

El análisis de sensibilidad utilizado como una herramienta para mejorar la calibración de un modelo de cuenca

TEODORO ESTRELA (*)

RESUMEN. Se han utilizado técnicas basadas en el análisis de sensibilidad para estimar la matriz de covarianza de los parámetros de un modelo de cuenca de balance de humedad que opera a escala mensual. Estas técnicas han sido aplicadas en varias cuencas españolas localizadas en dos áreas climáticas diferentes, lo que ha permitido una mejor comprensión del modelo y, consecuentemente, una más precisa calibración y posterior regionalización de sus parámetros.

ABSTRACT. Analysis sensitivity techniques have been used to estimate the parameter covariance matrix of a water balance model operating on a monthly base. They have been applied to several Spanish watersheds located in different climatic areas what has lead to a better understanding of the model and consequently to a more accurate parameter calibration and regionalization.

INTRODUCCION

La habilidad de un modelo conceptual lluvia-escurrimiento para simular caudales depende de la seguridad y fiabilidad de las estimas de sus parámetros. Una práctica común consiste en obtener sus valores por procedimientos de ajuste, en los cuales se minimiza el valor de una función objetivo que relaciona los caudales observados y simulados.

Los procedimientos de optimización (minimización) presentan algunas dificultades, tales como: a) interdependencia entre parámetros [1], [2]; b) óptimos locales [1]; c) no-identificabilidad y no unicidad del conjunto de parámetros óptimos [3], etc. Esta variedad de problemas puede, en ocasiones, producir errores serios en la calibración del modelo o dificultar la tarea de la regionalización de los parámetros cuando se desea simular caudales en cuencas no aforadas. Diferentes investigadores han puesto de relieve que una importante información adicional puede obtenerse de la aplicación de técnicas basadas en el análisis de sensibilidad. Su utilización [4], [5] permite, por ejemplo, obtener la matriz de covarianza de las estimas de los parámetros, lo que dirigirá hacia una interpretación más realista de los mismos (varianza de cada uno y correlaciones entre ellos).

En este artículo se han utilizado técnicas basadas en el análisis de sensibilidad, aplicables para estimas de los

parámetros por mínimos cuadrados, con un modelo de balance de humedad muy utilizado en España y que opera a escala mensual. Estas técnicas han sido aplicadas en varias cuencas españolas, localizadas en dos áreas climáticas diferentes.

DESCRIPCION DE LA METODOLOGIA

Sea un modelo lluvia-escurrimiento con K parámetros $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_K$, que simula caudales. Expresado en términos matemáticos:

$$q_i^* = q_i(\theta) + e_i(\theta) \quad 1 \leq i \leq n \quad (1)$$

donde:

q_i^* = caudal observado en el período de tiempo i
 $q_i(\theta)$ = caudal simulado por el modelo con el conjunto de parámetros θ para el mismo período de tiempo
 $e_i(\theta)$ = residuo o diferencia entre ambos caudales

En este artículo se postula que existe un conjunto de parámetros θ_0 que minimiza los errores, $e_i(\theta)$, y que se denominará, en adelante, «conjunto de parámetros verdadero». Si los elementos del vector de errores, R , correspondientes al conjunto de parámetros verdadero se les denomina r_i , entonces:

$$q_i^* = q_i(\theta_0) + r_i(\theta_0) \quad 1 \leq i \leq n \quad (2)$$

(*) Centro de Estudios Hidrográficos del CEDEX.

El conjunto de parámetros, Θ , es en la práctica desconocido. Sin embargo, una buena estima del mismo puede ser el conjunto de parámetros de mínimos cuadrados, que puede representarse como $\hat{\Theta}$.

Si se asume que la función $q_i(\Theta)$ puede linealizarse [4] en las proximidades de $\hat{\Theta}$ y si se consideran sólo dos términos de la expansión mediante series de Taylor de $q_i(\Theta)$ sobre $\hat{\Theta}$, entonces:

$$q_i(\Theta) = q_i(\hat{\Theta}) + \sum_{r=1}^K (\Theta_r - \hat{\Theta}_r) \left[\frac{\partial q_i}{\partial \Theta_r} \right]_{\Theta=\hat{\Theta}} \quad (3)$$

o expresado en forma matricial:

$$Q_i(\Theta) = Q_i(\hat{\Theta}) + A(\Theta - \hat{\Theta}) \quad (4)$$

y si la ecuación (1) se expresa también en forma matricial:

$$E = \Theta^* - \hat{\Theta} \quad (5)$$

De (5), (4) y (2) se obtiene:

$$R = A(\Theta - \hat{\Theta}) + E \quad (6)$$

La expresión (6) puede contemplarse como un modelo de regresión lineal en forma matricial, donde R es un vector de observaciones ($n \times 1$), A es una matriz ($n \times K$) de valores conocidos, $\Theta - \hat{\Theta}$ es un vector ($K \times 1$) de parámetros desconocidos y E es un vector ($n \times 1$) de errores. La estima por mínimos cuadrados de $\Theta - \hat{\Theta}$ es el valor $\hat{\Theta} - \hat{\Theta}$, que minimiza $E^T E$ (E^T es el traspuesto de E). Si la secuencia de errores forma un proceso estocástico estacionario con media, $E(e_j) = 0$ y varian-

za, $E(e_j^2) = \sigma_e^2$, y además no autocorrelacionado en el tiempo, entonces, las varianzas (términos de la diagonal principal) y covarianzas (términos de fuera de la diagonal principal), $\Gamma_{\hat{\Theta}}$ de las estimas, $\hat{\Theta}$, asumiendo $\hat{\Theta}$ como el vector de parámetros verdadero, pueden obtenerse [6] mediante la expresión (-1 significa inversa):

$$\Gamma_{\hat{\Theta}} = [A^T A]^{-1} \sigma^2 \quad (7)$$

donde σ^2 es la varianza del vector R . Este valor desconocido puede estimarse a partir de las diferencias entre los caudales simulados y observados cuando el conjunto de parámetros de mínimos cuadrados es utilizado en el modelo. Los elementos de la matriz A son las derivadas parciales evaluadas en $\hat{\Theta}$, que pueden aproximarse reemplazando las derivadas por diferencias finitas y evaluándolas en $\Theta = \hat{\Theta}$.

MODELO DE BALANCE DE HUMEDAD

Para la aplicación de la metodología se ha seleccionado el modelo de balance de humedad formulado por Témez [7]. Este modelo de cuatro parámetros opera a escala mensual y reproduce (figura 1), de una forma simplificada, los procesos esenciales de movimiento de agua sobre la cuenca. Este modelo ha sido utilizado con éxito en España y en el extranjero [8].

Exceso de agua, humedad en el suelo y evapotranspiración

A la parte de la precipitación (P) que alcanza el río se le ha denominado exceso de agua (T) y la expresión que utiliza el modelo para su evaluación es una función de la precipitación (P), la evapotranspiración potencial (ETP), el déficit de humedad en el suelo (D) y de un

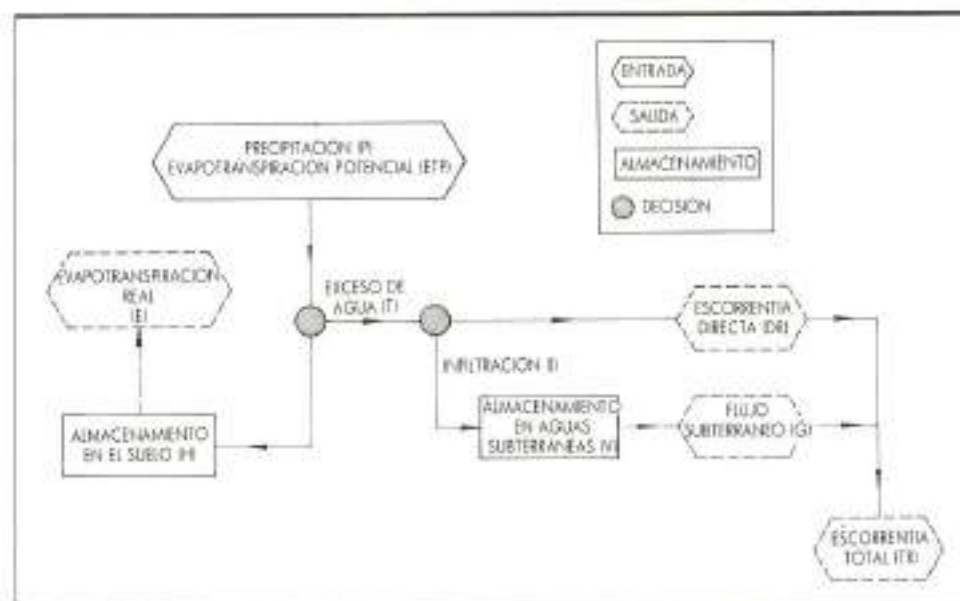


FIGURA 1. Diagrama de flujo del modelo Témez.

