

DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdtqk.2018.0151

王艳兰, 梁忠民, 王凯, 等. 基于多模型 MCP 方法的洪水概率预报[J]. 南水北调与水利科技, 2018, 16(6): 39-45. WANG Y L, LIANG Z M, WANG K, et al. Probabilistic flood forecasting based on multi model MCP[J]. South to North Water Transfers and Water Science & Technology, 2018, 16(6): 39-45. (in Chinese)

基于多模型 MCP 方法的洪水概率预报

王艳兰¹, 梁忠民¹, 王凯², 罗俐雅³

(1. 河海大学 水文水资源学院, 南京 210098; 2. 淮河水利委员会 水文局(信息中心), 安徽 蚌埠 233001;
3. 江苏省水文水资源勘测局, 南京 210098)

摘要: 洪水概率预报通过提供具有一定置信度的预报区间, 评估预报结果的可靠度, 为防洪调度提供重要依据。以淮河关键防洪断面王家坝为研究对象, 分别采用 API 和新安江(XAJ)确定性模型进行初始的确定性预报, 在此基础上, 再采用模型条件处理器(MCP)推求不同量级洪水预报流量的条件概率分布函数, 实现洪水概率预报。分别从中位数的确定性精度评价和概率预报的可靠度评价两方面对预报结果进行分析, 结果表明: MCP 洪水概率预报结果不仅具有较高的可靠度, 而且其中位数预报与确定性模型结果相比, 预报精度整体有所提高, 说明 MCP 具备一定的校正预报能力。

关键词: 洪水概率预报; 模型条件处理器; API 模型; 新安江模型

中图分类号: TV 122.5 文献标志码: A 开放科学(资源服务)标识码(OSID):



Probabilistic flood forecasting based on multi-model MCP

WANG Yanlan¹, LIANG Zhongmin¹, WANG Kai², LUO Liya³

(1. College of Hydrology and Water Resources, Hohai University, Nanjing 210098, China;

2. Bureau of Hydrology, Huaihe Water Conservancy Committee, Bengbu 233001, China;

3. Jiangsu Province Hydrology and Water Resources Investigation Bureau, Nanjing 210098, China)

Abstract: The probabilistic flood forecasting can provide a prediction interval with a certain reliability, and can be used to evaluate the reliability of forecasting results. It can provide an important basis for flood control scheduling. We took Wangjiaba cross section, a key flood control section of Huaihe River, as the research object. Based on the prediction results of API and XAJ models, using the Model conditional processor (MCP) to deduce the conditional probability distribution function of the forecasting runoff of floods of different magnitudes, we realized probabilistic flood forecasting. The prediction results were analyzed in terms of the deterministic precision evaluation of median number and the reliability evaluation of probabilistic forecasting. The results showed that the MCP probabilistic flood forecasting has a high reliability, and its median number prediction has a higher prediction accuracy than the deterministic model, indicating that MCP has a certain ability of correction and prediction.

Key words: probabilistic flood forecasting; model conditional processor; API model; Xin'anjiang model

收稿日期: 2018-06-29 修回日期: 2018-09-20 网络出版时间: 2018-09-28

网络出版地址: <http://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1334.TV.20180926.1751.004.html>

基金项目: 国家重点研发计划(2016YFC0402709); 江苏省水利科技重点技术攻关项目(2017008); 水利部公益性行业专项经费项目(201301066)

Funds: National Key Research and Development Program of China (2016YFC0402709); Key Technical Project of Jiangsu Provincial Water Conservancy Science and Technology (2017008); Special Fund for Public Welfare Industry of Ministry of Water Resources (201301066)

作者简介: 王艳兰(1994), 女, 云南保山人, 主要从事水文水资源方面研究。E-mail: 1441303658@qq.com

通讯作者: 梁忠民(1962), 男, 辽宁凤城人, 教授, 博士生导师, 主要从事水文水资源方面研究。E-mail: zmliang@hhu.edu.cn

洪水预报主要是通过水文模型得到一种确定性的定值预报,但水文模型都是对水文物理过程的近似,其预报结果必然具有不确定性^[1+2],洪水概率预报可定量描述预报结果的不确定性,不仅给出置信区间以评估洪水预报的可靠度,还能以分位数形式(如均值或中位数)提供类似于传统方法的定值预报,使得预报信息更为完整^[3+4]。

