas convenciones o formas de usar el círculo para definir los estadísticos direccionales; en adelante se usará la que tiene semejanza con las horas del reloj debido a que se analizan los 12 meses del año, entonces se tiene que enero es la una; junio, las seis; septiembre, las nueve, y diciembre es las 12.

Para establecer los índices de estacionalidad, se comienza por transformar el mes de ocurrencia de cada volumen escurrido máximo mensual de cada año, a ángulo de avance en grados (θ_i), con 30° de incremento en cada mes; con 15° para enero, con 75° para marzo, 135° para mayo, 225° para agosto, 285° para octubre, etcétera.

Teniendo n datos del mes en que ocurrió el volumen escurrido máximo mensual de cada año, las coordenadas promedio del ángulo medio ($\bar{\theta}$) de los máximos mensuales serán:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{sen}(\theta_i) \quad (13)$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{cos}(\theta_i) \quad (14)$$



Por lo tanto, la *dirección media* $\bar{\theta}$ de la ocurrencia promedio de los meses del escurrimiento máximo mensual en coordenadas polares será:

$$\bar{\theta} = \tan^{-1} \left(\frac{\bar{x}}{\bar{y}} \right) \quad (15)$$

La aplicación de la ecuación anterior se realiza obteniendo primero el ángulo alfa (α) tangente de \bar{x} entre \bar{y} , ambas con signo positivo; entonces si \bar{x} y \bar{y} son positivas $\bar{\theta} = \alpha$, si $\bar{x} > 0$ y $\bar{y} < 0$ $\bar{\theta} = 180^\circ - \alpha$, si ambas son negativas $\bar{\theta} = 180^\circ + \alpha$ y por último, si $\bar{x} < 0$ y $\bar{y} > 0$ $\bar{\theta} = 360^\circ - \alpha$.

Se puede esperar que cuencas con valores similares del $\bar{\theta}$ presenten semejanzas en otras características hidrológicas importantes. El ángulo $\bar{\theta}$ puede estar relacionado con el tamaño de la cuenca y su localización geográfica dentro de la región analizada.

Una medida de la *variabilidad* de las n fechas de ocurrencia de los escurrimientos máximos mensuales de cada año, en relación con el $\bar{\theta}$, se puede estimar calculando la resultante media, cuya expresión es:

$$\bar{r} = \sqrt{\bar{x}^2 + \bar{y}^2} \quad (16)$$



El *índice de estacionalidad* \bar{r} es una medida adimensional de la dispersión de los datos, toma valores entre cero y uno. Un valor unitario indica que todos los escurrimientos máximos mensuales ocurren en el mismo mes; en cambio, un valor cercano a cero implica gran variabilidad de ocurrencias a lo largo de todo el año.

Prueba de la linealidad de los momentos ordinarios

Gupta, Mesa y Dawdy (1994) encuentran que si una región es homogénea con respecto a la variable hidrológica X_i , entonces sus momentos ordinarios (MO_s) muestran linealidad logarítmica con las áreas de cuenca (A). Por lo anterior, la expresión siguiente (Ferro & Porto, 2006) permite verificar tal linealidad:

$$MO_s = \frac{\sum_{i=1}^n [X_i^s(A)]}{n} \text{ con } s = 1, 2, 3, 4 \quad (17)$$

siendo s el orden del momento; n , el número de elementos del registro, y $X_i^s(A)$ el dato asociado con el valor del área de cuenca. Llevando a una gráfica semilogarítmica, los tamaños de cuenca en las abscisas en la escala logarítmica y en las ordenadas, en escala aritmética, los



logaritmos decimales de MO_s , se pueden calcular las pendientes de cada agrupación o nube de momentos de orden s , por medio de rectas de regresión lineal de tipo siguiente:

$$MO_s = b + m \cdot (\log A) \quad (18)$$

Prueba de la regresión lineal de los β_r

Kumar, Guttarp y Foufoula-Georgiu (1994) propusieron un test que verifica la homogeneidad hidrológica regional, basado en una ecuación similar a la anterior, pero que utiliza los momentos de probabilidad ponderada (β_r). Esta prueba fue aplicada por De-Michele y Rosso (2002), y Ferro y Porto (2006). Una versión asociada con el concepto Kumar *et al.* (1994) fue empleada y verificada por Varas (2000) en EUA, Francia, Inglaterra y Chile, para las relaciones lineales de β_r de un cierto orden y el orden inmediato inferior. Lo anterior significa que se cumple la siguiente regresión lineal en una región homogénea hidrológicamente:

$$\beta_r = b + m \cdot \beta_{r-1} \text{ con } r = 1, 2, \dots, 4 \quad (19)$$



en la cual b y m son la ordenada al origen y la pendiente de la recta de regresión lineal (ecuaciones (22) y (23)), cuya calidad del ajuste la define el coeficiente de correlación lineal (r_{xy}):

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (\beta_{r-1}^i - \bar{\beta}_{r-1}) \cdot (\beta_r^i - \bar{\beta}_r)}{\left[\sum_{i=1}^n (\beta_{r-1}^i - \bar{\beta}_{r-1})^2 \cdot (\beta_r^i - \bar{\beta}_r)^2 \right]^{1/2}} \quad (20)$$

Recta de regresión para una tendencia lineal

Se considera que la variable dependiente (y) son los volúmenes escurridos anuales VEA_i en Mm^3 , y los tiempos o años T_i son las abscisas (x), en este caso iguales al i -ésimo valor i . Para probar si la pendiente (m) de la recta de regresión ajustada por mínimos cuadrados de los residuos es estadísticamente diferente de cero, se usa una prueba basada en la distribución t de Student, definida por las ecuaciones siguientes (Ostle & Mensing, 1975):

$$VEA_i = b + m \cdot T_i \quad (21)$$



$$b = \overline{VEA} - m \cdot \bar{T} \quad (22)$$

$$m = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n VEA_i \cdot i - \overline{VEA} \cdot \bar{T}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n i^2 - \bar{T}^2} \quad (23)$$

$$t = \frac{m}{\sqrt{S_m^2}} \quad (24)$$

$$S_m^2 = \frac{S_E^2}{\sum_{i=1}^n (T_i - \bar{T})^2} \quad (25)$$

$$S_E^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (VEA_i - \overline{VEA}_i)^2}{(n-2)} \quad (26)$$

\overline{VEA} y \bar{T} son las medias; en la ecuación anterior, \overline{VEA}_i es el valor estimado con la recta de regresión (ecuación (21)); S_E^2 y S_m^2 son las varianzas de los errores y de la pendiente. Si el valor calculado t es mayor que el crítico (t_c) obtenido para la distribución t de Student con $n - 2$ grados de libertad y $\alpha = 5\%$ en una prueba de dos colas, la pendiente m es significativa, es decir, existe tendencia lineal. El problema de esta prueba es que no distingue entre persistencia y tendencia (Adeloye & Montaseri, 2002). Para estimar el valor de t_c se utiliza el algoritmo propuesto por Zelen y Severo (1972), con $Z = 1.95996$ para una confiabilidad $(1 - \alpha)$ del 95 %:



$$t_c = Z + G1/v + G2/v^2 + G3/v^3 + G4/v^4 \quad (27)$$

donde:

$$G1 = (Z^3 + Z)/4$$

$$G2 = (5Z^5 + 16Z^3 + 3Z)/96$$

$$G3 = (3Z^7 + 19Z^5 + 17Z^3 - 15Z)/384$$

$$G4 = (79Z^9 + 776Z^7 + 1482Z^5 - 1920Z^3 - 945Z)/92160$$

Información hidrométrica disponible

En la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México, existen 42 estaciones hidrométricas con registro confiable y sólo 22 tienen su régimen de escurrimientos no afectado por los embalses y registros mayores de 20 años, por ello fueron las utilizadas. En el sistema BANDAS (IMTA, 2002) se obtuvo toda la información de *volúmenes escurridos anuales* de tales estaciones de aforos, cuyas características generales se presentan en la Tabla 2, expuestas en orden decreciente



de tamaño de cuenca. Esta información procede del CD-1, está expuesta a nivel mensual y se procesará, como ya se indicó, en millones de metros cúbicos (Mm³). Lógicamente, los registros de las estaciones hidrométricas Guamúchil y Huites abarcan hasta antes del año en que la construcción del embalse respectivo (Eustaquio Buelna y Luis Donaldo Colosio) afectó su régimen.

Tabla 2. Características generales de las 22 estaciones hidrométricas procesadas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

| Núm. | Nombre | Río o arroyo | RP y (NA) | A (km ²) | VEMA (Mm ³) |
|------|---------------|----------------|-----------------|-------------------------|----------------------------|
| 1 | Huites | R. Fuerte | *1942-1992 (51) | 26 057 | 4 314.818 |
| 2 | San Francisco | R. Fuerte | *1942-1973 (32) | 17 531 | 2 469.040 |
| 3 | Santa Cruz | R. San Lorenzo | 1944-1987 (44) | 8 919 | 1 655.043 |
| 4 | Guatenipa II | R. Humaya | *1969-2001 (33) | 8 252 | 1 563.583 |
| 5 | Jaina | R. Sinaloa | *1942-1998 (57) | 8 179 | 1 372.602 |
| 6 | Palo Dulce | R. Chinipas | 1968-1982 (25) | 6 439 | 932.573 |
| 7 | Ixpalino | R. Piaxtla | 1953-1988 (36) | 6 166 | 1 469.099 |
| 8 | La Huerta | R. Humaya | *1970-1999 (30) | 6 149 | 1 108.251 |
| 9 | Toahayana | R. Petatlán | 1958-1985 (28) | 5 281 | 1 101.878 |
| 10 | Urique II | R. Urique | *1968-1994 (27) | 4 000 | 434.820 |
| 11 | Tamazula | R. Tamzula | 1963-1992 (30) | 2 241 | 620.315 |
| 12 | Naranjo | A. Ocoroni | *1939-1984 (46) | 2 064 | 202.032 |

| | | | | | |
|----|-------------|----------------|-----------------|-------|---------|
| 13 | Acatitán | R. Elota | 1955-1994 (40) | 1 884 | 417.784 |
| 14 | Guamúchil | R. Mocerito | *1939-1971 (33) | 1 645 | 128.734 |
| 15 | Choix | R. Choix | 1955-1985 (31) | 1 403 | 294.790 |
| 16 | Badiraguato | R. Badiraguato | *1960-1999 (40) | 1 018 | 252.900 |
| 17 | El Quelite | R. Quelite | 1961-1992 (32) | 835 | 148.317 |
| 18 | Zopilote | A. Cabrera | 1939-1986 (48) | 666 | 83.262 |
| 19 | El Bledal | A. El Bledal | *1938-1994 (57) | 371 | 45.637 |
| 20 | Pericos | A. Pericos | *1961-1992 (32) | 270 | 47.586 |
| 21 | La Tina | A. Sivajahui | *1960-1983 (24) | 254 | 7.545 |
| 22 | Bamícori | A. Baroten | *1951-1983 (33) | 223 | 12.672 |

Descripción de acrónimos:

RP = años del registro procesado.