parámetro (β) que controla el umbral de excedencia de agua. El déficit de humedad en el suelo (D) es la diferencia entre la capacidad de almacenamiento de humedad en el suelo ($H_{\max}$) y el contenido de humedad en el suelo (H) en un intervalo de tiempo especificado.

$$T_i = \frac{(P_i - \beta D_{i-1})^2}{P_i + (1 - 2\beta) D_{i-1} + ETP_i} \quad \text{si } P_i > \beta D_{i-1} \quad (8)$$

$$T_i = 0 \quad \text{si } P_i \leq \beta D_{i-1}$$

donde:

i = período de tiempo actual

$i - 1$ = período de tiempo pasado

El contenido de humedad en el suelo (H_i) al final del período será:

$$H_i = \max(0, H_{i-1} + P_i - T_i - ETP_i) \quad (9)$$

y la evapotranspiración real (E_i):

$$E_i = \min(H_{i-1} + P_i - T_i, ETP_i) \quad (10)$$

Infiltración al acuífero

La expresión que utiliza el modelo para evaluar la infiltración (I) es una función del exceso de agua (T) y del parámetro $I_{\max}$, que representa la capacidad máxima de infiltración en el intervalo de simulación considerado.

$$I_i = I_{\max} \frac{T_i}{T_i + I_{\max}} \quad (11)$$

Flujo subterráneo

Se admite que la recesión del acuífero sigue una ley exponencial y que existe una relación lineal entre el almacenamiento y la descarga, en cuyo caso la expresión para el flujo o descarga subterránea (G_i) es:

$$G_i = G_{i-1} e^{-\alpha \Delta t} + I_i (1 - e^{-\alpha \Delta t}) \quad (12)$$

donde:

α = coeficiente de recesión

Δt = intervalo de simulación.

Escorrentía directa y total

La escorrentía directa (DR_i) será la diferencia entre el exceso de agua (T_i) y la infiltración (I_i) y la escorrentía total en el río (TR_i) se obtendrá añadiendo a la escorrentía directa (DR_i) el flujo o escorrentía subterránea (G_i).

PROCEDIMIENTO DE ESTIMACION DE PARAMETROS

La elección de la función objetivo ha sido discutida en un gran número de artículos [1], [9], llegándose a la

conclusión de que la idoneidad de cualquiera de ellas está muy relacionada con las propiedades de los residuos. Una de las funciones objetivo más utilizadas ha sido la de mínimos cuadrados ordinarios (SLS), que produce estimas de los parámetros insesgadas y de mínima varianza cuando se satisfacen las siguientes hipótesis: a) los errores constituyen un proceso estocástico estacionario con media, $E(e_i) = 0$, y varianza, $E(e_i^2) = \sigma_e^2$; b) los errores no están autocorrelacionados. La metodología utilizada en este artículo para estimar la matriz de covarianza de los parámetros ha propiciado la utilización de la función objetivo SLS.

La minimización de la función SLS precisa de algoritmos de optimización. Su elección ha sido también estudiada por muchos investigadores [1], [3], [9]. Según éstos los algoritmos de búsqueda iterativa se han mostrado como los más eficientes entre todos los algoritmos de optimización, siendo el método más utilizado el de búsqueda con rotación de ejes (algoritmo de Rosenbrock [10]).

CASOS DE ESTUDIO

Se han obtenido las estimas de los parámetros y de su matriz de covarianza en varias cuencas localizadas en el Norte y Sur de España.

Características de las cuencas

Se han elegido nueve cuencas que vienen representadas en la figura 2, y que se caracterizan por tener dos clases diferentes de clima, húmedo en el Norte y semi-árido en el Sur. Algunas de sus características se muestran en la tabla 1. Se han utilizado secuencias de datos con 96 valores mensuales.

Aplicación de la metodología

Se ha utilizado el modelo Témez y para su ajuste y obtención del conjunto de parámetros óptimo en cada cuenca se ha aplicado el criterio SLS y el algoritmo de optimización de Rosenbrock. En el proceso de optimización y dependiendo del conjunto de valores iniciales de los parámetros, se obtuvieron mínimos locales, lo cual forzó a repetir el proceso de optimización varias veces, eligiéndose uno de los « n » conjuntos de óptimos locales alcanzados. Ejecutando el modelo con el conjunto de valores elegidos se obtuvieron las diferencias entre los caudales mensuales simulados y observados, lo cual permitió estimar la varianza del vector R . En cada una de las cuencas, cada parámetro fue modificado un $\pm 5\%$ para poder obtener los elementos de la matriz A . Seguidamente se calculó la matriz de covarianza de las estimas de los parámetros a partir de la expresión (7). Los residuos del modelo satisfacían, en términos generales, las hipótesis necesarias para la aplicación de la metodología.

