

PHÂN TÍCH TẦN SUẤT THỦY VĂN THEO PHÂN BỐ XÁC SUẤT GIÁ TRỊ CỰC HẠN TỔNG QUÁT KHÔNG DỪNG

Châu Nguyễn Xuân Quang

Trung tâm Quản lý Nước và Biến đổi khí hậu, Đại học Quốc gia thành phố Hồ Chí Minh

Tác động của hoạt động con người và biến đổi khí hậu (BĐKH) lên lưu vực sông làm cho chuỗi số liệu quan trắc thủy văn có tính không dừng nên nó không còn phù hợp với phương pháp phân tích tần suất thủy văn với giả thiết chuỗi tính toán là chuỗi dừng. Trong nghiên cứu này, các kiểm định Dickey-Fuller, Mann-Kendall và Sen được sử dụng để nhận dạng tính không dừng và xu thế của chuỗi số liệu. Giá trị thiết kế theo chu kỳ lại cho trước được tính với phân bố xác suất giá trị cực hạn tổng quát dừng và không dừng để so sánh sự ảnh hưởng của chuỗi không dừng đến kết quả tính toán. Số liệu mực nước lớn nhất năm tại các trạm Bến Lức, Tân An và Biên Hòa ở vùng hạ lưu lưu vực sông Đồng Nai – Sài Gòn trong thời kỳ 1980-2013 được sử dụng như một trường hợp nghiên cứu. Kết quả đã chỉ ra rằng phân bố xác suất không dừng có khả năng mô phỏng chuỗi số liệu có xu thế tốt hơn so với phân bố xác suất dừng. Do ảnh hưởng của xu thế gia tăng của chuỗi nên giá trị mực nước thiết kế tính theo phân bố không dừng có sự gia tăng theo thời gian và lớn hơn so với trường hợp phân bố dừng. Do đó phương pháp phân tích tần suất thủy văn không dừng sẽ rất hữu ích để đánh giá rủi ro tiềm năng cho những công trình thủy lợi trong suốt vòng đời dự án trong bối cảnh các thông số thủy văn có nhiều biến động.

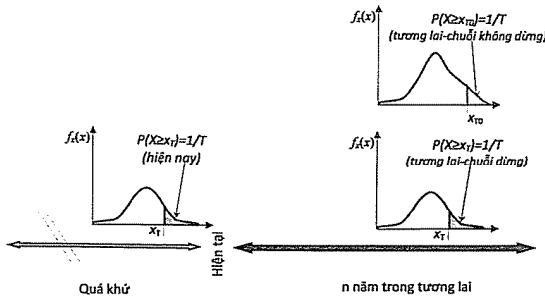
1. Đặt vấn đề

Lý thuyết phân tích tần suất thủy văn giả thiết chuỗi số liệu quan trắc là độc lập và phân bố lý tưởng (Stedinger, 1993), hoặc nói một cách khác là chuỗi số liệu dừng (stationary). Tuy nhiên, những tác động của hoạt động con người như phá rừng, đô thị hóa, xây dựng các công trình thủy lợi,... và những tác động của BĐKH lên môi trường tự nhiên lưu vực sông đã làm thay đổi sâu sắc chế độ thủy văn dẫn đến hệ quả là các đặc trưng thống kê của chuỗi số liệu quan trắc thủy văn thay đổi theo thời gian. Chuỗi số liệu quan trắc có những tính chất như vậy được gọi là chuỗi không dừng (non-stationary) và không còn phù hợp với giả thiết chuỗi dừng của lý thuyết phân tích tần suất thủy văn hiện nay.

Hình 1 minh họa về ảnh hưởng của chuỗi quan trắc không dừng đến giá trị thiết kế thủy văn theo chu kỳ lặp lại T tại một thời điểm nào đó trong tương lai do sự thay đổi các tham số thống kê của chuỗi theo thời gian. Tại thời điểm hiện tại giá trị ngưỡng x_T của xác suất $P(X \geq x_T) = 1/T$ được xác định theo tính chất thống kê của chuỗi số liệu quan trắc trong quá khứ và nó sẽ không thay đổi theo thời gian nếu chuỗi quan trắc dừng. Quy mô công trình được thiết kế ứng với giá trị x_T . Tuy nhiên, nếu chuỗi quan trắc không dừng thì cùng với chu kỳ lặp lại T giá trị ngưỡng x_T sẽ trở thành x_{T0} trong tương lai do các đặc trưng thống kê thay đổi.