NA = número de años.

A = área de cuenca.

VEMA = volumen escurrido medio anual.

*registros continuos.

En la cuarta columna de la Tabla 2 se han indicado con un asterisco los 13 registros que son continuos, es decir, que no presentan dudas para la definición de su lapso de años completos. En los nueve restantes, que son: Santa Cruz, Palo Dulce, Ixpalino, Toahayana, Tamazula, Acatitán, Choix, El Quelite y Zopilote, se tienen dos o más años faltantes, por lo general después del año de 1980, y por ello existe dificultad para definir el periodo de años por procesar.



En la Figura 1 se muestra la localización geográfica de las 22 cuencas que definen las estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México, citadas en la Tabla 2, las cuales serán procesadas en su registro de VEA.



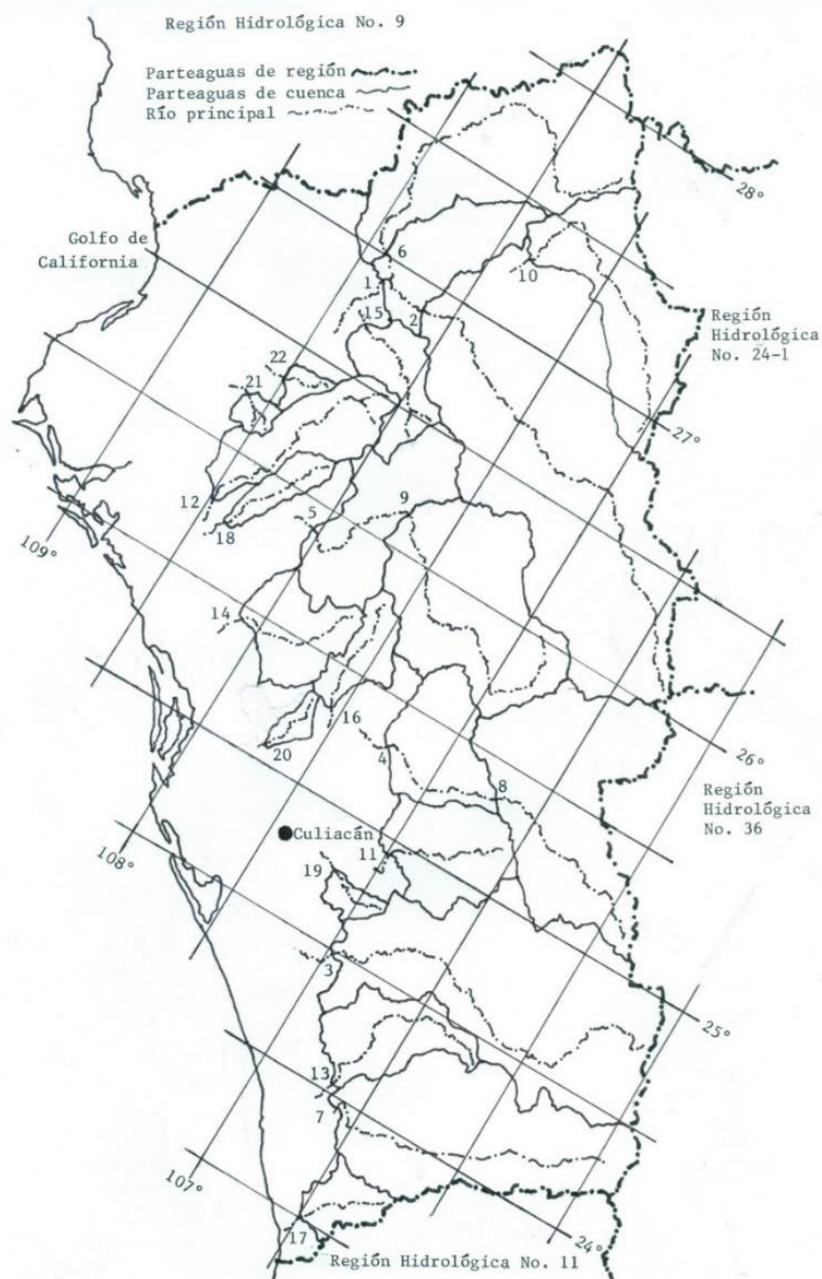


Figura 1. Localización en la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México, de las cuencas de las 22 estaciones hidrométricas procesadas.



Lapsos de los registros por procesar

En la definición de los lapsos de registro de volumen escurrido anual por procesar se pueden establecer dos enfoques de trabajo: (1) como registros de datos independientes e idénticamente distribuidos, y (2) como serie cronológica. El primer formato obedece al requisito del análisis de frecuencias y permite seleccionar registros interrumpidos por uno o varios años. El segundo formato implica conservar las secuencias de años húmedos y secos, y es como se deben estudiar los escurrimientos; por ello, se adoptó. En la cuarta columna de la Tabla 2 se indican los lapsos de *registro continuo* que serán procesados.

Definidos tales lapsos continuos se calcularon, como se detalla en el inciso siguiente, los datos mensuales faltantes de los años incompletos, así como los años faltantes, para poder definir el *volumen escurrido medio anual (VEMA)*, el cual se cita en la última columna de la Tabla 2.

Deducción de datos faltantes



Para la estimación de los volúmenes escurridos mensuales faltantes en los años incompletos se siguió un método simple, el cual consistió en promediar el mismo mes del año anterior y del posterior, para asignar tal valor al mes faltante. Lo anterior se considera aceptable debido a la regularidad que presenta la temporada de escurrimientos año con año. Con tal procedimiento se completaron los registros en las estaciones San Francisco, Santa Cruz, Guatenipa II, Jaina, Palo Dulce, La Huerta, Toahayana, Naranjo, Choix y Pericos, en uno o dos años.

Para los años faltantes se aplicó el transporte ponderado con el inverso de la distancia entre estaciones hidrométricas (Campos-Aranda, 2008), empleando dos o más registros. Tal fue el caso del año 1987 en la estación El Quelite, con base en Ixpalino y Acatitán; así como del año 1985 de Tamazula, empleando Santa Cruz y Guatenipa II.

Cuando el transporte ponderado no se pudo aplicar, el año faltante se dedujo con base en la *moda* del registro anual, estimada con la distribución Gamma mixta; ese fue el caso del año 1983 en Urique II, utilizando 26 valores anuales.

Método regional por aplicar



En la cuarta columna de la Tabla 2 se destaca la gran variedad de fechas de inicio y terminación de los registros de volumen escurrido anual (VEA). Lo anterior pone en evidencia la imposibilidad de definir un *lapso común* de amplitud adecuada (> 30 años) de registros por procesar de VEA en la región analizada con el método del *IE^j*.

Ante tal realidad, se optó por aplicar el método regional de las estaciones-años, para procesar los registros que formarán una región homogénea desde un enfoque hidrológico.

Búsqueda de la FDP regional 1: Pearson tipo III (PT3)

Este modelo probabilístico tiene tres parámetros: μ (ubicación), σ (escala) y γ (forma). Si $\gamma > 0$, la variación de X es $\xi \leq X < \infty$, y se tiene la distribución PT3 más común o difundida; si $\gamma = 0$ ocurre la distribución Normal, cuyo rango de X es $-\infty < X < \infty$, y cuando $\gamma < 0$ se presenta la PT3 reversa, con un intervalo de X de $-\infty < X \leq \xi$ (Hosking & Wallis, 1997). Esta FDP no tiene solución explícita, por lo cual el valor



X asociado con una probabilidad de no excedencia (F) se estima a través del factor de frecuencia (K_f), con la ecuación general del análisis de frecuencias hidrológico (Chow, 1964):

$$X(F) = \mu + K_f \cdot \sigma \quad (28)$$

la expresión de K_f es (Kite, 1977):

$$F_f = Z + (Z^2 - 1)\gamma_c + \frac{1}{3}(Z^3 - 6Z)\gamma_c^2 - (Z^2 - 1)\gamma_c^3 + Z \cdot \gamma_c^4 + \frac{1}{3}\gamma_c^5 \quad (29)$$

en la cual $\gamma_c = \gamma/6$ y Z es la desviación normal estándar función de F ; se estima con la aproximación siguiente (Zelen & Severo, 1972):

$$Z = w - \frac{2.515517 + 0.802853 \cdot w + 0.010328 \cdot w^2}{1 + 1.432788 \cdot w + 0.189269 \cdot w^2 + 0.001308 \cdot w^3} \quad (30)$$

siendo:

$$w = \sqrt{\ln(1/F^2)} \quad (31)$$

cuando $F > 0.50$ se utiliza $F = 1 - F$ en la Ecuación (31) y al resultado de la Ecuación (30) se le cambia el signo.

El signo de τ_3 define el del coeficiente de asimetría (γ) en la Ecuación (36). Si $0 < |\tau_3| < 1/3$, se hace $z = 3\pi(\tau_3)^2$ para llevar a la expresión siguiente (Hosking & Wallis, 1997):

$$\alpha \cong \frac{1+0.2906 \cdot z}{z+0.1882 \cdot z^2+0.0442 \cdot z^3} \quad (32)$$

Si $1/3 \leq |\tau_3| < 1$, se hace $z = 1 - |\tau_3|$ y se aplica:

$$\alpha \cong \frac{0.36067 \cdot z - 0.59567 \cdot z^2 + 0.25361 \cdot z^3}{1 - 2.78861 \cdot z + 2.56096 \cdot z^2 - 0.77045 \cdot z^3} \quad (33)$$

Finalmente:

$$\mu = \lambda_1 \quad (34)$$

$$\sigma = \lambda_2 \cdot \sqrt{\pi \cdot \alpha} \cdot \Gamma(\alpha) / \Gamma(\alpha + 1/2) \quad (35)$$

$$\gamma = 2/\sqrt{\alpha} \quad (36)$$

Para evaluar la función Gamma se utilizó la aproximación de Stirling (Davis, 1972):



$$\Gamma(\omega) \cong e^{-\omega} \cdot \omega^{\omega-\frac{1}{2}} \cdot \sqrt{2\pi} \cdot f_1 \quad (37)$$

siendo:

$$f_1 = \left(1 + \frac{1}{12\omega} + \frac{1}{288\omega^2} - \frac{139}{51840\omega^3} - \frac{571}{2488320\omega^4} + \dots \right)$$

Búsqueda de la FDP regional 2: Log-Normal (LN3)