Las varianzas de los parámetros, tomados de la diagonal mayor de la matriz de covarianza, sirvieron para calcular los coeficientes de variación (raíz cuadrada de la varianza / valor del parámetro). Los resultados se muestran en las tablas 2 y 3. Las matrices de correla-

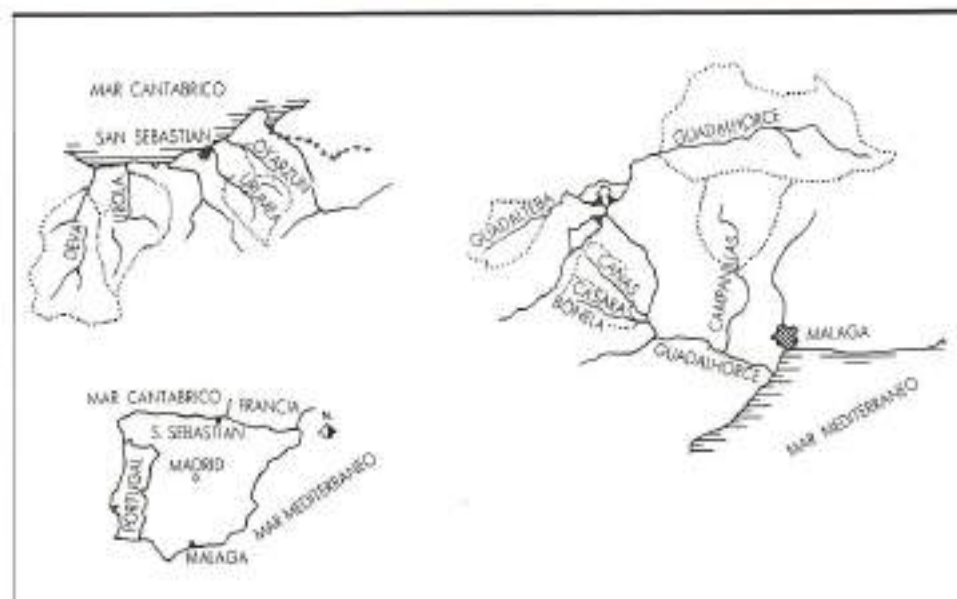


FIGURA 2. Mapa de situación de las cuencas objeto de estudio.

CUENCA	SUPERFICIE CUENCA (km ²)	PRECIPITACION MEDIA ANUAL (mm)	EVAPOTRANSPIRACION POTENCIAL MEDIA ANUAL (mm)	ESCORRENTIA MEDIA ANUAL (mm)
NORTE DE ESPAÑA				
RIO DEVA EN ALZOLA	456	1.690	610	1.170
RIO URQUIA EN ECHAVE	297	1.820	690	1.350
RIO URUMEA EN EREÑOZU	215	2.440	670	1.780
RIO OYARZUN EN OYARZUN	38	2.460	690	1.795
SUR DE ESPAÑA				
RIO GUADALQUIRCE EN BOBADILLA	761	540	1.200	65
RIO GUADALTEBA EN TEBÁ	202	640	1.175	200
AYO. CASARABONELA EN MOLINO GARRIDO	61	550	1.190	100
AYO. DE LAS CAÑAS EN ZAIEA	73	480	1.150	85
RIO CAMPANILLAS EN PUENTE ROSA CAPELA	185	526	1.180	40

TABLA 1. Algunas características y datos de las cuencas estudiadas.

ción se obtuvieron también a partir de las de covarianza. En la tabla 4 se muestra la matriz de correlación representativa en las dos áreas climáticas, Norte y Sur, donde cada elemento fue obtenido como la media de los elementos de la matriz correspondiente a cada una de las cuencas.

Análisis de resultados

Una inspección de las tablas 2 y 3 muestra que los coeficientes de variación de las estimas de los parámetros son más altos en las cuencas de clima húmedo que en las de semiárido. Esto significa que los caudales simulados son mucho menos sensibles a cambios en los valores de los parámetros en las cuencas de clima húmedo. Este efecto puede observarse en las figuras 3 y 4, donde se muestran ejemplos de caudales simulados en

ambas áreas climáticas. Se han estudiado tres casos: a) con el conjunto de parámetros óptimo; b) únicamente con los parámetros $H_{máx}$ y β , y c) sin parámetros, siendo $TR_i = P_i - ETP_i$ si $P_i > ETP_i$ y $TR_i = 0$ si $P_i \leq ETP_i$.