Trường hợp chuỗi quan trắc có xu thế gia tăng độ

lớn theo thời gian thì ứng với cùng một chu kỳ lặp lại giá trị x_{T0} trong tương lai sẽ lớn hơn x_T xác định tại thời điểm hiện tại. Như vậy, các công trình đã được thiết kế trong quá khứ với giá trị $x_T < x_{T0}$ sẽ không hoạt động đúng với tần suất thiết kế được lựa chọn tại một thời điểm nào đó trong tương lai. Điều này làm gia tăng rủi ro tiềm năng cho công trình. Khi xảy ra trường hợp này thường dẫn đến yêu cầu phải đầu tư nâng cấp quy mô công trình làm phát sinh nhiều chi phí không mong muốn. Do đó, để đảm bảo công trình luôn hoạt động đúng với quy mô thiết kế trong tương lai hoặc dự trù chính xác thời điểm đầu tư nâng cấp quy mô các thông số thiết kế tại thời điểm hiện tại cần phải được nghiên cứu cho trường hợp chuỗi số liệu không dừng để dự tính trước những biến đổi trong tương lai.



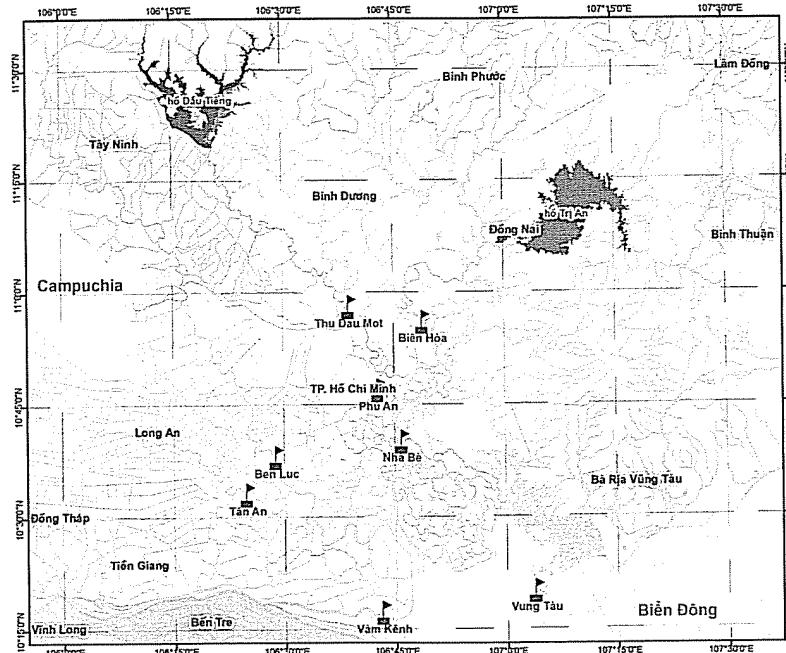
Hình 1. Minh họa ảnh hưởng của chuỗi không dừng đến giá trị thiết kế trong tương lai ứng với chu kỳ lặp lại T

2. Số liệu và phương pháp nghiên cứu

2.1. Số liệu nghiên cứu

Chế độ thủy văn vùng hạ lưu lưu vực sông Đồng Nai – Sài Gòn (hình 2) đang trải qua thời kỳ biến động mạnh mẽ do chịu tác động tổng hợp hoặc riêng lẻ của các yếu tố như: sự thay đổi dòng chảy lũ phía thượng lưu, hệ thống đê bao và san lấp do

đô thị hóa và nước biển dâng phía hạ lưu. Hệ quả của những tác động này là các đặc trưng thống kê thủy văn thay đổi theo thời gian. Số liệu quan trắc cho thấy mực nước của 08 trạm quan trắc chính trong khu vực bao gồm Biên Hòa, Thủ Dầu Một, Phú An, Nhà Bè, Bến Lức, Tân An, Vũng Tàu và Vàm Kênh đang có những biến động lớn trong thời gian vừa qua.