在洪水概率预报中,贝叶斯方法得到广泛的研究与应用^[5+10]。其中,水文不确定性处理器^[11+12](Hydrologic Uncertainty Processor, HUP)是一种最常用的概率预报方法,该处理器以确定性模型为基础,利用贝叶斯公式估计预报变量的概率分布以实现洪水概率预报。洪水预报实践表明,一般很难存在一个模型能在任何情况下都提供始终优于其他模型的预报结果,也说明洪水预报模型的选择存在不确定性^[7];而贝叶斯模型平均法^[13+14](Bayesian model averaging, BMA)是一种基于贝叶斯理论综合不同模型预报结果的分析方法,可发挥不同模型的优势,提供更可靠的预报结果,因此也得到了广泛应用^[15]。研究发现,不同量级的洪水预报误差存在差异性^[16+17],即暴雨中心位置不同、洪水量级不同、涨落水不同阶段,洪水预报误差的规律也往往不同;模型条件处理器(Model Conditional Processor, MCP)^[18+19]方法可通过联合分布来处理场次洪水预报误差的异分布问题,所以使其比 HUP 更适用于评估洪水预报的不确定性;此外, MCP 方法不再局限于只选择一个确定性模型,而是与 BMA 类似,可对多个模型预报结果进行综合分析,因此该方法可看做是 HUP 和 BMA 的概括和总结^[20]。

本文在 API 模型^[21]和新安江(XAJ)模型^[22]预报结果的基础上,采用 MCP 方法对淮河王家坝断面进行洪水概率预报研究。

1 方法原理

1.1 多模型 MCP 原理

模型条件处理器(MCP)是结合实测资料与确定性水文模型预报结果的联合概率分布,通过正态分位数转换,将预报不确定性转换至正态空间,根据贝叶斯理论推求预报变量的条件概率分布函数。

假设 y 表示实测变量, \hat{y} 表示初始水文模型的预报变量,将 y 和 \hat{y} 通过正态分位数转换得 η 和 η 。在正态空间里, η 和 η 的联合分布可假设为正态二元分布 $f(\eta, \eta)$, 预报不确定性用以初始预报值为条件的预报量的概率密度函数表示:

$$f(\eta, \eta) = \frac{f(\eta, \eta)}{f(\eta)} = \frac{\left[2\pi \begin{vmatrix} 1 & \rho_{\eta\eta} \\ \rho_{\eta\eta} & 1 \end{vmatrix} \right]^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \begin{bmatrix} \eta & \eta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{\eta\eta} \\ \rho_{\eta\eta} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \eta \\ \eta \end{bmatrix}\right\}}{\left[2\pi \right]^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \eta^2\right\}} \quad (1)$$

其均值和方差为:

$$\begin{aligned} \mu_{\eta\eta} &= \rho_{\eta\eta} \cdot \eta \\ \sigma_{\eta\eta}^2 &= 1 - \rho_{\eta\eta}^2 \end{aligned} \quad (2)$$

MCP 可通过将二元正态分布推广到多元正态分布的方法来综合多个确定性模型的预报结果。假设有 M 个确定性模型,则将 M 个模型预报值 $\hat{y}_i (i = 1, \dots, M)$ 转换到多元正态空间得 η 。每个变量在正态空间里都对应一个标准正态分布和预报不确定性,即以 M 个模型的预报值为条件的预报量的分布可以表示为 $(y | \hat{y}_1, \dots, \hat{y}_M)$, 转换值的条件分布可分别缩写为 $f(\eta | \eta)$,

$$f(\eta | \eta) = \frac{f(\eta, \eta_1, \dots, \eta_M)}{f(\eta_1, \dots, \eta_M)} \quad (3)$$

均值、方差如下:

$$\begin{aligned} \mu_{\eta | \eta_i} &= \sum_m \cdot \sum_m^{-1} \cdot \begin{bmatrix} \eta_1^* \\ \vdots \\ \eta_M^* \end{bmatrix} \\ \sigma_{\eta | \eta_i}^2 &= 1 - \sum_m \sum_m^{-1} \sum_m^T \end{aligned} \quad (4)$$

式中, \sum_m 和 \sum_m^{-1} 分别为

$$\begin{aligned} \sum_m &= \begin{bmatrix} \rho_{\eta_1} & \rho_{\eta_1\eta_2} & \dots & \rho_{\eta_1\eta_M} \\ \rho_{\eta_2\eta_1} & \dots & \dots & \vdots \\ \vdots & \dots & \dots & \rho_{\eta_{M-1}\eta_M} \\ \rho_{\eta_M\eta_1} & \dots & \rho_{\eta_M\eta_{M-1}} & 1 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

1.2 多模型分段联合正态分布

已有研究表明^[16],不同量级洪水预报误差的分布会有所不同,这等价于 η 和 η 的关系可能随流量量级而变化。所以,可以根据 η 和 η 的关系图,发现不同量级流量的分布规律不同,再采用截断正态分布(TNDs)分别描述不同流量量级初始预报值与实测值的关系,即根据分界点 a ,可将正态空间的联合分布分为两个(或多个)TNDs。

当 $\eta > a$ 时,其截断的正态分布为

$$f(\eta | \eta > a) = \frac{f(\eta)}{\int_a^{\infty} f(\eta) d\eta} = \frac{f(\eta)}{1 - F_{\eta}(a)} \quad (5)$$