En las cuencas del Norte de España se observa (tabla 4) que existe una correlación alta y positiva entre los parámetros $I_{máx}$ y α , lo que refleja el hecho de que cambios en uno de los parámetros tienden a compensarse con cambios en el mismo sentido en el otro. La alta correlación exhibida junto con los altos valores de las varianzas de los parámetros puede revelar la poca importancia, o incluso no-existencia de los acuíferos. Por otra parte, la alta varianza del parámetro $H_{máx}$ está relacionada con el hecho de que el caudal simulado es sólo sensible a cambios en este parámetro en unos pocos

PARAMETRO	RIO DEVA		RIO UROLA		RIO URUMEA		RIO OYARZUN	
	VALOR	CV	VALOR	CV	VALOR	CV	VALOR	CV
H_{indec}	65	0,44	14	3,52	143	0,42	94	0,63
β	0,63	0,68	0,27	13,14	0,82	0,49	0,19	2,03
t_{indec}	752	2,02	93	1,30	744	1,89	934	0,70
α	0,13	0,84	0,05	2,09	0,14	0,88	0,07	0,48

TABLA 2. Sensibilidad de los parámetros en cuatro cuencas del Norte de España.

PARAMETRO	RIO GUADALHORCE		RIO GUADALTEBA		AYO. CASARABONELA		AYO. DE LAS CAÑAS		RIO CAMPANILLAS	
	VALOR	CV	VALOR	CV	VALOR	CV	VALOR	CV	VALOR	CV
H_{indec}	228	0,10	177	0,28	232	0,37	202	0,48	185	0,05
β	0,32	0,23	0,07	1,52	0,20	0,90	0,17	1,16	0,87	0,07
t_{indec}	333	0,62	4.469	1,02	474	0,29	533	0,37	267	3,76
α	0,03	0,24	0,01	0,13	0,01	0,25	0,01	0,28	0,13	0,92

TABLA 3. Sensibilidad de los parámetros en cinco cuencas del Sur de España.

meses. Ello se debe a que la evapotranspiración potencial es mayor que la precipitación sólo durante el verano, período de tiempo en el que se activa ese parámetro. En algunas ocasiones su efecto se transmite hasta el

mes de noviembre. En esas situaciones se necesitan, en la calibración, secuencias muy largas de datos para poder reducir la varianza del parámetro y alcanzar estimas del mismo con un mayor significado físico (por ej.,