Hình 2. Khu vực hạ du lưu vực sông Đồng Nai – Sài Gòn

Kiểm định Pettitt (Pettitt, 1979) được sử dụng để nhận dạng tính không đồng nhất và thời điểm thay đổi tính không đồng nhất của các chuỗi mực nước lớn nhất năm tại các trạm quan trắc Tân An, Bến Lức, Biên Hòa, Thủ Dầu Một, Phú An, Nhà Bè, Vũng Tàu thời kỳ 1980-2013 và trạm Vàm Kênh cho thời kỳ 1984-2013. Ngoài ra, các kiểm định Mann-Kendall

(Kendall, 1975 và Mann, 1945) và phương pháp ước lượng độ dốc Sen (Sen, 1968) cũng được sử dụng để kiểm định xu thế và tốc độ gia tăng mực nước. Kết quả kiểm định Pettitt (bảng 1) cho thấy tính đồng nhất của chuỗi thủy văn tại các trạm có sự thay đổi trong thời kỳ 1991-1998. Sự thay đổi này diễn ra sớm hay muộn tùy thuộc vào vị trí các trạm.

Bảng 1. Kết quả kiểm định tính đồng nhất và xu thế chuỗi

STT	Trạm	Kiểm định Pettitt		Kiểm định Mann-Kendall & Sen		
		K	t	ΔQ_0 (cm/năm)	ΔQ_1 (cm/năm)	ΔQ_2 (cm/năm)
1	Tân An	282	1995	1.550	1.127	0.600
2	Bến Lức	280	1994	1.667	1.286	1.500
3	Biên Hòa	227	1993	1.542	0.333	0.854
4	Thủ Dầu Một	287	1997	0.773	0.143	1.667
5	Phú An	287	1995	1.200	0.000	1.833
6	Nhà Bè	256	1998	1.000	0.214	1.667
7	Vũng Tàu	216	1991	0.533	0.000	0.000
8	Vàm Kênh	181	1995	0.667	0.000	0.267

Bảng 1 cho thấy nếu xét trong toàn bộ thời kỳ tính toán thì xu thế mực nước lớn nhất năm tại các trạm đều có xu thế tăng với tốc độ nhỏ nhất $\Delta Q_0 = 0,533$ (cm/năm) tại trạm Vũng Tàu và tốc độ lớn nhất $\Delta Q_0 = 1,667$ (cm/năm) tại trạm Bến Lức. Tuy nhiên, kết quả kiểm định xu thế mực nước cho thời kỳ trước khi diễn ra sự thay đổi (xác định bằng kiểm định Pettitt) cho thấy mực nước tại các trạm Thủ Dầu Một, Phú An, Nhà Bè, Vũng Tàu và Vàm Kênh có tốc độ gia tăng ΔQ_1 rất nhỏ hoặc không tăng. Đối với thời kỳ sau thời điểm thay đổi, tốc độ gia tăng mực nước ΔQ_2 tại các trạm Thủ Dầu Một, Phú An và Nhà Bè là rất lớn, ngoại trừ trạm Vũng Tàu. Như vậy chỉ có 03 trạm Bến Lức, Tân An và Biên Hòa có sự gia tăng xu thế mực nước cho cả 02 thời kỳ và có chuỗi số liệu đủ dài (34 năm) nên được chọn để minh họa cho phương pháp phân tích tần suất thủy văn không dừng trong nghiên cứu này.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Trước tiên, kiểm định Dickey-Fuller (Dickey & Fuller, 1979) được sử dụng để nhận dạng tính không dừng của chuỗi số liệu quan trắc mực nước lớn nhất năm trong giai đoạn 1980-2013 (34 năm) của các trạm Bến Lức, Tân An và Biên Hòa. Tiếp theo, nếu chuỗi được xác định là chuỗi không dừng, các kiểm định Mann-Kendall và Sen được sử dụng để kiểm tra xu thế của chuỗi và tốc độ gia tăng mực nước hàng năm. Giá trị mực nước thiết kế ứng với các chu kỳ lặp lại $T = 5$ năm, 20 năm, 50 năm, 100 năm và 200 năm được thực hiện với phân bố xác suất giá trị cực hạn dừng và không dừng để đánh giá sự ảnh

hưởng của chuỗi không dừng đến kết quả tính toán.