En este modelo probabilístico sus parámetros son ξ (ubicación), α (escala) y k (forma). En el arreglo de variables de Hosking y Wallis (1997), el intervalo de la variable X es $-\infty < X \leq \xi + \alpha/k$ cuando $k > 0$, $-\infty < X < \infty$ si $k = 0$ (distribución Normal), y $\xi + \alpha/k \leq X < \infty$ cuando $k < 0$; además, X está relacionada con la variable aleatoria Z , que tiene distribución Normal estándar (Ecuación (30)), definida como:

$$X(F) = \xi + \frac{\alpha}{k}(1 - e^{-kZ}) \text{ cuando } k \neq 0 \quad (38)$$



El parámetro de forma k es sólo función de τ_3 , con la siguiente relación válida para $|\tau_3| \leq 0.94$, correspondiendo a $|k| \leq 3$:

$$k \approx -\tau_3 \frac{2.0466534 - 3.6544371 \cdot \tau_3^2 + 1.8396733 \cdot \tau_3^4 - 0.20360244 \cdot \tau_3^6}{1 - 2.01582173 \cdot \tau_3^2 + 1.2420401 \cdot \tau_3^4 - 0.21741801 \cdot \tau_3^6} \quad (39)$$

Los otros parámetros son:

$$\xi = \lambda_1 - \frac{\alpha}{k} (1 - e^{k^2/2}) \quad (40)$$

$$\alpha = \frac{\lambda_2 \cdot k \cdot e^{-k^2/2}}{1 - 2\Phi(-k/\sqrt{2})} \quad (41)$$

En la ecuación anterior, $\Phi(x)$ es la probabilidad de no excedencia hasta el valor x de la distribución Normal, igual a:

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \phi(x) dt \quad (42)$$

siendo $\phi(x)$ la ordenada de la curva Normal en x , igual a:

$$\phi(x) = \frac{e^{-x^2/2}}{\sqrt{2\pi}} \quad (43)$$



Para evaluar la Ecuación (42) se utilizó la aproximación siguiente (Zelen & Severo, 1972):

$$\Phi(x) = 1 - \phi(x) \cdot (c_1 \cdot d + c_2 \cdot d^2 + \dots + c_5 \cdot d^5) \quad (44)$$

en la cual:

$$d = \frac{1}{1+0.2316419 \cdot x} \quad (45)$$

$c_1 = 0.31938153$, $c_2 = -0.356563782$, $c_3 = 1.781477937$, $c_4 = -1.821255978$ y $c_5 = 1.330274429$.

Búsqueda de la FDP regional 3: transformación potencial (TP2)

Chander, Spolia y Kumar (1978) sugieren utilizar la transformación de Box-Cox para normalizar los datos X_i a z_i , después aplican la Ecuación (28) con una distribución Normal, y por último obtienen la estimación



buscada $X(F)$, con la transformación inversa. Las expresiones citadas son:

$$z_i = \frac{(X_i^\varphi - 1)}{\varphi} \text{ cuando } \varphi \neq 0, X_i > 0 \quad (46)$$

$$z_i = \ln(X_i) \text{ cuando } \varphi = 0, X_i > 0 \quad (47)$$

La Ecuación (46) es una transformación potencial general, en la cual las conversiones logarítmicas, recíproca y de raíz cuadrada son casos especiales, ya que φ es una constante que varía de -1.0 a 1.0 . La obtención de φ no es explícita, pero un incremento o decremento origina el mismo efecto en el coeficiente de asimetría (C_s) de los z_i ; entonces su valor óptimo será el que lleve al C_s a cero.

Escalante-Sandoval y Reyes-Chávez (2002) indican que la Ecuación (46) normaliza el $C_s \cong 0$, pero no el coeficiente de curtosis ($C_k \neq 3$). La corrección de la curtosis se logra con una segunda transformación, expuesta por estos autores. De acuerdo con Chander *et al.* (1978), en el análisis de frecuencias no es necesaria la segunda transformación. La Ecuación (28) es ahora:

$$z(F) = z_m + Z \cdot z_s \quad (48)$$



en la cual zm y zs son la media y desviación estándar de los datos transformados, y Z se estima con la Ecuación (30). La estimación buscada se obtiene con la expresión:

$$X(F) = [\varphi \cdot z(F) + 1]^{1/\varphi} \quad (49)$$

Error estándar de ajuste

De acuerdo con Chai y Draxler (2014), es el indicador más común para el contraste de las distribuciones de probabilidad a datos reales; se estableció a mediados de la década de 1970 (Kite, 1977). La expresión del error estándar de ajuste (EEA) es:

$$EEA = \left[\frac{\sum_{i=1}^n (VEA_i - \widehat{VEA}_i)^2}{(n-np)} \right]^{1/2} \quad (50)$$

VEA_i son los volúmenes escurridos anuales ordenados de menor a mayor, cuyo número es n y \widehat{VEA}_i los volúmenes escurridos anuales estimados, para la probabilidad de no excedencia (F) estimada con la Ecuación (51) o fórmula de Cunnane, que según Stedinger (2017)



conduce a estimaciones insesgadas en la mayoría de las FDP utilizadas en hidrología o modelo probabilístico que se contrasta. Por último, np es el número de parámetros de ajuste de la FDP, con tres para la PT3 y LN3 y dos para la TP2:

$$F = \frac{i-0.40}{n+0.20} \quad (51)$$

Resultados y su análisis

Pruebas de homogeneidad

Para que los resultados de un análisis de frecuencias regional sean confiables, los registros de volumen escurrido anual (*VEA*) por procesar deben haber sido generados por un *proceso aleatorio estacionario*, lo cual implica que no haya cambiado en el tiempo. Por lo anterior, los registros de *VEA* necesitan estar integrados con datos independientes, libres de componentes determinísticas.



Para comprobar lo anterior se aplicaron siete pruebas estadísticas, una general, el Test de Von Neumann y seis específicas: dos de persistencia (Anderson y Sneyers); dos de tendencia (Kendall y Spearman); una para la variabilidad (Bartlett), y la última relacionada con el cambio en la media (Cramer). Estas pruebas se pueden consultar en WMO (1971), y Machiwal y Jha (2012). Todas las pruebas citadas se aplicaron con un nivel de significancia (α) del 5 % y sus resultados se tienen en la Tabla 3; se indica con NH la pérdida de homogeneidad detectada.

Tabla 3. Dos parámetros estadísticos y resultados de las siete pruebas de homogeneidad en las 22 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

| No. | Estación | Cv | r_1 | Pruebas de homogeneidad | | | | | | |
|-----|---------------|-------|--------|-------------------------|----|----|----|----|----|----|
| | | | | CVN | TA | TS | PK | PS | TB | PC |
| 1 | Huites | 0.397 | 0.266 | NH | NH | NH | NH | NH | H | NH |
| 2 | San Francisco | 0.429 | -0.041 | H | H | H | H | H | H | H |
| 3 | Santa Cruz | 0.417 | 0.107 | H | H | H | NH | NH | H | NH |
| 4 | Guatenipa II | 0.419 | 0.336 | NH | NH | NH | H | H | H | H |
| 5 | Jaina | 0.422 | 0.216 | NH | NH | NH | H | H | H | H |
| 6 | Palo Dulce | 0.305 | -0.021 | H | H | H | H | H | H | H |
| 7 | Ixpalino | 0.378 | -0.170 | H | H | H | H | H | H | H |
| 8 | La Huerta | 0.492 | 0.486 | NH | NH | NH | H | H | H | H |

| | | | | | | | | | | |
|----|-------------|-------|--------|----|----|----|----|----|----|----|
| 9 | Toahayana | 0.377 | -0.141 | H | H | H | H | H | H | H |
| 10 | Urique II | 0.544 | 0.381 | NH | NH | NH | H | H | H | H |
| 11 | Tamazula | 0.321 | -0.092 | H | H | H | H | H | H | H |
| 12 | Naranjo | 0.964 | 0.345 | NH | NH | NH | NH | NH | NH | H |
| 13 | Acatitán | 0.562 | -0.212 | H | H | H | H | H | H | H |
| 14 | Guamúchil | 0.734 | -0.018 | H | H | H | H | H | H | H |
| 15 | Choix | 0.395 | 0.297 | NH | NH | H | H | H | H | H |
| 16 | Badiraguato | 0.611 | 0.222 | H | H | NH | NH | NH | NH | NH |
| 17 | El Quelite | 1.650 | 0.032 | H | H | H | H | H | NH | H |
| 18 | Zopilote | 1.009 | 0.031 | H | H | H | NH | NH | H | H |
| 19 | El Bledal | 0.695 | 0.039 | H | H | H | H | H | H | H |
| 20 | Pericos | 1.776 | 0.322 | NH |
| 21 | La Tina | 0.833 | 0.017 | H | H | H | H | H | H | H |
| 22 | Bamícori | 0.590 | -0.204 | H | H | H | H | H | H | H |

Descripción de acrónimos:

C_v = coeficiente de variación (S/\bar{X}), adimensional.

r_1 = coef. de correlación serial de orden uno, adimensional.

CVN = cociente de Von Neumann.

TA = test de Anderson.

PS = prueba de Spearman.

TS = test de Sneyers.

TB = test de Bartlett.

PK = prueba de Kendall.



PC = prueba de Cramer.

Se encontró que las siguientes seis estaciones hidrométricas muestran tendencia ascendente: Huites, Santa Cruz, Naranjo, Badiraguato, Zopilote y Pericos. Huites, Naranjo y Pericos además presentan persistencia, junto con las cinco siguientes: Guatenipa II, Jaina, La Huerta, Urique II y Choix. Se observa que la persistencia está asociada con valores positivos del coeficiente de correlación serial de orden uno (r_1) superiores a 0.20, excepto en Badiraguato.

Prueba de discordancia

Definidos los 22 registros por procesar (Tabla 2), se aplicaron las ecuaciones (2) a (9) para obtener los cocientes de momentos L, mostrados en la Tabla 4.