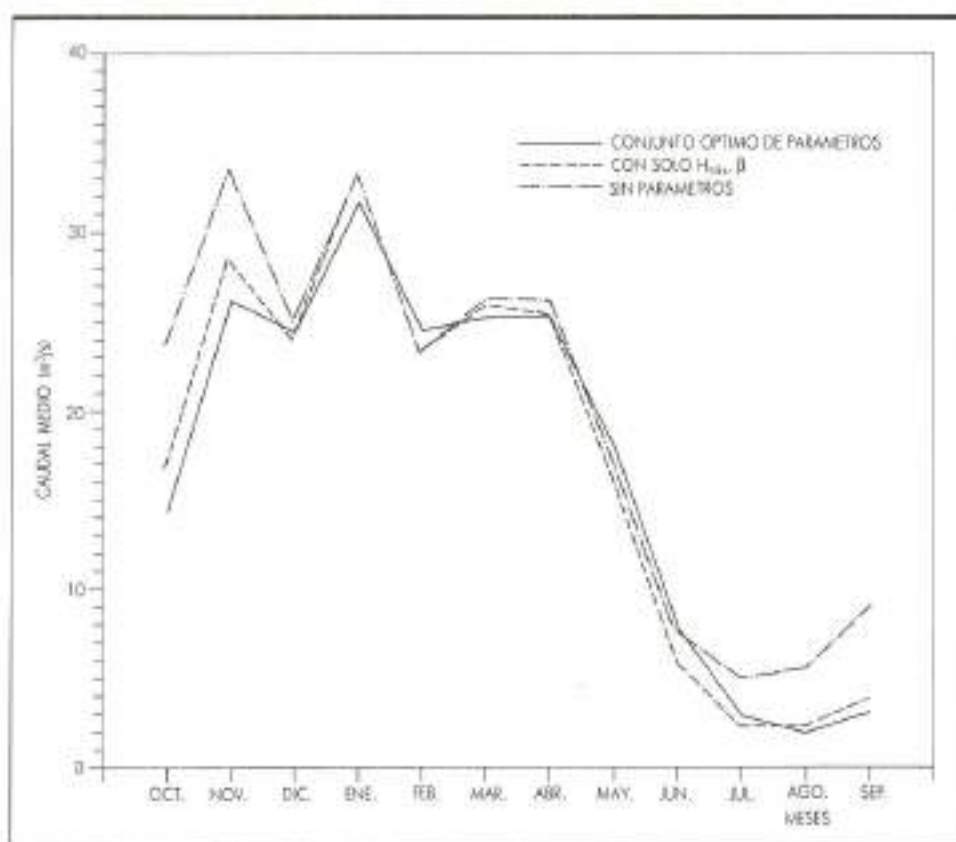


FIGURA 3. Simulaciones en el río Deva en Alzola.

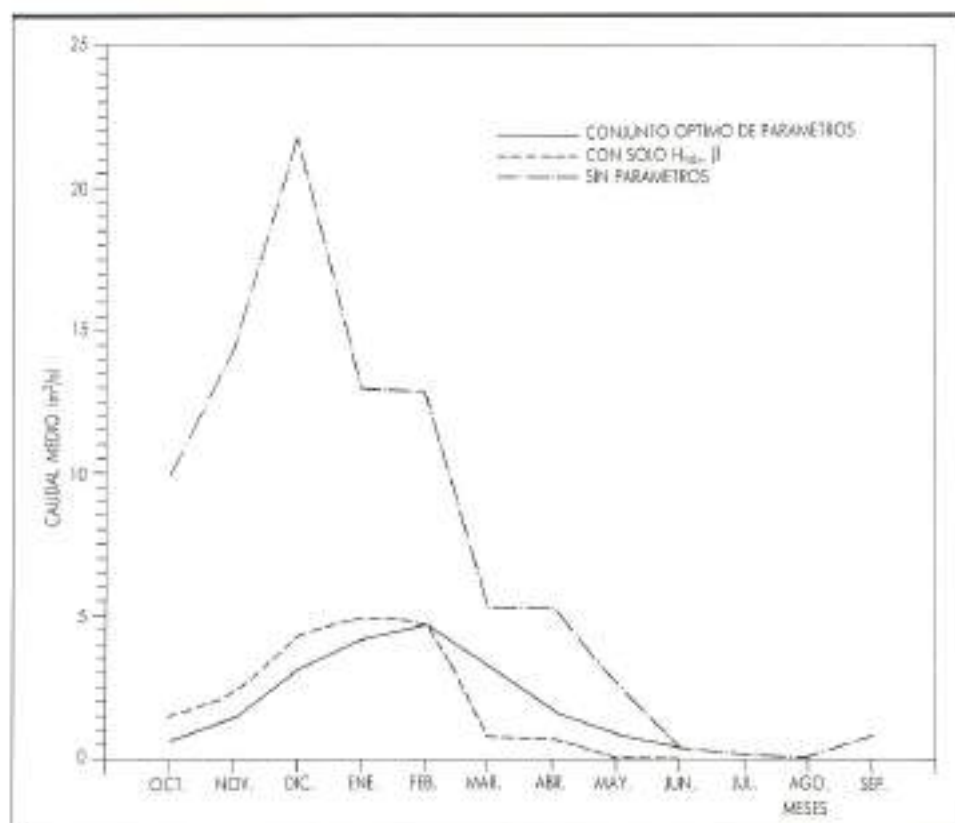


FIGURA 4. Simulaciones en el río Guadalquivir en Bobadilla.

río Urola). A pesar de todo ello, H_{max} es el parámetro con un coeficiente de variación más pequeño (tabla 2).

En las cuencas localizadas en el Sur de España, se observa (tabla 4) una correlación negativa entre los parámetros β y H_{max} . Las características climáticas de esta zona hacen que el suelo se mantenga seco durante una gran parte del año y, por tanto, que el umbral de excedencia de agua, $\beta (H_{max} - H_j - 1)$, se convierta en βH_{max} , lo que implica una fuerte interdependencia entre ambos parámetros. Ello sugiere que en esta zona el parámetro β debería ser fijado previamente, y de este modo se podría encontrar un conjunto de parámetros único para cada cuenca, lo que favorecería su regionalización.