3. Phân bố xác suất giá trị cực hạn tổng quát không dừng

3.1. Hàm phân bố xác suất lũy tích

Phân bố xác suất lũy tích giá trị cực hạn tổng quát không dừng được đề xuất bởi Coles (2001) như sau:

$$Z_i = GEV(z_i; \mu(t), \sigma(t), \xi(t)) \\ = \begin{cases} \exp\left\{-\left[1 + \frac{\xi(z_i - \mu(t))}{\sigma(t)}\right]^{-\frac{1}{\xi(t)}}\right\}, & \xi(t) \neq 0 \\ \exp\left\{-\exp\left[-\frac{(z_i - \mu(t))}{\sigma(t)}\right]\right\}, & \xi(t) = 0 \end{cases} \quad (1)$$

Trong đó:

- Tham số vị trí: $\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2 + \mu_3 t^3$
- Tham số tỷ lệ: $\sigma(t) = \exp(\sigma_0 + \sigma_1 t + \sigma_2 t^2 + \sigma_3 t^3)$
- Tham số hình dạng: $\xi(t) = \text{hằng số}$

Hàm phân bố xác suất lũy tích giá trị cực hạn tổng quát không dừng (1) sẽ trở thành phân bố dừng khi tất cả các tham số (t), (t) và $\xi(t)$ đều là hằng số.

3.2. Ước lượng tham số

Phương pháp ước lượng khả năng lớn nhất (Maximum Likelihood Estimation) được sử dụng để xác định các tham số thống kê của phân bố (1). Logarit của hàm khả năng lớn nhất L khi $\xi(t) \neq 0$ được diễn tả trong phương trình (5) như sau:

$$\ell \equiv \log L \\ = -\sum_{i=1}^n \left\{ \log(\sigma(t)) + (1 + 1/\xi(t)) \log \left[1 + \xi(t) \frac{z_i(t) - \mu(t)}{\sigma(t)} \right] + \left[1 + \xi(t) \frac{z_i(t) - \mu(t)}{\sigma(t)} \right]^{-1/\xi(t)} \right\} \quad (2)$$

Trong đó:

$$1 + \xi(t) \left(\frac{z_i - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) > 0, \quad t = 1, \dots, m \quad (3)$$

Nếu $\xi(t) = 0$ sẽ cần một cách xử lý riêng bằng cách sử dụng giới hạn Gumbel cho hàm phân bố (1), logarit của hàm khả năng lớn nhất như sau:

$$\ell(\mu(t), \sigma(t)) = -m \log \sigma(t) - \sum_{i=1}^m \left(\frac{z_i - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) - \sum_{i=1}^m \exp \left\{ -\left(\frac{z_i - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) \right\} \quad (4)$$

Phương pháp số sẽ được sử dụng để ước lượng các tham số của hàm phân bố (1). Các tham số μ_i và σ_i được lựa chọn dựa theo giá trị sai khác D giữa logarit hàm khả năng lớn nhất cực hạn của mô hình M₀ và của mô hình M₁ được định nghĩa như sau:

$$D = 2\{\ell_1(M_1) - \ell_0(M_0)\} \quad (5)$$

Giá trị D càng lớn chứng tỏ rằng mô hình M₁ là phù hợp hơn so với M₀, ví dụ như lựa chọn $\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2$ là hợp lý hơn so với $\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t \mu(t)$. Giá trị D càng nhỏ chứng tỏ rằng sự gia tăng kích thước của mô hình sẽ không cải thiện độ chính xác của mô hình, chẳng hạn như tăng thêm tham số bậc hai $\mu_2 t^2$ là không cần thiết. Phân bố tiệm cận của D được xác định bởi phân bố $\chi_k^2(\alpha)$ với k bậc tự do (trong đó k là sự khác nhau về bậc của mô hình M₁ và M₀, là mức độ có ý nghĩa). Mô hình M₀ sẽ bị bác bỏ khi $D > \chi_k^2(\alpha)$.

Độ lớn zp ứng với tần suất p = 1/T (T chu kỳ lặp lại (năm)) được tính như sau:

$$z_p = \begin{cases} \frac{\mu(t) - \sigma(t)}{\xi(t)} [1 - \{-\log(1-p)\}^{-\xi}] & \xi(t) \neq 0 \\ \mu(t) - \sigma(t) \log \{-\log(1-p)\} & \xi(t) = 0 \end{cases} \quad (6)$$

3.3. Kiểm định sự phù hợp của phân bố

Kiểm định sự phù hợp của phân bố xác suất đã lựa chọn để đảm bảo chắc chắn rằng mô hình xác suất được lựa chọn mô tả tốt bộ dữ liệu đang xem xét. Trong trường hợp chuỗi không dừng chúng ta không thể giả định chuỗi dữ liệu được phân bố giống nhau mà cần phải có sự sửa đổi. Đối với

mô hình ước lượng $Z_t \sim GEV(\hat{\mu}(t), \hat{\sigma}(t), \hat{\xi}(t))$ các biến chuẩn hóa \tilde{Z}_t được định nghĩa như phương trình (7) sẽ có phân bố Gumbel chuẩn với hàm phân bố xác suất được định nghĩa như phương trình (8).