Tabla 4. Cocientes de momentos L en las 22 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

| Núm. | Nombre | Cocientes L |
|------|--------|-------------|
|------|--------|-------------|

| | | t_2 | t_3 | t_4 |
|----|---------------|---------|---------|---------|
| 1 | Huites | 0.22402 | 0.13399 | 0.10546 |
| 2 | San Francisco | 0.23810 | 0.19358 | 0.12958 |
| 3 | Santa Cruz | 0.22581 | 0.10956 | 0.17862 |
| 4 | Guatenipa II | 0.23597 | 0.10004 | 0.11245 |
| 5 | Jaina | 0.23033 | 0.17797 | 0.18571 |
| 6 | Palo Dulce | 0.17121 | 0.24359 | 0.04599 |
| 7 | Ixpalino | 0.21747 | 0.02728 | 0.10958 |
| 8 | La Huerta | 0.26480 | 0.27554 | 0.15224 |
| 9 | Toahayana | 0.21656 | 0.06209 | 0.09516 |
| 10 | Urique II | 0.29308 | 0.25481 | 0.15198 |
| 11 | Tamazula | 0.18244 | 0.11958 | 0.14194 |
| 12 | Naranjo | 0.47655 | 0.32689 | 0.19441 |
| 13 | Acatitán | 0.29624 | 0.20962 | 0.21919 |
| 14 | Guamúchil | 0.36576 | 0.37388 | 0.25532 |
| 15 | Choix | 0.21305 | 0.18620 | 0.22018 |
| 16 | Badiraguato | 0.32196 | 0.27868 | 0.20039 |
| 17 | El Quelite | 0.48463 | 0.59616 | 0.56783 |
| 18 | Zopilote | 0.49516 | 0.33737 | 0.21933 |
| 19 | El Bledal | 0.36091 | 0.22302 | 0.08793 |
| 20 | Pericos | 0.65688 | 0.64361 | 0.45957 |

| | | | | |
|----|----------|---------|---------|---------|
| 21 | La Tina | 0.45387 | 0.28892 | 0.16375 |
| 22 | Bamícori | 0.33300 | 0.16676 | 0.11363 |

En seguida, con base en los valores de la Tabla 4, y las ecuaciones (10) a (12), se desarrolló la prueba de discordancia, con la cual se obtuvieron los resultados expuestos en la Tabla 5. La prueba encuentra que los registros de Palo Dulce ($D_6 = 3.62$) y El Quelite ($D_{17} = 4.12$) exceden el valor crítico de la discordancia de 3.00 (Tabla 1) y por lo tanto son discordantes. El registro de Pericos muestra un valor alto ($D_{20} = 2.71$) y por ello también fue eliminado.

Tabla 5. Resultados de la prueba de discordancia (D_j) en las 22 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

| Núm. | Nombre | D_j | Núm. | Nombre | D_j |
|------|---------------|-------|------|-------------|-------|
| 1 | Huites | 0.21 | 12 | Naranjo | 1.04 |
| 2 | San Francisco | 0.25 | 13 | Acatitán | 0.27 |
| 3 | Santa Cruz | 0.82 | 14 | Guamúchil | 0.44 |
| 4 | Guatenipa II | 0.37 | 15 | Choix | 0.74 |
| 5 | Jaina | 0.32 | 16 | Badiraguato | 0.06 |
| 6 | Palo Dulce | 3.62* | 17 | El Quelite | 4.12* |
| 7 | Ixpalino | 1.32 | 18 | Zopilote | 1.14 |

| | | | | | |
|----|-----------|------|----|-----------|------|
| 8 | La Huerta | 0.78 | 19 | El Bledal | 0.85 |
| 9 | Toahayana | 0.62 | 20 | Pericos | 2.71 |
| 10 | Urique II | 0.26 | 21 | La Tina | 1.06 |
| 11 | Tamazula | 0.50 | 22 | Bamícori | 0.49 |

*excede el valor crítico.

En relación con el cociente τ_2 , se observa en la Tabla 4 que el valor de Palo Dulce es muy bajo, y los de El Quelite y Pericos muy altos, en comparación con sus valores circundantes por tamaño de cuenca, del orden de 0.22 y 0.33, respectivamente. Por otra parte, en la Tabla 3 y con respecto al valor del C_v , se aprecia que la magnitud de Palo Dulce es muy baja, y las de El Quelite y Pericos bastante elevadas; en resumen, discordantes.

Homogeneidad regional 1: índices de estacionalidad

Para cada año de los 19 registros por procesar (Tabla 2) se detectó el mes con máximo escurrimiento. Tales datos se procesaron con base en las ecuaciones (13) a (16), y se obtuvieron los resultados que se han concentrado en la Tabla 6 y se tienen dibujados en la Figura 2. Se



observa una gran estacionalidad, pues en la mayoría de los registros su dirección media ($\bar{\theta}$) ocurre en la segunda quincena de agosto y primera de septiembre, con ángulos que fluctúan entre los 230.9° en Bamícori (asterisco) y los 259° en Urique II (estrella negra).



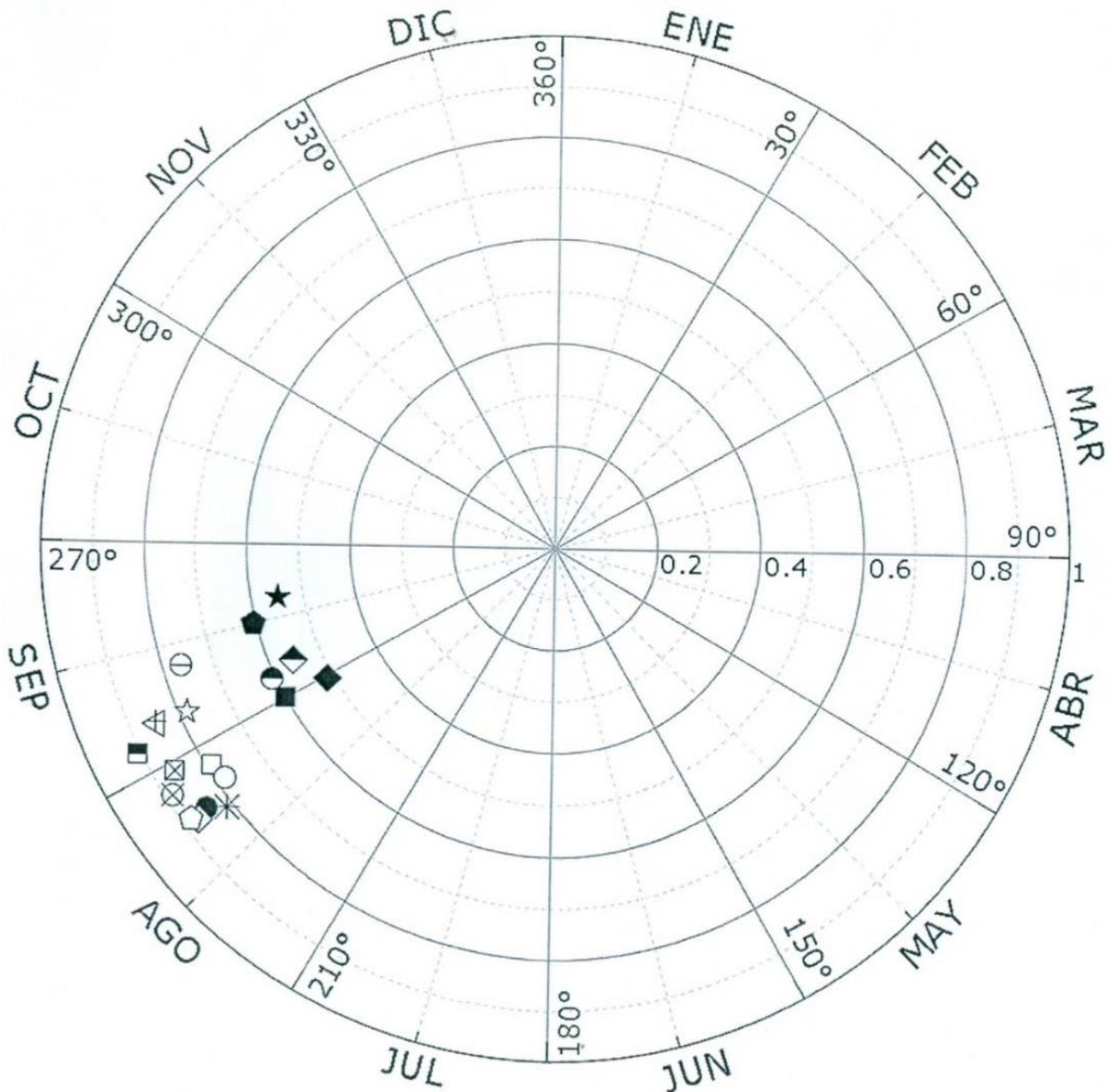


Figura 2. Representación polar de los índices de estacionalidad en las 19 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.



Tabla 6. Índices de estacionalidad en las 19 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

| Núm. | Nombre | (θ) | (\bar{r}) | Núm. | Nombre | (θ) | (\bar{r}) |
|------|---------------|--------------|---------------|------|-------------|--------------|---------------|
| 1 | Huites | 240.1 | 0.5996 | 11 | Naranjo | 234.3 | 0.7819 |
| 2 | San Francisco | 232.4 | 0.8444 | 12 | Acatitán | 245.7 | 0.8476 |
| 3 | Santa Cruz | 242.9 | 0.9055 | 13 | Guamúchil | 236.3 | 0.8857 |
| 4 | Guatenipa II | 244.3 | 0.6064 | 14 | Choix | 231.9 | 0.8706 |
| 5 | Jaina | 239.3 | 0.5105 | 15 | Badiraguato | 251.7 | 0.7626 |
| 6 | Ixpalino | 245.3 | 0.8479 | 16 | Zopilote | 238.8 | 0.8572 |
| 7 | La Huerta | 246.0 | 0.5544 | 17 | El Bledal | 232.5 | 0.8817 |
| 8 | Toahayana | 255.0 | 0.6046 | 18 | La Tina | 245.1 | 0.7836 |
| 9 | Urique II | 259.0 | 0.5474 | 19 | Bamícori | 230.9 | 0.8121 |
| 10 | Tamazula | 236.9 | 0.7892 | - | - | - | - |

Respecto a la variabilidad, la menor dispersión se tiene en Santa Cruz (cuadro negro-blanco) y la mayor en Jaina (rombo negro). También se observa que seis estaciones tienen índice de estacionalidad del orden de 0.60 o menor, las cuales son Huites (cuadro negro); Guatenipa II (círculo negro-blanco); Jaina, La Huerta (rombo negro-blanco); Toahayana (pentágono negro), y Urique II. Estas seis estaciones tienen cuencas grandes mayores de 4 000 km².

Con base en los resultados de la Tabla 6, mostrados en la Figura 2, se concluye que los 19 registros procesados de VEA forman una región homogénea desde un punto de vista hidrológico.

Homogeneidad regional 2: linealidad de los momentos ordinarios

A cada uno de los 19 registros por procesar (Tabla 2), se les aplicó la Ecuación (17) para obtener sus momentos ordinarios de orden 1 a 4; a estos valores se les aplicó el logaritmo natural para obtener magnitudes más fáciles de dibujar. Tales resultados se muestran en la Tabla 7.