根据贝叶斯理论,截断后的预报不确定性可表示为以初始预报值 $\eta^* > a$ 为条件的 η 的条件概率密度函数:

$$f(\eta_1 | \eta_2 > a, \eta^*) = \frac{f(\eta_1 | \eta_2 > a, \eta^*)}{f(\eta_2 > a, \eta^*)} = \frac{f(\eta_1 | \eta^*)}{f(\eta^*)} \quad (6)$$

均值和方差为

$$\mu_{\eta_1 | \eta_2 > a, \eta^*} = \mu_{\eta_1} + \frac{\sigma_{\eta_1}^2}{\sigma_{\eta_2}^2} (\eta^* - \mu_{\eta_2}) \quad (7)$$

$$\sigma_{\eta_1 | \eta_2 > a, \eta^*}^2 = \sigma_{\eta_1}^2 - \frac{\sigma_{\eta_1}^2}{\sigma_{\eta_2}^2}$$

式中: μ_1, μ_2 分别为 $\eta_1 > a$ 和 $\eta_2 > a$ 条件下分布的均值; σ_1, σ_2 为标准差。

当结合多个模型预报值时,因每个模型都有对应的临界值,为确定具有代表性的样本,将每个模型高流量部分期望值的方差进行比较,以方差较小的模型的临界值作为多元联合分布分段的依据。

设 a'_i 表示模型正态分布分段的临界值, $\sigma_{\eta_i}^2 = \sigma_i^2 > a'_i$ 表示模型正态分布上部的条件方差,向量 η 表示模型的模拟变量, $\eta = [\eta_1 \dots \eta_m]^T$ 。

选定更能代表高流量部分的模型 k , 即:

$$\sigma_{\eta_k}^2 > a'_k, \sigma_k^2 < \sigma_{\eta_i}^2 > a'_i - \frac{\sigma_{\eta_i}^2}{\sigma_{\eta_1}^2}$$

为简单起见,定义向量 a :

$$\begin{cases} a_i = -\infty, & \forall i \neq k \\ a_k = a'_k \end{cases}$$

预报不确定性可表示为以 $\eta^* > a_k$ 为条件的 η 的条件概率密度函数:

$$f(\eta_1 | \eta_k > a_k, \eta^*) = \frac{f(\eta_1 | \eta_k > a_k, \eta^*)}{f(\eta_k > a_k, \eta^*)} = \frac{f(\eta_1 | \eta^*)}{f(\eta^*)} \quad (8)$$

其均值和方差为

$$\mu_{\eta_1 | \eta_k > a_k, \eta^*} = \mu_1 - \sum_m \sum_n^{-1} (\eta^* - \mu) \quad (9)$$

$$\sigma_{\eta_1 | \eta_k > a_k, \eta^*}^2 = \sigma_{\eta_1}^2 - \sum_m \sum_n^{-1} \sum_m^T$$

式中: $\sum_m = 1, \mu, \sigma$ 分别表示 $\eta_1 > a_k$ 和 $\eta_2 > a_k$ 条件下分布的均值。

通过对预报量的条件概率分布进行逆转换,可得其任一分位数在原始空间中对应的预报流量值。

2 应用实例

王家坝站是淮河干流上的主要控制站,其控制流域面积为30 630 km²,降水量具有时空分布不均匀,年际变化大等特点。本文采用 MCP 方法结合 API 模型和新安江模型的预报结果,实现王家坝断面的洪水概率预报。研究流域示意图见图 1。

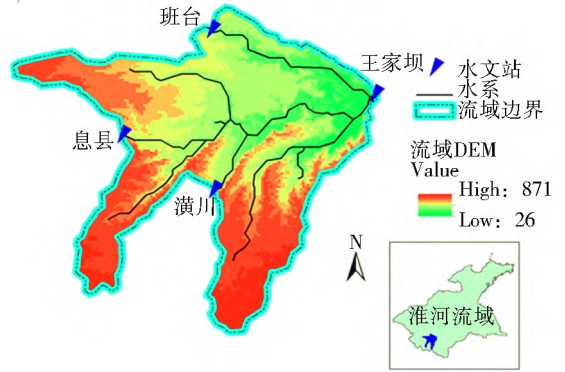


图 1 王家坝站流域示意图

Fig. 1 Diagram of Wangjiaba station watershed

2.1 基于 API 模型的确定性预报

淮河王家坝断面的洪水主要是由息县、潢川和班台的河道来水以及息潢班~王家坝区间洪水两部分组成。息县、潢川和班台洪水河道汇流采用马斯京根法;息潢班~王家坝区间的产流计算采用降雨径流相关图法,汇流采用单位线法。选取 1990-2010 年间 18 场洪水资料进行模型计算(其中 14 场率定,4 场用于验证), $\Delta t = 2$ h, 预报精度见表 1。

表 1 确定性预报精度统计表(API 模型)

Tab. 1 Accuracy statistics of deterministic forecasting(API model)