$$\tilde{Z}_t = \frac{1}{\hat{\sigma}(t)} \log \left\{ 1 + \hat{\xi}(t) \left(\frac{Z_t - \hat{\mu}(t)}{\hat{\sigma}(t)} \right) \right\} \quad (7)$$

$$\Pr\{\tilde{Z}_t \leq z\} = \exp\{-e^{-z}\}, \quad z \in \mathbb{R} \quad (8)$$

Điều này có nghĩa là các biểu đồ định bậc và xác suất của quan trắc \tilde{Z}_t có thể được tham chiếu với phân bố (8). Sự phù hợp của phân bố xác suất được thể hiện thông qua sự phù hợp của biểu đồ các hàm xác suất và định bậc.

Ký hiệu thứ tự các giá trị \tilde{z}_i bằng $\tilde{z}_{(1)}, \dots, \tilde{z}_{(m)}$ đồ thị xác suất bao gồm các cặp:

$$\{i/(m+1), \exp(-\exp(-\tilde{z}_{(i)})) ; i=1, \dots, m\}$$

và biểu đồ định bậc gồm có các cặp.

$$\{(\tilde{z}_{(i)}, -\log(-\log(i/(m+1)))) ; i=1, \dots, m\}$$

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kiểm định chuỗi không dừng

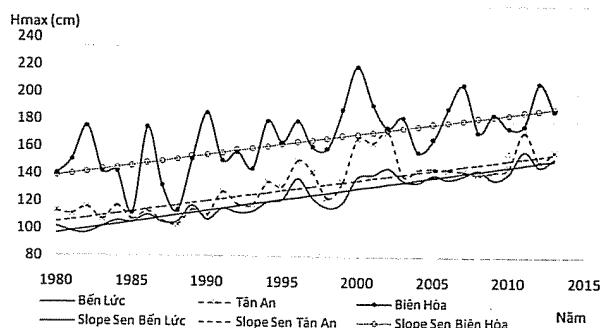
Kiểm định Dickey-Fuller với giả thiết H₀ là chuỗi không dừng và H_a là chuỗi dừng được áp dụng kiểm định tính không dừng cho 03 chuỗi số liệu mực nước lớn nhất năm tại các trạm Bến Lức, Tân An và Biên Hòa với độ tin cậy 1%. Kết quả kiểm định trình bày trong bảng 2 cho thấy trị số p (p-value) từ 03 trạm quan trắc đều lớn hơn giá trị có ý nghĩa a=0,01 nên giả thiết H₀ không thể bị bác bỏ cho cả 03 trạm. Rủi ro bác bỏ H₀ khi nó đúng ở trạm Bến Lức, Tân An, Biên Hòa lần lượt là 99,8%, 96,2%, 99,9%. Như vậy chuỗi số liệu tại cả 03 trạm đều là chuỗi không dừng.

Bảng 2. Kết quả kiểm định Dickey-Fuller

Tên trạm	Tau(quan trắc)	Tau(tới hạn)	Trị số p	α
Bến Lức	-4.988	-0.224	0.998	0.01
Tân An	-3.689	-0.224	0.962	0.01
Biên Hòa	-5.187	-0.224	0.999	0.01

Hình 3 trình bày giá trị mực nước lớn nhất năm và độ dốc xu thế từ kiểm định Mann-Kendall & Sen tại các trạm Bến Lức, Tân An và Biên Hòa cho thời kỳ 1980-2013. Kết quả cho thấy xu thế mực nước gia tăng với tốc độ là $\Delta QBL = 1,550 \text{ cm/năm}$ đối với trạm Bến Lức, $\Delta QTA = 1,667 \text{ cm/năm}$ đối với trạm

Tân An và $\Delta QBH = 1,542 \text{ cm/năm}$ đối với trạm Biên Hòa. Như vậy, chúng ta có thể kết luận rằng chuỗi số liệu mực nước lớn nhất năm tại 03 trạm nghiên cứu là chuỗi không dừng và có xu thế tăng. Tiếp theo phân tích tần suất dừng và không dừng sẽ được thực hiện trên 03 chuỗi số liệu nghiên cứu.