Tabla 7. Logaritmos naturales de los momentos ordinarios (MO_s) en las 19 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

| Est. núm. | Estación | MO_1 | MO_2 | MO_3 | MO_4 |
|-----------|----------|--------|--------|--------|--------|
| 1 | Huites | 8.370 | 16.883 | 25.517 | 34.250 |

| | | | | | |
|--------------------------------|---------------|--------|--------|--------|---------|
| 2 | San Francisco | 7.812 | 15.788 | 23.908 | 32.149 |
| 3 | Santa Cruz | 7.412 | 14.980 | 22.696 | 30.559 |
| 4 | Guatenipa II | 7.355 | 14.867 | 22.506 | 30.251 |
| 5 | Jaina | 7.224 | 14.610 | 22.138 | 29.787 |
| 6 | Ixpalino | 7.292 | 14.715 | 22.232 | 29.820 |
| 7 | La Huerta | 7.011 | 14.231 | 21.646 | 29.219 |
| 8 | Toahayana | 7.005 | 14.138 | 21.370 | 28.678 |
| 9 | Urique II | 6.075 | 12.400 | 18.936 | 25.633 |
| 10 | Tamazula | 6.430 | 12.955 | 19.566 | 26.249 |
| 11 | Naranjo | 5.308 | 11.264 | 17.656 | 24.332 |
| 12 | Acatitán | 6.035 | 12.339 | 18.884 | 25.642 |
| 13 | Guamúchil | 4.858 | 10.126 | 15.761 | 21.605 |
| 14 | Choix | 5.686 | 11.513 | 17.475 | 23.567 |
| 15 | Badiraguato | 5.533 | 11.376 | 17.478 | 23.766 |
| 16 | Zopilote | 4.422 | 9.536 | 15.074 | 20.852 |
| 17 | El Bledal | 3.821 | 8.029 | 12.562 | 17.378 |
| 18 | La Tina | 2.021 | 4.551 | 7.346 | 10.284 |
| 19 | Bamícori | 2.539 | 5.370 | 8.387 | 11.529 |
| Ordenada al origen (b) | | -3.723 | -6.554 | -8.837 | -10.787 |
| Pendiente (m) | | 2.823 | 5.466 | 8.010 | 10.502 |
| Coef. correlación (r_{xy}) | | 0.964 | 0.965 | 0.964 | 0.963 |

En la Figura 3 se tiene una gráfica semilogarítmica, en cuyo eje de las ordenadas se han dibujado los momentos ordinarios de la Tabla 7, y en las abscisas se tiene una escala logarítmica para las áreas de cuenca. Los valores de b y m de la Ecuación (18) se muestran en la columna respectiva de s en la Tabla 7. La gráfica interna de la Figura 3 muestra la linealidad de las pendientes (m) y los valores de r_{xy} ratifican que las 19 estaciones hidrométricas analizadas forman una región homogénea hidrológicamente.



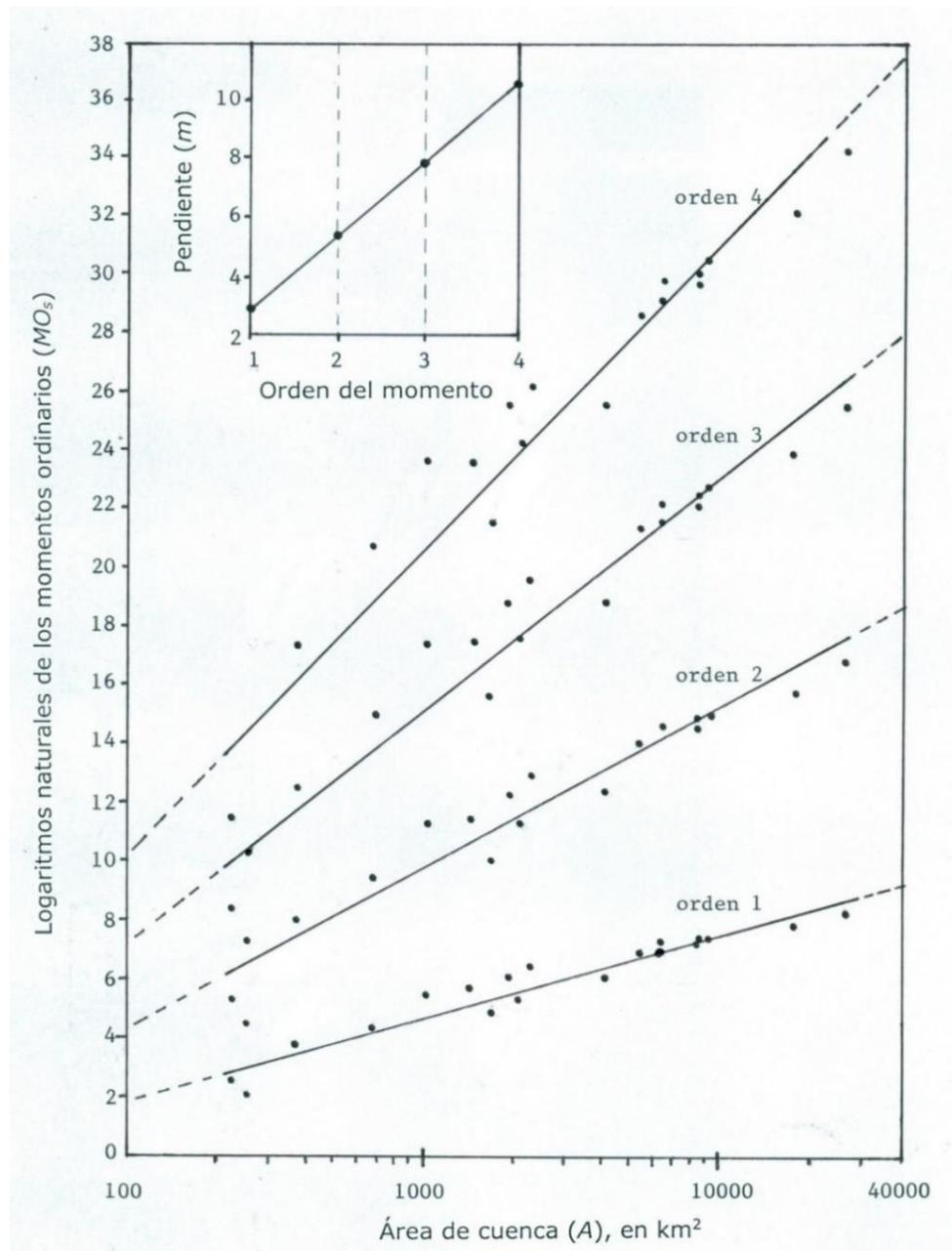


Figura 3. Relación entre los momentos ordinarios y el área de cuenca en las 19 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

Homogeneidad regional 3: regresión lineal de los momentos β_r

Ahora, a cada uno de los 19 registros por procesar (Tabla 2), se les aplicó la Ecuación (9) con r de 1 a 4, pues para $r = 0$ es la media y se tiene en la Tabla 2. Tales resultados se exponen en la Tabla 8.

Tabla 8. Momentos de probabilidad ponderada (β_r) en las 19 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

| Est. núm. | Estación | β_1 | β_2 | β_3 | β_4 |
|-----------|---------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1 | Huites | 2 640.703 | 1 943.151 | 1 551.143 | 1 297.210 |
| 2 | San Francisco | 1 528.455 | 1 135.915 | 914.060 | 769.370 |
| 3 | Santa Cruz | 1 014.385 | 745.368 | 595.512 | 499.392 |
| 4 | Guatenipa II | 966.274 | 711.829 | 568.232 | 475.519 |
| 5 | Jaina | 844.379 | 624.990 | 502.423 | 423.236 |
| 6 | Ixpalino | 894.292 | 650.894 | 514.972 | 427.765 |

| | | | | | |
|--------------------------------|-------------|---------|---------|---------|---------|
| 7 | La Huerta | 700.858 | 529.626 | 431.571 | 366.896 |
| 8 | Toahayana | 670.252 | 489.076 | 387.691 | 322.538 |
| 9 | Urique II | 281.128 | 214.070 | 175.137 | 149.325 |
| 10 | Tamazula | 366.742 | 265.611 | 210.191 | 174.859 |
| 11 | Naranjo | 149.155 | 120.729 | 102.637 | 90.002 |
| 12 | Acatitán | 270.775 | 205.468 | 167.983 | 143.351 |
| 13 | Guamúchil | 87.910 | 69.388 | 58.374 | 50.916 |
| 14 | Choix | 178.797 | 131.614 | 105.574 | 88.851 |
| 15 | Badiraguato | 167.162 | 128.794 | 106.354 | 91.385 |
| 16 | Zopilote | 62.245 | 50.686 | 43.298 | 38.132 |
| 17 | El Bledal | 31.054 | 24.060 | 19.812 | 16.934 |
| 18 | La Tina | 5.485 | 4.392 | 3.703 | 3.220 |
| 19 | Bamícori | 8.446 | 6.451 | 5.267 | 4.473 |
| Ordenada al origen (b) | | 7.4878 | 3.2501 | 2.0339 | 1.4745 |
| Pendiente (m) | | 0.6110 | 0.7352 | 0.7980 | 0.8362 |
| Coef. correlación (r_{xy}) | | 0.9999 | 0.9999 | 0.9999 | 0.9999 |

Los resultados de la aplicación de la Ecuación (19) se muestran en la columna respectiva de r de la Tabla 8, de manera que en la primera se tiene la relación lineal entre β_1 y β_0 , y en la última, la que existe entre β_4 y β_3 .

Con base en el valor del r_{xy} (Ecuación (20)), se observa que tales relaciones son casi perfectas. Por lo anterior, este método también orienta a concluir que las 19 estaciones hidrométricas de la Tabla 8 forman una región homogénea desde una perspectiva hidrológica.

Eliminación de registros no homogéneos

En la Tabla 3, los resultados de la aplicación de las pruebas estadísticas de homogeneidad local o individual mostraron que seis estaciones o registros procesados tienen tendencia ascendente: Huites, Santa Cruz, Naranjo, Badiraguato, Zopilote y Pericos. Esta última ya fue eliminada en la prueba de discordancia. En los dos primeros también se detectó persistencia y en los cinco siguientes: Guatenipa II, Jaina, La Huerta, Urique II y Choix. Estas siete estaciones con *persistencia* se analizan en el inciso siguiente.

Con base en las ecuaciones (21) a (27) se probó, en los seis registros con tendencia, si ésta era significativa; sólo en la estación Zopilote no lo fue. Debido a que la tendencia detectada es *ascendente*, se decidió eliminar tales registros, ya que sus datos tenderán a aumentar el escurrimiento anual y ello incrementará la incertidumbre asociada con su estimación mediante el análisis de frecuencias



regional. Por lo anterior y finalmente, ahora se procesan 15 registros de volumen escurrido anual, para definir su distribución de probabilidades regional.

Respecto a la persistencia

En los escurrimientos anuales, la *persistencia* es una propiedad estadística que se origina en la ocurrencia de años húmedos y secos; por ello, se compararon los periodos de registro procesado de las estaciones con valor mayor del coeficiente de correlación serial de orden uno (r_1) de la Tabla 3: La Huerta (0.486), Urique II (0.381) y Guatenipa II (0.336), para buscar similitud en sus lapsos, que en efecto ocurre en los años de 1970 a 2000. Las otras dos estaciones que mostraron persistencia fueron Jaina (0.216) y Choix (0.297), con registros diferentes tanto en longitud como en ocurrencia.