率定与验证	洪号	实测洪峰 /(m ³ ·s ⁻¹)	预报洪峰 /(m ³ ·s ⁻¹)	洪峰误差 (%)	洪量误差 (%)	确定性系数
率定	19900617	1 240	1 200	- 3.2	- 17.7	0.88
	19910612	6 280	6 350	1.1	- 14.5	0.92
	19910804	4 390	4 730	7.7	- 8.5	0.95
	19910902	1 120	1 110	- 0.9	- 9.7	0.83
	19921003	778	617	- 20.7	- 22.8	0.85
	19961031	4 610	4 550	- 1.4	- 17.4	0.95
	19980630	4 370	4 040	- 7.5	- 3.4	0.93
	19980801	3 790	4 060	7.1	- 3.9	0.87
	19990622	549	477	- 13.1	- 10.9	0.89
	20000625	3 690	3 940	6.8	6.9	0.76
	20020506	1 140	851	- 25.3	- 20.2	0.7
	20030719	4 540	4 860	7.1	- 10.8	0.87
	20031005	2 640	2 940	11.2	- 0.7	0.91
	20050707	6 310	6 890	9.2	- 15.2	0.86
验证	20060722	1 780	1 610	- 9.8	- 15.4	0.87
	20080722	4 240	3 890	- 8.3	- 20.8	0.89
	20090828	2 250	1 790	- 20.5	- 26.3	0.81
	20100904	712	664	- 6.7	- 14.3	0.83

由表 1 可知, API 模型率定期和验证期的确定性系数均大于 0.7, 部分场次洪水的洪峰误差和洪量误差超过了 20% 的许可误差^[23]。究其原因, API 模型是以经验为主的产汇流模型,在水源划分、河网汇流等环节上都存在人为性,且无法考虑降雨分布的不均匀性。

2.2 基于新安江模型的确定性预报

选用 1990–2010 年的资料进行日模型计算, 采用上述 18 场洪水资料进行次洪模型计算(其中 14 场率定, 4 场用于验证), $\Delta t = 2$ h, 预报精度见表 2。

表 2 确定性预报精度统计表(新安江模型)

Tab. 2 Accuracy statistics of deterministic forecasting(XAJ model)

率定与验证	洪号	实测洪峰 $I/(m^3 \cdot s^{-1})$	预报洪峰 $I/(m^3 \cdot s^{-1})$	洪峰误差 (%)	洪量误差 (%)	确定性系数
率定	19900617	1 240	1 250	1.1	1.8	0.95
	19910612	6 280	7 790	20.1	15.6	0.87
	19910804	4 390	5 020	14.3	11.8	0.93
	19910902	1 120	1 210	7.8	12.8	0.83
	19921003	778	611	-20.2	-8.8	0.89
	19961031	4 610	3 980	-13.6	-14.4	0.96
	19980630	4 370	4 440	1.7	13.8	0.9
	19980801	3 790	4 220	11.5	13.7	0.81
	19990622	548	540	-1.5	11.4	0.88
	20000625	3 690	4 040	9.4	16.5	0.70
	20020506	1 140	898	-20.2	-7.7	0.85
	20030719	4 540	5 030	10.9	20.1	0.78
	20031005	2 640	2 710	2.6	10.9	0.91
	20050707	6 310	6 350	0.6	-4.9	0.96
验证	20060722	1 780	1 610	-9.3	-2.4	0.93
	20080722	4 240	3 770	-11.1	-6.2	0.97
	20090828	2 250	1 960	-12.6	-2.2	0.96
	20100904	712	660	-7.4	6.5	0.89

由表 2 可知, 新安江模型预报精度较高, 18 场洪水的确定性系数均大于 0.7, 洪量和洪峰误差均在许可误差以内。

2.3 MCP 方法应用

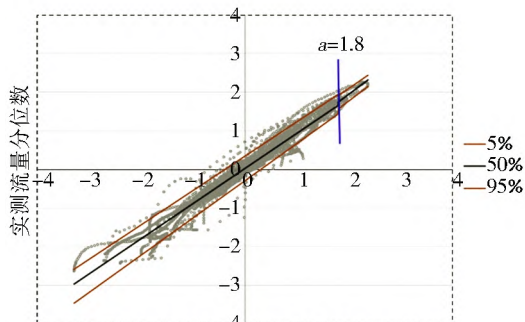
通过正态分位数转换后, API 模型预报值 \hat{y}_1 、新安江模型预报值 \hat{y}_2 与实测值得到其转换值 η_1 、 η_2 和 η 。如图 2 所示, 在正态空间中, η_1 和 η_2 和 η 的点据大体呈现出两种不同的分布规律, 其中, (a) 中点据大概以 $a=1.8$ 为分界点, (b) 中点据大概以坐标原点为分界点; 分段估计以 η 为条件 η 的概率分布, 各段分布的均值随流量大小的变化而改变。采用分位数回归^[24] 分别对其进行回归分析, 图中给出的是 5%、50% 及 95% 分位数下的回归结果, 即中位数及 90% 置信度的预报区间。