Hình 3. Giá trị mực nước lớn nhất năm và xu thế gia tăng tại trạm Bến Lức, Tân An, Biên Hòa

4.2. Phân tích tần suất thủy văn

Do chuỗi không dừng và có xu thế nên trong phân bố (1)các tham số $\sigma(t)$ và $\xi(t)$ được chọn là hằng số. Tham số $\mu(t)$ sẽ là hàm theo thời gian có dạng $\mu = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2$. Ba mô hình bao gồm hằng

số, tuyến tính và bậc hai được thử dần để tìm hàm $\mu(t)$ thích hợp nhất. Kết quả các tham số thống kê cho ba mô hình của các trạm quan trắc được trình bày trong bảng 3 như sau.

Bảng 3. So sánh các tham số thống kê giữa các mô hình

Tên trạm	Mô hình	Log-likelihood	μ_0	μ_1	μ_2	σ	ξ
Bến Lức	Hằng số (M_0)	-144.545	118.350 (3.459)	-	-	17.057 (2.745)	-0.311 (0.183)
	Tuyến tính (M_1)	-105.710	93.348 (1.872)	1.631 (0.098)	-	4.933 (0.673)	-0.117 (0.128)
	Bậc hai (M_2)	-104.992	96.693 (2.709)	1.091(0.371)	0.014 (0.010)	4.510 (0.670)	0.001 (0.158)
Tân An	Hằng số (M_0)	-149.187	125.051 (3.806)	-	-	18.184 (2.954)	-0.181 (0.200)
	Tuyến tính (M_1)	-125.528	98.169 (3.072)	1.668 (0.136)	-	7.555 (1.206)	0.155 (0.170)
	Bậc hai (M_2)	-125.315	101.690 (6.004)	1.142 (0.780)	0.014 (0.020)	7.412 (1.173)	0.178 (0.162)
Biên Hòa	Hằng số (M_0)	-156.583	159.305 (4.730)	-	-	25.295 (3.323)	-0.348 (0.099)
	Tuyến tính (M_1)	-147.233	130.027 (7.027)	1.720 (0.334)	-	17.766 (2.360)	-0.217 (0.111)
	Bậc hai (M_2)	-147.195	127.824 (10.533)	2.094 (1.383)	-0.011 (0.039)	17.811 (2.390)	-0.223 (0.116)

Mô hình phù hợp nhất được lựa chọn căn cứ vào độ lớn sự sai khác giá trị log-likelihood giữa các mô hình D được định nghĩa trong phương trình (8) so với giá trị cực hạn được xác định theo phân bố . Kết quả so sánh lựa chọn mô hình phù hợp cho tham số $\mu(t)$ trong bảng 4 cho thấy giá trị D chênh lệch log-likelihood giữa mô hình M1 và M0 là rất lớn so với giá trị cực hạn nên mô hình hằng số M0 là không

phù hợp để mô tả cho tham số $\mu(t)$ nên cần phải thêm đại lượng tuyến tính $\mu_1 t$. So sánh log-likelihood giữa M2 và M1 cho thấy giá trị D rất nhỏ so với giá trị cực hạn nên tăng thêm đại lượng bậc hai $\mu_2 t^2$ trong hàm $\mu(t)$ là không cần thiết vì không làm gia tăng mức độ chính xác của mô hình. Như vậy mô hình M1 được chọn để tính toán.