Khaliq, Ouarda, Ondo, Gachon y Bobée (2006) indican que la validez de las predicciones de crecientes obtenidas a través del análisis probabilístico será cuestionable si las observaciones del registro por procesar son *dependientes*, es decir, tiene *persistencia*. Lo anterior es válido cuando se buscan crecientes o predicciones asociadas con muy bajas probabilidades de excedencia, pues se obtienen en el extremo



derecho de la distribución de probabilidades; caso que no ocurre al generar secuencias sintéticas de escurrimientos anuales, que abarcan toda la extensión de dominio del modelo probabilístico utilizado (Salas, 1993; Cannarozzo *et al.*, 2009). Debido al razonamiento anterior, no se consideró necesario eliminar las estaciones con persistencia.

Selección de la FDP regional

Todos los cálculos que se describen a continuación se desarrollan con datos *adimensionales*, pues los volúmenes escurridos anuales de cada uno de los 15 registros por procesar se han dividido entre su valor medio o *índice de escurrimientos (IEⁱ)*. A cada registro adimensional se le aplicaron las tres FDP recomendadas por Cannarozzo *et al.* (2009), que son la Pearson tipo III (ecuaciones (28) a (37)): la Log-Normal de tres parámetros de ajuste (ecuaciones (38) a (45)), y la transformación potencial (ecuaciones (46) a (49)). Los resultados de la FDP que condujo al menor error estándar de ajuste (*EEA*, ecuación (50)) se han concentrado en la Tabla 9. Se observa que la FDP Pearson tipo III no alcanzó un mejor ajuste en ninguno de los 15 registros procesados.



Tabla 9. Mejores ajustes y valores estimados para los deciles indicados en las 15 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

| Estación | FDP | EEA | Probabilidad (<i>F</i>) de los deciles indicados | | | | |
|----------------|-----|-------|--|-------|-------|-------|-------|
| | | | 0.100 | 0.300 | 0.500 | 0.700 | 0.900 |
| San Francisco | TP2 | 0.060 | 0.528 | 0.733 | 0.919 | 1.151 | 1.591 |
| Guatenipa II | TP2 | 0.061 | 0.504 | 0.745 | 0.946 | 1.180 | 1.576 |
| Jaina | LN3 | 0.053 | 0.532 | 0.743 | 0.927 | 1.150 | 1.558 |
| Ixpalino | TP2 | 0.035 | 0.516 | 0.789 | 0.988 | 1.194 | 1.502 |
| La Huerta | TP2 | 0.057 | 0.514 | 0.695 | 0.873 | 1.117 | 1.663 |
| Toahayana | TP2 | 0.059 | 0.534 | 0.777 | 0.969 | 1.179 | 1.514 |
| Urique II | LN3 | 0.080 | 0.439 | 0.657 | 0.869 | 1.148 | 1.716 |
| Tamazula | TP2 | 0.034 | 0.614 | 0.808 | 0.965 | 1.143 | 1.439 |
| Acatitán | LN3 | 0.102 | 0.412 | 0.662 | 0.890 | 1.175 | 1.722 |
| Guamúchil | TP2 | 0.074 | 0.371 | 0.567 | 0.781 | 1.101 | 1.903 |
| Choix | LN3 | 0.062 | 0.570 | 0.761 | 0.929 | 1.135 | 1.517 |
| Zopilote | LN3 | 0.166 | 0.115 | 0.402 | 0.713 | 1.164 | 2.199 |
| El Bledal | TP2 | 0.176 | 0.315 | 0.566 | 0.825 | 1.181 | 1.922 |
| La Tina | TP2 | 0.085 | 0.147 | 0.453 | 0.795 | 1.261 | 2.180 |
| Bamícori | TP2 | 0.070 | 0.329 | 0.624 | 0.897 | 1.230 | 1.826 |
| Valor promedio | - | - | 0.429 | 0.665 | 0.886 | 1.167 | 1.722 |

En la Tabla 10 y Tabla 11 se muestra el detalle de resultados con las tres FDP en el registro con *EEA* más alto (El Bledal, peor ajuste) y con el más bajo (Tamazula, mejor ajuste).

Tabla 10. Parámetros de ajuste y valores de los deciles en la estación El Bledal (la de mayor *EEA*) con las tres FDP citadas.

| FDP | PT3 | LN3 | TP2 |
|--------------------|------------------|------------------|-------------------|
| Parámetro 1 | $\mu = 1.000$ | $\xi = 0.857$ | $\varphi = 0.145$ |
| Parámetro 2 | $\sigma = 0.677$ | $\alpha = 0.585$ | $Cs = 0.002$ |
| Parámetro 3 | $\gamma = 1.346$ | $k = -0.462$ | $Ck = 2.622$ |
| <i>EEA</i> (adim.) | 0.185 | 0.180 | 0.176 |
| $P(X < x)$ | V_i^j / IE^j | V_i^j / IE^j | V_i^j / IE^j |
| 0.10 | 0.287 | 0.291 | 0.315 |
| 0.20 | 0.438 | 0.449 | 0.445 |
| 0.30 | 0.574 | 0.585 | 0.566 |
| 0.40 | 0.711 | 0.718 | 0.690 |
| 0.50 | 0.856 | 0.857 | 0.825 |
| 0.60 | 1.020 | 1.014 | 0.983 |
| 0.70 | 1.217 | 1.204 | 1.181 |
| 0.80 | 1.478 | 1.459 | 1.455 |
| 0.90 | 1.899 | 1.881 | 1.922 |

Tabla 11. Parámetros de ajuste y valores de los deciles en la estación Tamazula (la de menor *EEA*) con las tres FDP citadas.

| FDP | PT3 | LN3 | TP2 |
|--------------------|------------------|------------------|-------------------|
| Parámetro 1 | $\mu = 1.000$ | $\xi = 0.961$ | $\varphi = 0.295$ |
| Parámetro 2 | $\sigma = 0.329$ | $\alpha = 0.315$ | $Cs = 0.001$ |
| Parámetro 3 | $\gamma = 0.730$ | $k = -0.246$ | $Ck = 2.910$ |
| <i>EEA</i> (adim.) | 0.035 | 0.035 | 0.034 |
| $P(X < x)$ | V_i^j / IE^j | V_i^j / IE^j | V_i^j / IE^j |
| 0.10 | 0.613 | 0.614 | 0.614 |
| 0.20 | 0.719 | 0.721 | 0.722 |
| 0.30 | 0.804 | 0.806 | 0.808 |
| 0.40 | 0.882 | 0.883 | 0.887 |
| 0.50 | 0.961 | 0.961 | 0.965 |
| 0.60 | 1.044 | 1.043 | 1.048 |
| 0.70 | 1.139 | 1.137 | 1.143 |
| 0.80 | 1.258 | 1.255 | 1.261 |
| 0.90 | 1.438 | 1.436 | 1.439 |

Por último, en la Tabla 12 se exponen los resultados del método de las estaciones-años con las tres FDP utilizadas, es decir, conjuntando los 15 registros adimensionales, que suman 539 datos. Se concluye que la FDP Log-Normal conduce al menor *EEA*.

Tabla 12. Parámetros de ajuste y valores de los deciles en la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México, con las tres FDP citadas, 15 estaciones hidrométricas y 539 datos.

| FDP | PT3 | LN3 | TP2 |
|-------------|------------------|------------------|-------------------|
| Parámetro 1 | $\mu = 1.000$ | $\xi = 0.896$ | $\varphi = 0.370$ |
| Parámetro 2 | $\sigma = 0.555$ | $\alpha = 0.497$ | $Cs = -0.006$ |
| Parámetro 3 | $\gamma = 1.176$ | $k = -0.401$ | $Ck = 4.455$ |
| EEA (adim.) | 0.105 | 0.090 | 0.347 |
| $P(X < x)$ | V_i^j / IE^j | V_i^j / IE^j | V_i^j / IE^j |
| 0.10 | 0.395 | 0.398 | 0.370 |
| 0.20 | 0.534 | 0.541 | 0.520 |
| 0.30 | 0.654 | 0.661 | 0.649 |
| 0.40 | 0.772 | 0.777 | 0.773 |
| 0.50 | 0.896 | 0.896 | 0.901 |
| 0.60 | 1.032 | 1.029 | 1.043 |
| 0.70 | 1.194 | 1.186 | 1.209 |
| 0.80 | 1.405 | 1.394 | 1.423 |
| 0.90 | 1.740 | 1.729 | 1.759 |

Con base en los resultados de la Tabla 12, se define la *curva de crecimiento regional* (Ecuación (1)), que permitirá generar secuencias

sintéticas de volumen escurrido anual adimensional en cualquier sitio o localidad de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México; esta es:

$$q(F) = 0.896 - \frac{0.497}{0.401} [1 - \exp(0.401 \cdot Z)] \quad (52)$$

en la cual Z es la desviación normal estándar función de la probabilidad de no excedencia F . En la Figura 4 se han dibujado en el papel de probabilidad log-normal, los primeros 500 datos del volumen escurrido anual adimensional de 25 en 25 valores, después los siguientes 30 datos de 5 en 5, y por último los cuatro valores finales, además de la FDP Log-Normal de tres parámetros de ajuste.