Regionalización de los parámetros

A modo de ejemplo se ha realizado la regionalización de

los parámetros en las cuencas del Sur de España. Previamente se ha fijado el parámetro β a un valor igual a 0,25 y luego se han optimizado y recalculado las varianzas de los parámetros restantes. Puede observarse (tabla 5) que los coeficientes de variación del parámetro H_{max} son más pequeños que los que se muestran en la tabla 3, lo que refleja el hecho de que la correlación entre parámetros hace crecer las varianzas. En la figura 5 se muestra la regionalización del parámetro H_{max} a partir de los datos de la tabla 5.

CONCLUSIONES

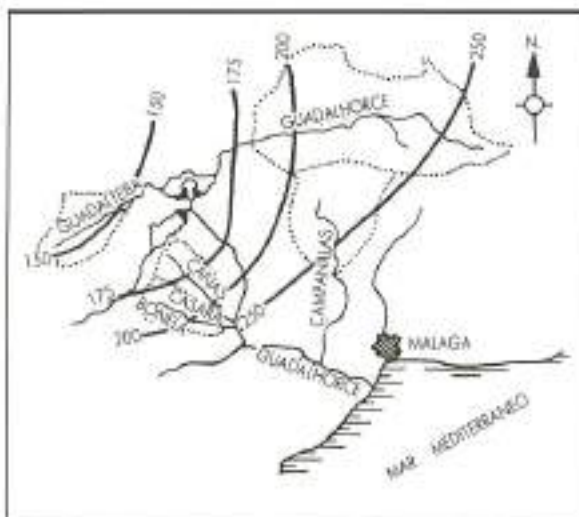
La matriz de covarianza de los parámetros ajustados en un modelo conceptual lluvia-escurrimiento proporciona una importante información sobre las estimas de los parámetros (varianzas y correlaciones), facilitando una

PARAMETRO	NORTE DE ESPAÑA				SUR DE ESPAÑA			
	H_{max}	β	I_{max}	α	H_{max}	β	I_{max}	α
H_{max}	1	-0,57	0,23	0,46	1	-0,82	-0,06	0,55
β	—	1	-0,13	-0,34	—	1	0,10	-0,30
I_{max}	—	—	1	0,86	—	—	1	0,27
α	—	—	—	1	—	—	—	1

TABLA 4. Matrices representativas de la correlación entre parámetros.

PARAMETRO	RIO GUADALHORCE		RIO GUADALTEBA		AYO. CASARABONELA		AYO. DE LAS CAÑAS		RIO CAMPANILLAS	
	VALOR	CV	VALOR	CV	VALOR	CV	VALOR	CV	VALOR	CV
H_{max}	237	0,07	148	0,12	212	0,09	173	0,11	254	0,09
I_{max}	290	0,51	4.445	1,08	454	0,26	518	0,31	247	0,82
α	0,03	0,03	0,02	0,13	0,01	0,22	0,01	0,23	0,05	0,40

TABLA 5. Sensibilidad de los parámetros en cinco cuencas en el Sur de España (tres parámetros).

FIGURA 5. Calibración del parámetro H_{max} (mm).

calibración más realista de aquéllos y, consecuentemente, una regionalización más segura. Tras la aplicación del modelo TEMEZ a casos reales, puede concluirse, al menos para este modelo y operando a una escala mensual que:

1. Comparativamente, y para un número igual de datos de calibración, las incertidumbres de los parámetros son mayores en áreas de clima húmedo que en las de semiárido. En áreas húmedas se necesitarían secuencias muy largas de datos de calibración para reducir las varianzas de los parámetros. En cualquier caso, los caudales simulados son poco sensibles a cambios en los valores de los parámetros, lo que hace más fácil el proceso de modelización.
2. Una correlación alta y positiva de los parámetros de infiltración y recesión del acuífero combinada con varianzas grandes de los mismos, puede revelar la poca importancia e incluso no-existencia de los acuíferos, como sucede en las cuencas de estudio del Norte de España.
3. La formulación del modelo utilizado da lugar, en cuencas de clima semiárido, a que se produzcan correlaciones entre los parámetros que controlan el umbral de excedencia de agua. Para alcanzar soluciones únicas y

más realistas de los parámetros, es conveniente fijar el valor de uno de ellos antes de empezar el proceso de optimización.

4. Si los parámetros no muestran interdependencia, se produce una mejora de la varianza de sus estimas, lo que dirige hacia una regionalización más precisa.