2.4 结果分析

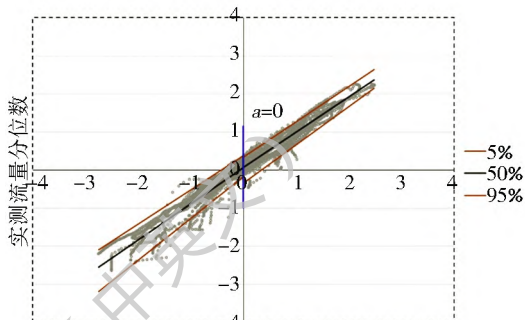
2.4.1 基于分位数的确定性精度评价

将上述 18 场洪水确定性模型的预报结果以及实测资料作为 MCP 方法的输入进行王家坝断面的洪水概率预报。此方法可求得各时刻流量的条件分布函数和各分位点的估值, 类似于确定性预报, 提供

50% 分位数的估计值作为定值预报。基于分位数的确定性精度评价如下:



(a) $\hat{\eta}_1$ 和 η 的分位数回归关系



(b) $\hat{\eta}_2$ 和 η 的分位数回归关系

图 2 截断的正态联合分布

Fig. 2 Truncated normal joint distribution

(1) 确定性系数。

如图 3 所示, 基于单个确定性模型的中位数预报结果与确定性模型结果相比, 确定性系数都有所提高; 结合两个确定性模型的中位数预报结果, 其确定性系数最高。

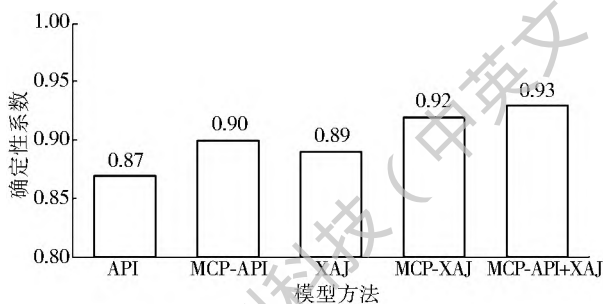


图 3 确定性系数平均值

Fig. 3 Average value of deterministic coefficient

(2) 洪峰误差。

如图 4 所示, 从洪峰误差来看, MCP 方法预报洪峰结果比确定性模型更接近实测洪峰, 且 MCP-API+XAJ 的洪峰误差最小。

(3) 洪量误差。

如图 5 所示, API 的洪量误差最大, MCP-API 和 MCP-XAJ 的洪量误差相比于原模型都有所减

小,且 MCP-API+ XAJ 减小的最明显。

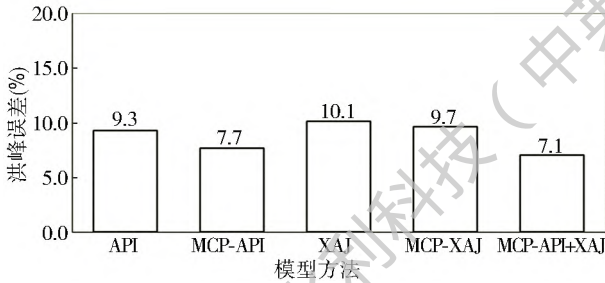


图 4 洪峰相对误差绝对值的平均值

Fig. 4 Average value of absolute values of relative error of flood peak

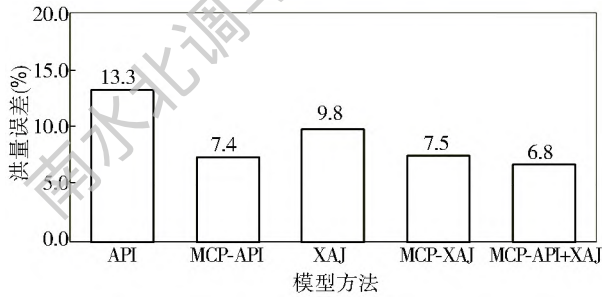


图 5 洪量相对误差绝对值的平均值

Fig. 5 Average value of absolute values of relative error of flood volume

综上, MCP 方法提供的中位数预报结果,其确定性系数、洪峰误差和洪量误差都整体优于确定性模型,且 MCP 结合两个确定性模型时,其预报结果最优,表明 MCP 方法具有校正预报功能。

2.4.2 概率预报的可靠度评价

MCP 方法提供了洪水过程的中位数预报及预报区间(置信度为 90%)的估计结果,并采用区间覆盖率以及离散度指标对概率预报的可靠度进行评估^[25]。区间覆盖率越大、离散度越小说明模型预报的不确定性越小,但这两个指标往往无法同时达到最优。

由图 6 可知,基于单个模型的 MCP 中位数预报结果无法保证某一个模型的覆盖率和离散度能同时达到最优,而基于两个模型的 MCP 方法,其预报

区间(置信度为 90%)平均覆盖率达到 87%,且离散度明显降低,平均值达 0.51,即在相对较小的预报区间宽度内,仍能够覆盖绝大多数实测数据,说明综合两个模型的 MCP 中位数预报结果可靠度更高。