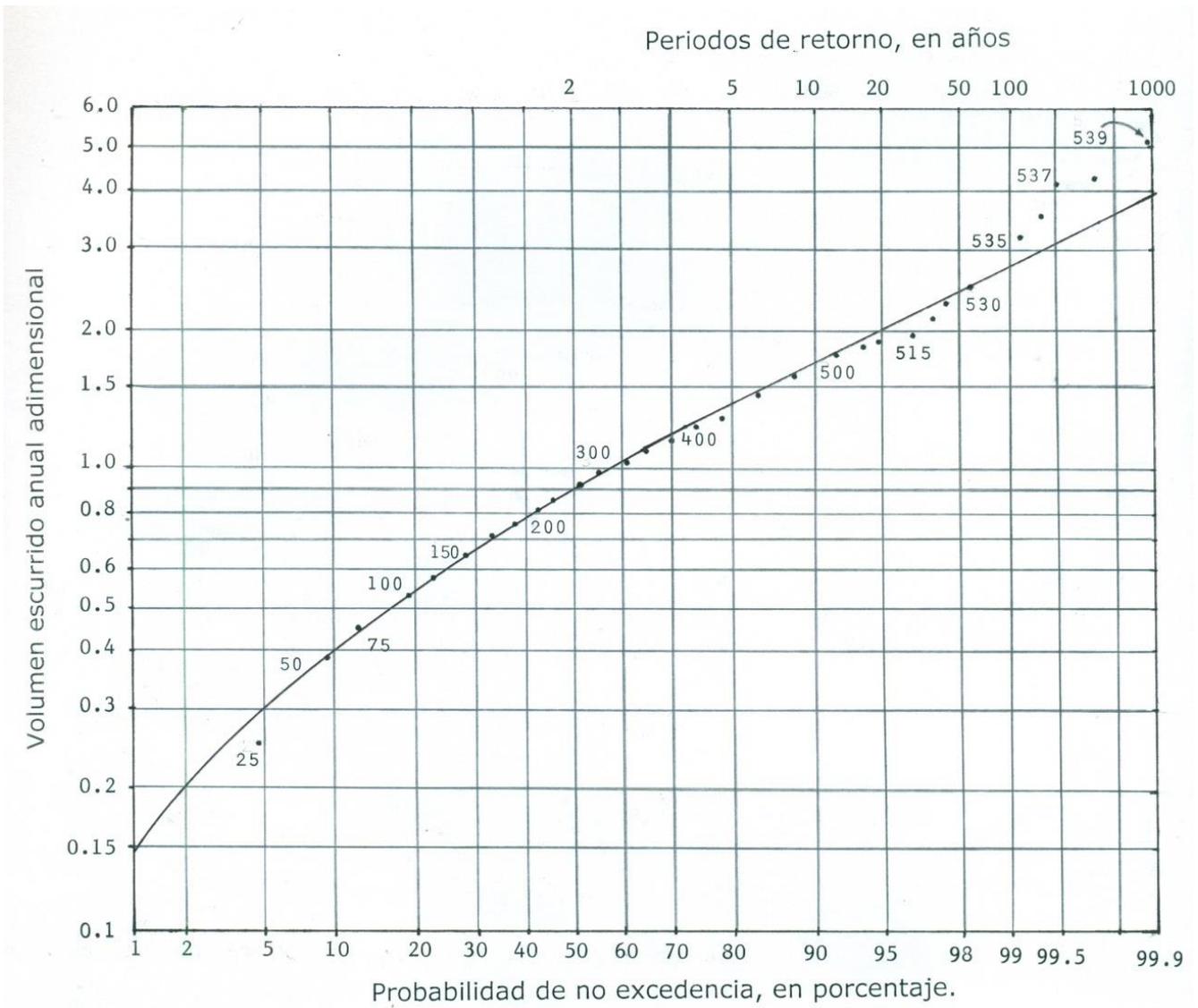


Figura 4. Ajuste de la distribución Log-Normal a los 539 volúmenes escurridos anuales adimensionales de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

Secuencias sintéticas de VEA adimensional

Para la aplicación de la Ecuación (52), primero se debe definir el tamaño (ns) que tendrá la secuencia sintética generada de volumen escurrido anual adimensional. Después, haciendo uso de un generador eficiente de números aleatorios con distribución uniforme (Metcalfe, 1997), se obtienen los ns números u_i requeridos; tales valores se hacen igual a la probabilidad de no excedencia (F) y se aplica la Ecuación (30), para obtener los valores de Z necesarios, que se llevan a la Ecuación (52) para obtener las magnitudes $q(F)$ buscadas. Con el proceso anterior se puede calcular cualquier número de secuencias sintéticas de V_i^j / IE^j (Ecuación (1)) igualmente probables de ocurrir.

Escalamiento de las secuencias sintéticas

Al dibujar en un papel logarítmico las dos columnas finales de la Tabla 2, con el área de cuenca (A) en las abscisas y el volumen escurrido medio anual ($VEMA$) en las ordenadas, se define una línea recta que se muestra en la Figura 5 y cuya ecuación es:



$$IE^j = VEMA = 0.015324 \cdot A^{1.284914} \quad (53)$$

En la expresión anterior, el coeficiente de correlación resultó de 0.966, con las 15 parejas de datos utilizadas.

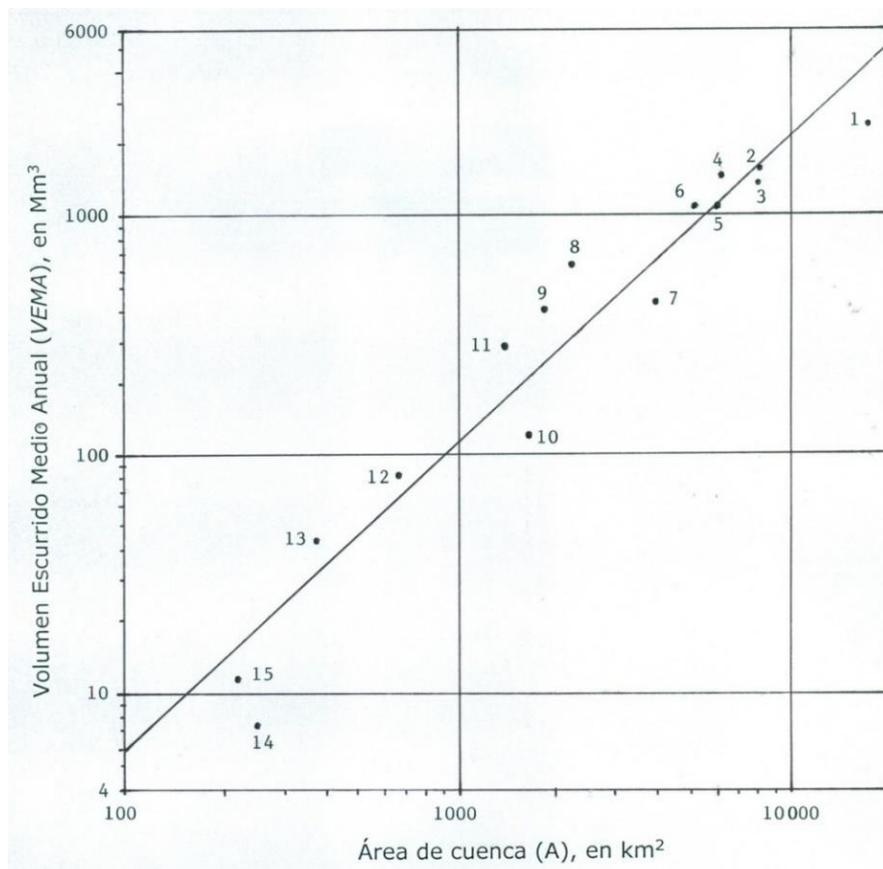


Figura 5. Relación entre el volumen escurrido medio anual (*VEMA*) y el área de cuenca (*A*) en las 15 estaciones homogéneas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

La Ecuación (53) es válida en toda la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), y permite estimar el valor del índice de escurrimientos (IEI), con el cual se les asigna dimensión en Mm^3 a las secuencias sintéticas de VEA generadas con la Ecuación (52).

Acopio de resultados principales

De la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México, se procesaron 22 registros de volumen escurrido anual (VEA). La prueba de discordancia detectó dos registros anómalos: El Quelite y Palo Dulce; además, se eliminó el de la estación Pericos, por mostrar discordancia elevada.

En este estudio regional del VEA se evaluó la fecha de ocurrencia media ($\bar{\theta}$) del volumen escurrido máximo mensual de cada año y su regularidad (\bar{r}). En la Figura 2 se definen dos grupos de estaciones; las de regularidad baja con 0.60 o menos tienen cuencas grandes mayores de 4 000 km^2 . El resto de las estaciones tiene regularidad alta entre 0.78 y 0.90. Sin embargo, por su fecha de ocurrencia media forman una región homogénea.



Las otras dos pruebas de homogeneidad regional, cuyos resultados se muestran en la Figura 3 y Tabla 8, ratifican que los 19 registros procesados pertenecen a una región homogénea desde un punto de vista estadístico.

Antes de iniciar la búsqueda de la FDP regional se eliminaron cuatro registros de *VEA* por mostrar tendencia ascendente significativa: Huites, Santa Cruz, Naranjo y Badiraguato. En la Tabla 2 se observa que tales estaciones tienen áreas de cuenca diferentes, las dos primeras grandes y las otras pequeñas. Además, de la Figura 1 se deduce que por su ubicación no definen una subregión específica, en la cual se pudiera aceptar que tal componente determinística existe. Por lo anterior, se procedió a eliminarlas, ya que estarían influenciando, por exceso, las estimaciones de las predicciones.

El procesamiento de los 15 registros de *VEA* restantes se llevó a cabo conjuntando tales registros para aplicar el método de las estaciones-años, pues con tales registros no puede definirse un periodo común de datos. Los datos anuales (*VEA*) se dividieron entre el volumen escurrido medio anual (*VEMA*) de cada registro, para ser procesados como valores adimensionales.

Se probaron tres modelos probabilísticos: las distribuciones Pearson tipo III (PT3), la Log-Normal de tres parámetros (LN3) y la técnica estadística de la transformación potencial (TP2), que equivale a la FDP Normal. Se adoptó la distribución LN3 por conducir a un menor error estándar de ajuste.



Por último, se definió una ecuación logarítmica entre el *VEMA* como variable dependiente y el área de cuenca de la estación hidrométrica como variable independiente. Tal ecuación permite el “escalamiento” de las predicciones adimensionales obtenidas con la FDP regional.

Comparación con otros estudios

Los análisis de frecuencias regionales se han realizado de manera preponderante para las crecientes tanto en México como en el mundo. En cambio, el método de índice de escurrimientos (IE^j), descrito en este trabajo, no ha sido aplicado en nuestro país y a nivel mundial, la necesidad de estimar volúmenes escurridos anuales para el diseño hidrológico de los embalses ha sido resuelta mediante métodos que simulan el proceso lluvia-escurrimiento (Beven, 2001; Wagener, Wheeler, & Gupta, 2004).

La aplicación del análisis de frecuencias regional para estimar el volumen escurrido anual, en Sicilia, Italia, por Cannarozzo *et al.* (2009), sustentó el objetivo de este trabajo. Sin embargo, ambos estudios son completamente diferentes. En Sicilia se definieron tres regiones hidrológicas con base en la altitud y la lluvia media anual en



cada cuenca; su verificación se realizó a través de la prueba H de heterogeneidad (Hosking & Wallis, 1997; Campos-Aranda, 2010).

Por otra parte, del análisis de frecuencias de crecientes realizado en Sicilia por Ferro y Porto (2006), se tomaron las pruebas de Gupta *et al.* (1994) y Kumar *et al.* (1994), para verificar la homogeneidad de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

Conclusiones

Se ha desarrollado un *análisis de frecuencias regional* procesando 22 registros de volumen escurrido anual (VEA) de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México. Para seleccionar los registros que forman una región homogénea, según un enfoque hidrológico, se aplicó la prueba de discordancia y se eliminaron tres registros.

La verificación de la *homogeneidad regional* hidrológica de los 19 registros restantes se realizó con base en tres pruebas estadísticas: (1) la de los índices de estacionalidad; (2) la linealidad de los momentos ordinarios, y (3) la regresión lineal de los momentos de probabilidad ponderada.