AGRADECIMIENTOS

El trabajo presentado en este artículo se ha llevado a cabo en el CEDEX como parte del Proyecto de Investigación y Desarrollo (I + D) «Modelación numérica de procesos hidrológicos». Se reconoce y da las gracias al Centro de Estudios Hidrográficos por su asistencia y aliento.

REFERENCIAS

- [1] JOHNSTON, P. R., y PILGRIM, D. H. (1976). «Parameter Optimization for Watershed Models». *Water Resources Research*, vol. 12, n.º 3, Junio 1976.
- [2] SOROOSHIAN, S., y ARFI, F. (1982). «Response Surface Parameter Sensitivity Analysis Methods for Postcalibration Studies». *Water Resources Research*, vol. 18, n.º 5, páginas 1531-1538, Octubre 1982.
- [3] IBITT, P., y O'DONNELL, T. (1971). «Fitting Methods for Conceptual Catchment Models». *Journal of the Hydraulics Division, Proceedings of the American Society of Civil Engineers*, Septiembre 1971.
- [4] MEIN, R. G., y BROWN, B. M. (1978). «Sensitivity of Optimized Parameters in Watershed Models». *Water Resources Research*, vol. 14, n.º 2, Abril 1978.
- [5] KUCZERA, G. (1983). «Improved Parameter Inference in Catchment Models. 1. Evaluating Parameter Uncertainty». *Water Resources Research*, vol. 19, n.º 5, págs. 1151-1162, Octubre 1983.
- [6] DRAPER, N. R., y SMITH, H. (1981). «Applied Regression Analysis». 2.ª ed. John Wiley, New York, 1981.
- [7] TEMEZ, J. R. (1977). «Modelo matemático de transformación precipitación aportación». ASINEL, España, Octubre 1977.
- [8] ESTRELA, T. (1989). «Los modelos de simulación integral de cuenca y su utilización en estudios de recursos hídricos». *Ingeniería Civil*, n.º 72, CEDEX, Madrid, 1989.
- [9] SOROOSHIAN, S., y DRACUP, J. A. (1980). «Stochastic Parameter Estimation Procedures for Hydrologic Rainfall-Runoff Models: Correlated and Heteroscedastic Error Cases». *Water Resources Research*, vol. 16, n.º 2, págs. 430-442, Abril 1980.
- [10] ROSENBROCK, H. H. (1960). «An Automatic Method for Finding the Greatest or Least Value of a Functions». *The Computer Journal*, vol. 3, 1960, págs. 175-184.

FLYGT

ALQUILADA



¡Alquile una bomba sumergible Flygt!

Economía:

Comprar una bomba para un trabajo eventual o transitorio puede ser una inversión poco rentable. Simplemente alquilela, y pague sólo el tiempo que la utilice.

Disponibilidad:

Usted puede conseguir, **cerca y con toda rapidez**, el equipo de bombeo que necesita.

Servicio:

Detrás del equipo de bombeo que Ud. alquila, está la Organización Técnica TFB, que atiende más de 25.000 instalaciones en España y que le asegura su permanente funcionamiento.

Garantía:

FLYGT tiene la gama de bombas sumergibles más extensa del mundo, y la Red de Servicio TFB es la más completa y eficaz en todo el territorio nacional.

FLYGT es en España.

TFB

TECNICAS DE FILTRACION Y BOMBEO, S.A.

MADRID. Tel. (91) 533 35 08* - BARCELONA. Tel. (93) 232 47 61* - BILBAO. Tel. (94) 453 01 94

VALENCIA. Tel. (96) 152 32 40 - SEVILLA. Tel. (95) 467 30 00

ALMERIA. (951) 26 15 11 - BURGOS. (947) 22 22 22 - CIUDAD REAL. (926) 21 51 23 - GRANADA. (958) 20 77 27 - LA CORUÑA. (961) 236 66 80
HUELVA. (955) 23 12 28 - HUESCA. (974) 22 59 16 - LEON. (987) 25 23 75 - MERIDA. (924) 30 17 57 - OVIEDO. (98) 579 71 51 - PALMA DE
MALLORCA. (971) 20 22 01 - LAS PALMAS DE GRAN CANARIA. (928) 31 36 17 - SALAMANCA. (923) 50 00 97 - SAN SEBASTIAN. (943) 37 07 95
SANTANDER. (942) 34 76 49 - VALLADOLID. (983) 39 66 77 - VIGO. (986) 27 15 07 - ZARAGOZA. (976) 44 20 78

VENTA • ALQUILER • SERVICIO