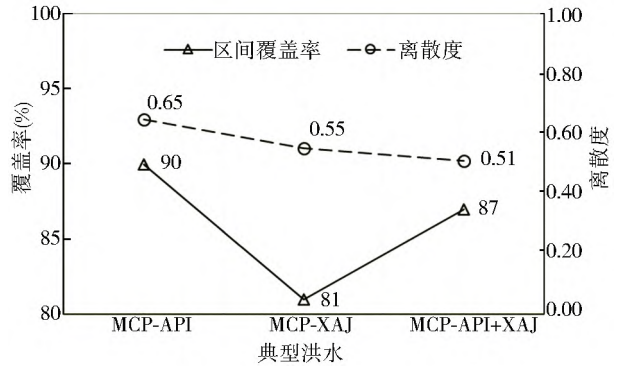


图 6 MCP 中位数预报区间覆盖率和离散度的平均值

Fig. 6 Average values of interval coverage and dispersion of MCP median forecast

2.4.3 场次洪水结果分析

因篇幅有限,选取了其中三场具有代表性的洪水(包括小洪水、大洪水、复峰洪水)进行结果分析, MCP 洪水概率预报结果见表 3,图 7 为 19910612 号、19980801 号和 19990622 号次洪 MCP 中位数及 90% 置信区间预报结果。

表 3 依次列出了三场典型洪水 MCP-API、MCP-XAJ 和 MCP-API+XAJ 的概率预报结果。由表可知,19910612 号洪水(大洪水)的确定性系数呈现出依次增大的趋势,即 MCP-API+XAJ 的确定性系数最高,其洪峰误差和洪量误差最小,预报区间(置信度为 90%)的覆盖率最高,且离散度也最小;19980801 号洪水(复峰洪水),MCP-XAJ 的洪峰误差最小,预报区间覆盖率最高,但其离散度也最大,而 MCP-API+XAJ 的确定性系数最高,其离散度也最小;19990622 号洪水(小洪水),MCP-XAJ 的洪峰误差和洪量误差最小,但 MCP-API+XAJ 的

表 3 MCP 洪水概率预报结果

Tab. 3 Results of MCP probabilistic flood forecasting

模型	洪号	实测洪峰 /(m ³ ·s ⁻¹)	Q ₅₀ 洪峰预报 /(m ³ ·s ⁻¹)	Q ₅₀ 洪峰 误差 (%)	Q ₅₀ 洪量 误差 (%)	Q ₅₀ 确定 性系数	置信度 90% 的 预报区间	覆盖率 CR (%)	离散度 DI
MCP-API	19910612	6 280	6 126	- 2.5	- 11.3	0.93	[5 380, 6 740]	77	0.48
	19980801	3 790	3 844	1.4	- 1.2	0.91	[3 200, 4 810]	96	0.51
	19990622	549	607	10.6	17.7	0.82	[425, 846]	78	0.94
MCP-XAJ	19910612	6 280	6 621	5.4	3.8	0.97	[5 770, 8 220]	81	0.51
	19980801	3 790	3 772	- 0.5	4.7	0.91	[3 190, 4 740]	81	0.50
	19990622	549	538	- 1.9	7.9	0.90	[409, 702]	77	0.63
MCP-API+XAJ	19910612	6 280	6 180	- 1.6	- 1.7	0.98	[5 710, 7 080]	89	0.47
	19980801	3 790	3 897	2.8	4.1	0.92	[3 390, 4 560]	85	0.45
	19990622	549	564	2.7	9.5	0.91	[397, 704]	92	0.70

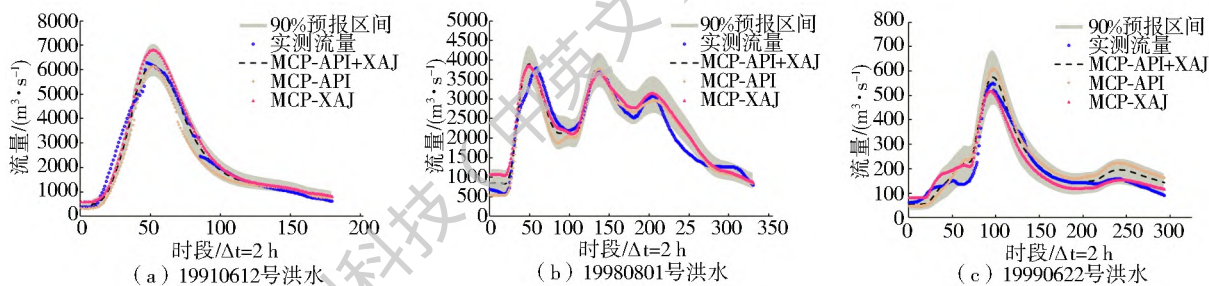


图 7 场次洪水 MCP 中位数及 90% 置信区间预报结果

Fig. 7 The prediction results of MCP median and 90% confidence interval of each flood