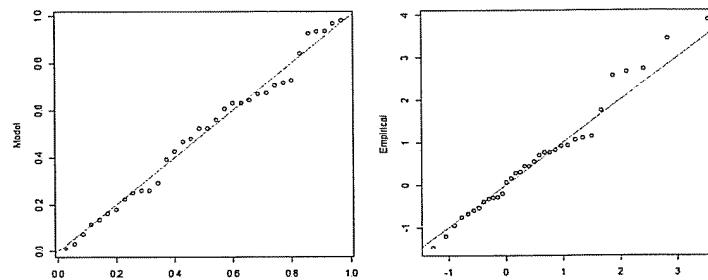
NGHIÊN CỨU & TRAO ĐỔI

Bảng 4. Kết quả so sánh lựa chọn mô hình phù hợp cho tham số $\mu(t)$

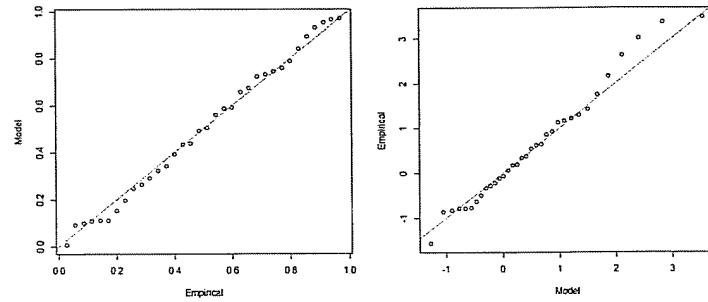
Tên trạm	Mô hình	D	Kết luận
Bến Lức	Hằng số (M_0)	$2(M_1-M_0) = 77.670 > \chi^2_1(0.01) = 6.63$	M_1 là cần thiết
	Tuyến tính (M_1)	$2(M_2-M_1) = 1.436 < \chi^2_1(0.01) = 6.63$	M_2 không cần thiết
	Bậc hai (M_2)		
Tân An	Hằng số (M_0)	$2(M_1-M_0) = 47.318 > \chi^2_1(0.01) = 6.63$	M_1 là cần thiết
	Tuyến tính (M_1)	$2(M_2-M_1) = 0.426 < \chi^2_1(0.01) = 6.63$	M_2 không cần thiết
	Bậc hai (M_2)		
Biên Hòa	Hằng số (M_0)	$2(M_1-M_0) = 18.701 > \chi^2_1(0.01) = 6.63$	M_1 là cần thiết
	Tuyến tính (M_1)	$2(M_2-M_1) = 0.076 < \chi^2_1(0.01) = 6.63$	M_2 không cần thiết
	Bậc hai (M_2)		

Sự phù hợp của hàm phân bố xác suất giá trị cực hạn không dừng đối với chuỗi số liệu tại các trạm Bến Lức, Tân An và Biên Hòa được xác định thông qua sự so sánh biểu đồ xác suất và định bậc giữa

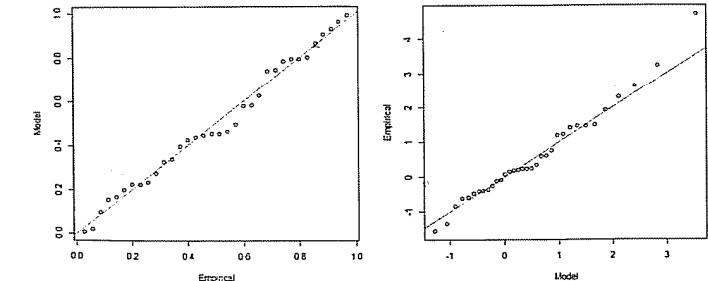
thực nghiệm và lý thuyết để. Hình 4 cho thấy phân bố giá trị cực hạn không dừng với tham số $\mu(t)$ là hàm tuyến tính tương đối phù hợp với bộ số liệu tính toán.



(a) Trạm Bến Lức



(a) Trạm Tân An



(a) Trạm Biên Hòa

Hình 4. So sánh sự phù hợp biểu đồ xác suất và định bậc giữa thực nghiệm và lý thuyết

Giá trị mực nước thiết kế ứng với các chu kỳ lặp lại $T=5$ năm; 20 năm, 50 năm, 100 năm và 200 năm tính theo phân bố giá trị cực hạn dừng và không dừng tại các trạm xác định theo phương trình (9) được trình bày trong bảng 5. Kết quả cho thấy do ảnh hưởng của tính không dừng và tính xu thế tăng của chuỗi nên giá trị mực nước thiết kế tính theo phương pháp không dừng tại thời điểm năm 2014 (HT1) (tức là năm kế tiếp của chuỗi quan sát cuối cùng) và tại thời điểm 2030 trong tương lai (HT2) có giá trị lớn hơn so với kết quả tính toán theo trường hợp chuỗi dừng(HT0). Nếu xét tại thời điểm năm 2014 thì mực nước thiết kế theo chuỗi không dừng

ứng với chu kỳ lặp lại $T=5$ năm tại trạm Bến Lức,Biên Hòa sẽ tương đương với mực nước thiết kế với chu kỳ lặp lại $T=50$ năm đối với trường hợp chuỗi dừng. Tương tự như vậy giá trị mức nước thiết kế ứng với chu kỳ lặp lại $T=5$ năm tại trạm Tân An cho trường hợp chuỗi không dừng sẽ tương đương với trường hợp $T=20$ năm đối với chuỗi dừng. Rõ ràng có sự khác biệt về giá trị tính toán thiết kế ứng với cùng một chu kỳ lặp lại cho trước khi xét chuỗi dừng và không dừng. Do đó cần thiết phải tính đến sự biến động này trong tính toán thiết kế các công trình thủy hiện nay.