Con base en siete pruebas de *homogeneidad local*, se eliminaron otros cuatro registros que mostraron tendencia lineal ascendente. Por lo anterior, se procesaron finalmente 15 registros de *VEA*, con amplitudes de registro que variaron de 24 a 57 años, y sumaron 539 datos.

Para definir la *curva de crecimiento regional* [$q(F)$] se aplicaron tres modelos probabilísticos: (a) Pearson tipo III, (b) Log-Normal y (c) Normal mediante la transformación potencial. Los dos primeros ajustados con el método de los momentos L. Se encontró, a través del menor error estándar de ajuste, que la distribución Log-Normal representó mejor los 539 valores adimensionales de escurrimiento anual, y definió la ecuación siguiente, función de Z , que es la desviación normal estándar: $q(F) = 0.896 - 0.497 \cdot (1 - \exp(0.401 \cdot Z))/0.401$

Finalmente, para el *escalamiento* de las secuencias sintéticas generadas con la ecuación anterior, se estableció la relación empírica siguiente: $VEMA = 0.015324 \cdot A^{1.284914}$.

Para cuencas sin hidrometría, resulta imprescindible contar con un método que permita estimar registros de *VEA* de cualquier tamaño e igualmente probables de ocurrir que un registro histórico. Con la ventaja adicional para tales secuencias sintéticas de tener por su naturaleza aleatoria ausencia de persistencia y con ello conducir a un dimensionamiento de los embalses más confiable.

Por lo anterior, se recomienda la aplicación sistemática del método del *índice de escurrimiento*, según el procedimiento expuesto,



en otras regiones hidrológicas del país para encontrar las ecuaciones regionales correspondientes de $q(F)$ y $VEMA = f(\cdot)$.

Agradecimientos

Se agradecen las observaciones y correcciones sugeridas por los árbitros anónimos F y G, las cuales permitieron mejorar la redacción del artículo y evitaron omisiones importantes, al anexar la Figura 1 y Figura 4, y los dos incisos finales de la sección de Resultados y su Análisis.

Referencias

- Adeloye, A. J., & Montaseri, M. (2002). Preliminary streamflow data analyses prior to water resources study. *Hydrological Sciences Journal*, 47(5), 679-692. DOI: 10.1080/02626660209492973
- Beven, K. J. (2001). *Rainfall-runoff modelling. The Primer*. Chichester, England: John Willey & Sons Ltd.
- Blöschl, G., Sivapalan, M., Wagener, T., Viglione, A., & Savenije, H. (2013). Chapter 5: Prediction of annual runoff in ungauged basins. In: *Runoff Prediction in Ungauged Basins* (pp. 70-101). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Burn, D. H. (1997). Catchment similarity for regional flood frequency analysis using seasonality measures. *Journal of Hydrology*, 202(1-4), 212-230. DOI: 10.1016/S0022-1694(97)00068-1



- Campos-Aranda, D. F. (2011). Inciso 8.5: Diseño por simulación estocástica de la operación. En: *Estimación y aprovechamiento del escurrimiento* (pp. 248-250). San Luis Potosí, México: Edición del autor.
- Campos-Aranda, D. F. (2010). Verificación de la homogeneidad regional mediante tres pruebas estadísticas. *Tecnología y Ciencias del Agua*, 1(4), 157-165.
- Campos-Aranda, D. F. (2008). Contraste de un método simple de transferencia de información para estimación de volúmenes escurridos mensuales. *Ingeniería Hidráulica en México*, 23(2), 153-165.
- Cannarozzo, M., Noto, L. V., Viola, F., & La-Loggia, G. (2009). Annual runoff regional frequency analysis in Sicily. *Physics and Chemistry of the Earth*, 34(10-12), 679-687. DOI: 10.1016/j.pce.2009.05.001
- Carr, D. P., & Underhill, H. W. (1974). *Los métodos de simulación en el aprovechamiento de los recursos hídricos. Estudio sobre Riego y Avenamiento No. 23*. Roma, Italia: Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación.
- 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. DOI: 10.1080/02626660209492909



- Chai, T., & Draxler, R. R. (2014). Root mean square error (RMSE) or mean absolute error (MAE)? - Arguments against avoiding RMSE in the literature. *Geoscientific Model Development*, 7, 1247-1250. DOI:10.5194/gmd-7-1247-2014
- Chander, S., Spolia, S. K., & Kumar, A. (1978). Flood frequency analysis by power transformation. *Journal of Hydraulics Division*, 104(HY11), 1495-1504.
- Chow, V. T. (1964). Section 8-I: Frequency Analysis. In: Chow, V. T. (ed.). *Handbook of Applied Hydrology* (pp. 8.1-8.42). New York, USA: McGraw-Hill Book Co.
- Dalrymple, T. (1960). *Flood frequency analysis. Water supply paper 1543-A*. Reston, USA: U. S. Geological Survey.
- Davis, P. J. (1972). Gamma Function and related functions. In: Abramowitz, M., & Stegun, I. A. (eds.). *Handbook of Mathematical Functions* (pp. 253-296). New York, USA: Dover Publications.
- De-Michele, C., & Rosso, R. (2002). A multi-level approach to flood frequency regionalization. *Hydrology and Earth System Sciences*, 6(2), 185-194. DOI: 10.5194/hess-6-185-2002
- Escalante-Sandoval, C. A., & Reyes-Chávez, L. (2002). Capítulo 6: Análisis de correlación y regresión lineal. En: *Técnicas estadísticas en hidrología* (pp. 105-128). México, DF, México: Facultad de Ingeniería de la Universidad Nacional Autónoma de México.

- Ferro, V., & Porto, P. (2006). Flood frequency analysis for Sicily, Italy. *Journal of Hydrologic Engineering*, 11(2), 110-122. DOI: 10.1061/(ASCE)1084-0699(2006)11:2(110)
- Greenwood, J. A., Landwehr, J. M., Matalas, N. C., & Wallis, J. R. (1979). Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research*, 15(5), 1049-1054.
- Gupta, V. K., Mesa, O. J., & Dawdy, D. R. (1994). Multiscaling theory of flood peaks: Regional quantile analysis. *Water Resources Research*, 30(12), 3405-3421. DOI: 10.1029/94WR01791
- Hosking, J. R., & Wallis, J. R. (1997). Chapters 1-4 (pp. 1-72) and Appendix: *L*-moments for some specific distributions. In: *Regional frequency analysis. An approach based on L-moments* (pp. 191-209). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- IMTA, Instituto Mexicano de Tecnología del Agua. (2002). *Banco Nacional de Datos de Aguas Superficiales (BANDAS)*. 8 CD's. Jiutepec, México: Comisión Nacional del Agua-Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales-Instituto Mexicano de Tecnología del Agua.
- Khaliq, M. N., Ouarda, T. B. M. J., Ondo, J. C., Gachon, P., & Bobée, B. (2006). Frequency analysis of a sequence of dependent and/or non-stationary hydro-meteorological observations: A review. *Journal of Hydrology*, 329(3-4), 534-552. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2006.03.004



- Kite, G. W. (1977). Chapter 9: Pearson type III distribution and Chapter 12: Comparison of frequency distributions. In: *Frequency and risk analyses in hydrology* (pp. 105-122, 156-168). Fort Collins, USA: Water Resources Publications.
- Kumar, P., Guttarp, P., & Foufoula-Georgiu, E. (1994). A probability weighted moment test to assess simple scaling. *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, 8(3), 173-183.
- Machiwal, D., & Jha, M. K. (2012). Chapter 4: Methods for time series analysis. In: *Hydrologic time series analysis: Theory and practice* (pp. 51-84). Dordrecht, The Netherlands: Springer.
- McMahon, T. A., & Mein, R. G. (1986). Theme 4-17: Simulation using generated data. In: *River and reservoir yield* (pp. 141-142). Littleton, USA: Water Resources Publications.
- Metcalf, A. V. (1997). Chapter 2: Probability distributions and Monte Carlo simulation and Appendix 2: Random number generation. In: *Statistics in Civil Engineering* (pp. 7-38, 319-320). London, UK: Arnold Publishers.
- Ostle, B., & Mensing, R. W. (1975). Chapter 7: Regression analysis. In: *Statistics in research* (3rd ed.). (pp. 165-236). Ames, USA: Iowa State University Press.
- Ouarda, T. B. M. J. (2017). Regional flood frequency modeling. In: Singh, V. P. (ed.). *Handbook of applied hydrology* (2nd ed.) (pp. 77.1-77.8). New York, USA: McGraw-Hill Education.

- Rahman, A., Haddad, K., & Eslamian, S. (2014). Regional flood frequency analysis. In: Eslamian, S. (ed). *Handbook of engineering hydrology: Modeling, climate change and variability* (pp. 451-469). Boca Raton, USA: CRC Press.
- Ramírez-Orozco, 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.
- Rao, A. R., & Hamed, K. H. (2000). Chapter 3: Probability weighted moments and L-moments. In: *Flood frequency analysis* (pp. 53-72). Boca Raton, USA: CRC Press.
- Salas, J. D. (1993). Analysis and modeling of hydrologic time series. Chapter 19. In: Maidment, D. R. (ed.). *Handbook of Hydrology* (pp. 19.1-19.72). New York, USA: McGraw-Hill, Inc.
- Skertchly-Molina, L. (1989). Métodos para calcular capacidades de embalse. *Ingeniería Hidráulica en México*, enero-abril de 1989, 46-52.
- Stedinger, J. R. (2017). Flood frequency analysis. In: Singh, V. P. (Ed.). *Handbook of applied hydrology* (2nd ed.) (pp. 76.1-76.8). New York, USA: McGraw-Hill Education.
- Varas, E. (2000). Estimación de momentos ponderados regionales de caudales máximos diarios. *Ingeniería Hidráulica en México*, 15(1), 51-61.

- Wagener, T., Wheeler, H. S., & Gupta, H. V. (2004). *Rainfall-runoff modelling in gauged and ungauged catchments*. London, UK: Imperial College Press.
- WMO, World Meteorological Organization. (1971). Annexed III: Standard tests of significance to be recommended in routine analysis of climatic fluctuations. In: *Climatic Change* (pp. 58-71) (Technical Note No. 79). Geneva, Switzerland: World Meteorological Organization.
- Zelen, M., & Severo, N. C. (1972). Probability functions. Chapter 26 (pp. 925-995). In: Abramowitz, M., & Stegun, I. A. (eds.). *Handbook of mathematical functions*. New York, USA: Dover Publications.
- Zrinji, Z., & Burn, D. H. (1996). Regional flood frequency with hierarchical region of influence. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 122(4), 245-252. DOI: 10.1061/(ASCE)0733-9496(1996)122:4(245)
- Zsuffa, I., & Gálai, A. (1987). *Reservoir sizing by transition probabilities. Theory, methodology and application*. Littleton, USA: Water Resources Publications.