确定性系数最高,且预报区间(置信度为 90%)的覆盖率最高,离散度也相对较小。

综上,不管是从基于分位数的确定性精度评价指标来看,还是从概率预报的可靠性评价指标来看, MCP-API+XAJ 的预报结果都优于 MCP-API 和 MCP-XAJ,究其原因,是由于 MCP-API+XAJ 不仅结合了实测资料,还合成了两个确定性模型的预报结果,并利用贝叶斯理论进行修正,使得其中位数预报结果更接近于流量实测值,以此提高了洪水预报的可靠性。

3 结论

本文将多模型条件处理器(MCP)应用于淮王家坝断面的洪水概率预报。对 18 场洪水的分析表明,预报相对误差随流量量级的增大而减小,即不同量级洪水预报误差分布规律不同,所以采用 MCP 分段估计洪水预报的不确定性并实现概率预报。若将 MCP 概率预报 50%分位数(中位数)作为洪水过程的定值预报,其精度整体上高于单一的确定性模型预报结果,这是因为 MCP 属于贝叶斯框架下的方法,具有融合先验和样本信息生成后验信息的功能,反映在洪水预报问题上,该方法具有一定的校正能力,所以预报精度有所提高;而且, MCP 的多模型综合降低了单个模型预报的不确定性,相同置信度下其预报区间的覆盖率更高、离散度更低。

参考文献(References):

[1] 叶守泽,夏军.水文科学研究的世纪回眸与展望[J].水科学进展,2002,13(1):93-104.(YE S Z, X J. Century's retrospect and looking into the future of hydrological science[J]. Advances in Water Science, 2002, 13(1): 93-104. (in Chinese)) DOI: 10.3321/j.issn:1001-6791.2002.01.017.

[2] 梁忠民,戴荣,李彬权.基于贝叶斯理论的水文不确定性分析研究[J].水科学进展,2010,21(2):274-281.(LIANG Z M, DAI R, LI B Q. A review of hydrological uncertainty analysis based on Bayesian theory[J]. Advances in Water Science, 2010, 21(2): 274-281. (in Chinese))

[3] 卢迪,彭勇,徐炜,等.气象集合预报在水文领域中的应用研究

进展[J].南水北调与水利科技,2014(2):116-119.(LU D, PENG Y, XU W, et al. Research progress on hydrological application of meteorological ensemble forecast[J]. South to North Water Transfers and Water Science & Technology, 2014(2): 116-119. (in Chinese)) DOI: 10.13476/j.cnki.nsbddqk.2014.02.027.

[4] 徐兴亚,方红卫,张岳峰,等.河道洪水实时概率预报模型与应用[J].水科学进展,2015,26(3):356-364.(XU X Y, FANG H W, ZHANG Y F, et al. A real time probabilistic channel flood forecasting model and application based on particle filters[J]. Advances in Water Science, 2015, 26(3): 356-364. (in Chinese)) DOI: 10.14042/j.cnki.32.1309.2015.03.007.

[5] 张宇,梁忠民. BFS 在洪水预报中的应用研究[J].水电能源科学,2009,27(5):44-47.(ZHANG Y, LIANG Z M. Application research of BFS to flood forecasting[J]. Water Resources and Power, 2009, 27(5): 44-47. (in Chinese)) DOI: 10.3969/j.issn.1000-7709.2009.05.014.

[6] 王善序.贝叶斯概率水文预报简介[J].水文,2001,21(5):33-34.(WANG S X. Introduction on probability hydrology forecast based on Bayes theory[J]. Hydrology, 2001, 21(5): 33-34. (in Chinese)) DOI: 10.3969/j.issn.1000-0852.2001.05.009.

[7] 邢贞相,芮孝芳,刘方贵,等. Nash 模型参数不确定性分析及概率洪水预报[J].辽宁工程技术大学学报,2010,29(1):147-150.(XING Z X, RUI C F, LIU F G, et al. Parameter uncertainty analysis on Nash model and Bayesian probabilistic flood forecasting[J]. Journal of Liaoning Technical University (Natural Science Edition), 2010, 29(1): 147-150. (in Chinese)) DOI: 10.3969/j.issn.1008-0562.2010.01.038.

[8] 韩焱红,矫梅燕,陈静,等.基于贝叶斯理论的集合降水概率预报方法研究[J].气象,2013,39(1):1-10.(HAN Y H, JIAO M Y, CHEN J, et al. Study on the method of rainfall ensemble probability forecast based on bayesian theory and its preliminary experiments[J]. Meteorological Monthly, 2013, 39(1): 1-10. (in Chinese)) DOI: 10.7519/j.issn.1000-0526.2013.01.001.