Bảng 5. Giá trị mực nước thiết kế theo chu kỳ lặp lại T (năm) tại các trạm

Tên trạm	Trường hợp	H _T (cm)				
		5 (năm)	20 (năm)	50 (năm)	100 (năm)	200 (năm)
Bến Lức	H _{T0} : Dừng	138,8	151,4	156,9	160,1	162,6
	H _{T1} : Không dừng (2014: $t=35$ năm)	157,2	162,8	165,9	168,0	169,9
	H _{T2} : Không dừng (2030: $t=51$ năm)	183,3	188,9	192,0	194,1	196,0
		18,4	11,4	9,0	7,9	7,2
		26,1	26,1	26,1	26,1	26,1
Tân An	H _{T0} : Dừng	148,9	166,9	176,0	181,9	187,1
	H _{T1} : Không dừng (2014: $t=35$ năm)	169,3	185,1	197,1	207,3	218,6
	H _{T2} : Không dừng (2030: $t=51$ năm)	196,0	211,8	223,8	234,0	245,3
		20,4	18,2	21,1	25,4	31,5
		26,7	26,7	26,7	26,7	26,7
Biên Hòa	H _{T0} : Dừng	188,9	206,1	213,3	217,4	220,5
	H _{T1} : Không dừng (2014: $t=35$ năm)	213,0	229,1	237,0	241,9	246,1
	H _{T2} : Không dừng (2030: $t=51$ năm)	240,5	256,6	264,5	269,4	273,7
		24,1	23,0	23,7	24,6	25,6
		27,5	27,5	27,5	27,5	27,5

5. Kết luận và kiến nghị

Kết quả nghiên cứu cho thấy phân bố xác suất giá trị cực hạn không dừng có thể mô phỏng chuỗi số liệu mực nước lớn nhất năm có xu thế tại các trạm Bến Lức, Tân An và Biên Hòa tốt hơn so với trường hợp chuỗi dừng. Do có xét đến xu thế gia

tăng mực nước nên giá trị thiết kế ứng với chu kỳ lặp lại cho trước theo trường hợp phân bố không dừng có sự thay đổi theo thời gian chứ không cố định như trường hợp giả thiết chuỗi dừng. Do đó phương pháp phân tích tần suất thủy văn không dừng cho phép dự đoán được độ lớn của giá trị

thiết kế theo thời gian để có phương án đầu tư bổ sung quy mô công trình phù hợp trong tương lai.

Nhìn chung là có sự gia tăng giá trị thiết kế giữa trường hợp chuỗi có xu thế và không có xu thế. Tuy nhiên, xu thế của chuỗi sẽ gia tăng đến một mức độ giới hạn nào đó chứ không phải vô hạn. Do đó một mô hình toán thủy văn thủy lực là cần thiết để

Lời cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Trường Đại học Bách khoa, Đại học Quốc gia thành phố Hồ Chí Minh trong khuôn khổ đề tài T-KTXD-2011-48 và Đại học Quốc gia thành phố Hồ Chí Minh trong khuôn khổ đề tài mã số A2013-48-1.

đánh giá mức độ gia tăng tối đa của mực nước theo các kịch bản cần được kết hợp với các phân tích thống kê để có được một nhận định đúng đắn và khách quan về diễn biến của hệ thống thủy văn trong tương lai nhằm đưa ra quyết định tốt nhất cho công tác quy hoạch và quản lý tài nguyên nước.

Tài liệu tham khảo

1. Coles, S (2001), *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. London: Springer;
2. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979), *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–43;
3. Gujarati, D. (2003), *Basic Econometrics*. 4th Edition. New York, McGraw Hill;
4. Jenkinson, A. (1955), *The Frequency Distribution of the Annual Maximum (or Minimum) Values of Meteorological Elements*, *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 81, 158–171;
5. Kendall, M. (1975), *Rank Correlation Methods*, London, UK: Griffin;
6. Mann, H. (1945), *Nonparametric Tests Against Trend*, *Econometrica*, 13, 245–259;
7. Pettitt, A. (1979), *A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem*, *Applied Statistic*, 28(2), 126–135;
8. Sen, P. (1968), *Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's tau*, *Journal of the American Statistical Association*, 63, 1379–1389;
9. Stedinger, J. R. (1993), *Frequency Analysis of Extreme Events in: Handbook of Hydrology*, Edited by: McGraw Hill, New York, 18.11–18.65.