[9] 蒋晓蕾,梁忠民,王春青,等. BFS-HUP 模型在潼关站洪水概率预报中的应用[J].人民黄河,2015,37(7):13-15.(JIANG X L, LIANG Z M, WANG C Q, et al. Application of BFS HUP model to flood probabilistic forecasting of Tongguan station[J]. Yellow River, 2015, 37(7): 13-15. (in Chinese)) DOI: 10.3969/j.issn.1000-1379.2015.07.004.

[10] 邢贞相.确定性水文模型的贝叶斯概率预报:理论与方法[M].北京:科学出版社,2015.(XING Z X. Bayesian probabilistic prediction for deterministic hydrological models: theory and

- method[M]. Beijing: Science Press, 2015. (in Chinese)
- [11] KRZYSZTOFOWICZ R, KELLY K S. Hydrologic uncertainty processor for probabilistic river stage forecasting[J]. Water Resources Research, 2001, 36(11): 3265-3277. DOI: 10.1029/2000WR900108.
- [12] KRZYSZTOFOWICZ R. Bayesian theory of probabilistic forecasting via deterministic hydrologic model[J]. Water Resources Research, 1999, 35(9): 2739-2750. DOI: 1029/1999WR900099.
- [13] 梁忠民, 戴荣, 王军, 等. 基于贝叶斯模型平均理论的水文模型合成预报研究[J]. 水力发电学报, 2010, 29(2): 114-118. (LIANG Z M, DAI R, WANG J, et al. Study on forecast combination of different hydrological models by Bayesian model averaging[J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2010, 29(2): 114-118. (in Chinese))
- [14] RAFFERTY A E, GNEITING T, BALABDAOUI F, et al. Using Bayesian model averaging to calibrate forecast ensembles[J]. Monthly Weather Review, 2017, 133(5): 1155-1174. DOI: 10.1175/MWR2906.1.
- [15] 刘攀, 郭生练, 田向荣, 等. 基于贝叶斯理论的水文频率线型选择与综合[J]. 武汉大学学报(工学版), 2005, 38(5): 36-40. (LIU P, GUO S L, TIAN X R, et al. Selecting and averaging of flood frequency models based on Bayesian theory[J]. Engineering Journal of Wuhan University, 2005, 38(5): 36-40. (in Chinese)) DOI: 10.3969/j.issn.1671-8844.2005.05.008.
- [16] 梁忠民, 蒋晓蕾, 钱名开, 等. 考虑误差异分布的洪水概率预报方法研究[J]. 水力发电学报, 2017, 36(4): 18-25. (LIANG Z M, JIANG X L, QIAN M K, et al. Probabilistic flood forecasting considering the heterogeneity of error distributions[J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2017, 36(4): 18-25. (in Chinese)) DOI: 10.11660/slfdb.20170403.
- [17] 王艳兰, 梁忠民, 蒋晓蕾, 等. MCP 模型在嘉陵江小河流域站洪水概率预报中的应用[J]. 水力发电, 2017, 43(10): 31-35. (WANG Y L, LIANG Z M, JIANG X L, et al. Application of MCP model to flood probabilistic forecasting of Xiaohaba station in Jialing river[J]. Water Power, 2017, 43(10): 31-35. (in Chinese)) DOI: 10.3969/j.issn.0559-9342.2017.10.008.
- [18] TODINI E. A model conditional processor to assess predictive uncertainty in flood forecasting[J]. International Journal of River Basin Management, 2008, 6(2): 123-137. DOI: 10.1080/15715124.2008.9635342.
- [19] COCCIA G, TODINI E. Recent developments in predictive uncertainty assessment based on the model conditional processor approach[J]. Hydrology and Earth System Sciences, 2011, 15(10): 3253-3274. DOI: 10.5194/hess-15-3253-2011.
- [20] TODINI E. From HUP to MCP: Analogies and extended performances[J]. Journal of Hydrology, 2013, 477(1): 33-42. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2012.10.037.
- [21] SITTNER W T, SCHAUSS C E, MONRO J C. Continuous hydrograph synthesis with an APF type hydrologic model[J]. Water Resources Research, 1969, 5(5): 1007-1022. DOI: 10.1029/WR005i005p1007.
- [22] 赵人俊. 流域水文模拟[M]. 北京: 水利电力出版社, 1984. (ZHAO R J. Hydrological simulation of basin[M]. Beijing: Water Resources and Electric Power Press, 1984. (in Chinese))
- [23] 包为民. 水文预报-第4版[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 2009. (BAO W M. Hydrologic forecasting Fourth Edition[M]. Beijing: China Water & Power Press, 2009. (in Chinese))
- [24] KOENKER R, BASSETT G W. Regression quantiles[J]. Econometrica, 1978, 46: 33-50. DOI: 10.2307/1913643.
- [25] XIONG L H, WAN M, WEI X J, et al. Indices for assessing the prediction bounds of hydrological models and application by generalized likelihood uncertainty estimation[J]. Hydrological Science Journal, 2009, 54(5): 852-871. DOI: 10.1623/hysj.54.5.852.