

DOI :10.3876/j.issn.1000-1980.2012.01.011

BFS 在洪水预报中的应用与改进

王 军 ,梁忠民 ,胡义明

(河海大学水文水资源学院 ,江苏 南京 210098)

摘要 : 为了实现概率洪水预报 ,采用贝叶斯预报系统(BFS)中的水文不确定性处理器(HUP) ,对水文预报的不确定性进行分析 .采用新安江模型作为确定性水文模型 ,以贝叶斯理论为工具 ,在先验分布和似然函数确定的基础上 ,最终得到后验分布 ,从而实现了概率预报 .针对预报结果的特点 ,提出了 BFS 的改进方案 ,最后将模型应用于密赛流域 .应用结果表明 ,BFS 能够有效地提高预报精度 ,而改进的 BFS 能够进一步提高预报精度 .

关键词 : 贝叶斯预报系统 ;概率洪水预报 ;改进方法

中图分类号 : P338 **文献标志码 :** A **文章编号 :** 1000-1980(2012)01-0052-07

Application and improvement of BFS in flood forecasting

WANG Jun , LIANG Zhong-min , HU Yi-ming

(College of Hydrology and Water Resources , Hohai University , Nanjing 210098 , China)

Abstract : The hydrologic uncertainty processor (HUP) within the Bayesian forecasting system (BFS) was employed to investigate the hydrologic forecasting uncertainties , in order to realize probabilistic flood forecasting. The Xin 'anjiang model was used to yield initial discharge forecasting series , and the posterior distribution of discharge was obtained by the selected prior distribution and the likelihood function based on the Bayesian theory , and thus the probabilistic flood forecasting could be realized. According to the characteristics of the forecasting results , an improved BFS method was proposed and applied to probabilistic flood forecasting in the Misai Basin. The results show that BFS can effectively improve the forecasting accuracy and the improved BFS method can further improve the forecasting accuracy.

Key words : Bayesian forecasting system ; probabilistic flood forecasting ; improved method

随着计算机相关技术的不断发展及其在水文预报中的广泛应用 ,水文预报在理论和实践方面都获得了突飞猛进的发展 ,为防洪减灾提供了科学依据 .但是 ,水文预报的结果仍然是精确度不高 ,因为它只是客观水文过程的仿真 ,不可避免地存在多种不确定性 .而传统的水文预报模型均无法考虑可能存在的诸多不确定性 ,仅能提供定值预报结果 .近年来 ,随着对水文预报不确定性问题的重视 ,概率水文预报逐渐成为一种发展趋势 .在概率水文预报中 ,贝叶斯理论提供了行之有效的工具^[1-8] .

美国学者 Krzysztofowicz^[9] 于 1999 年提出的贝叶斯预报系统 BFS (Bayesian forecasting system) 是一个最具代表性的概率预报模型 .该模型提供了进行水文变量概率预报的通用理论框架 ,综合了各种随机因素对水文模型预报结果的影响 ,可与任意的水文模型或预报方案进行耦合 ,获得概率预报结果 .目前 ,BFS 已应用于美国国家气象局的实时水文预报业务 .近年来 ,我国也对该模型进行了研究 .

本文不考虑降雨的不确定性问题而仅考虑水文的不确定性 ,采用 HUP 进行概率预报研究 ,并选择三水源新安江模型作为确定性水文模型 ,以密赛流域作为研究对象 ,实现概率预报 ,在对预报结果分析的基础上 ,提出了 BFS 的改进方案 .

1 方法原理

BFS 包括降雨不确定处理器 PUP(precipitation uncertainty processor) 水文不确定处理器 HUP(hydrologic uncertainty processor) 和集成器 INT(integrator) 3 个部分^[9]. BFS 将水文预报的总不确定性划分为输入不确定性(以降雨不确定性为代表) 和水文不确定性 2 个部分 , 分别采用 PUP 和 HUP 进行处理 , 最后通过 INT 综合成为水文预报的总不确定性^[9]. BFS 不直接处理模型结构和参数的不确定性 , 而是通过模型输出统一考虑这种不确定性 , 所以它可与任何形式的水文模型耦合 , 使用灵活. 由于我国天气预报产品的限制 , 降雨不确定性处理器 PUP 所用资料条件难以满足 , 因此 , 本文仅采用水文不确定性处理器 HUP 构建 BFS 并进行概率预报.

1.1 HUP 原理

H_0 表示预报时已知的实测流量 , H_n 和 S_n ($n = 1, 2, \dots, N$) 分别表示实际流量过程和确定性水文模型的预报流量过程 , N 为预见期长度. H_n 的实测值和 S_n 的估计值分别用 h_n 和 s_n 表示. 对于任意时刻 n 及观测值 $H_0 = h_0$, 用全概率公式对先验密度函数 g_n 与似然函数 f_n 进行综合 , 根据贝叶斯原理 , 在 $S_n = s_n$ 的条件下 H_n 的后验密度函数^[10]

$$\phi_n(h_n | s_n, h_0) = \frac{f_n(s_n | h_n, h_0) g_n(h_n | h_0)}{\int_{-\infty}^{\infty} f_n(s_n | h_n, h_0) g_n(h_n | h_0) dh_n} = \frac{f_n(s_n | h_n, h_0) g_n(h_n | h_0)}{\kappa_n(s_n | h_0)} \quad (1)$$

通过式(1), 不仅可以提供作为预报结果的均值 , 同时还可以提供任意时刻预报结果的不确定性信息.

1.2 亚高斯模型

为了使后验密度函数的计算过程更为简单 , 首先使用正态分位数转换 NQT(normal quantile transform) 将非正态的流量系列分布转换为亚高斯分布^[11]. Q 表示标准正态分布 , q 表示相应的标准正态密度函数 , 计算公式为

$$\begin{cases} W_n = Q^{-1}(F(H_n)) & (n = 0, 1, \dots, N) \\ X_n = Q^{-1}(\bar{A}_n(S_n)) & (n = 1, 2, \dots, N) \end{cases} \quad (2)$$

式中 : W_n, X_n —— H_n 和 S_n 的正态分位数 ; $F, \bar{A}_n$ —— 各自的边缘分布函数. 在转化空间里对 W_n 和 X_n 构造先验分布与似然函数 , 而后求解后验密度函数. 由式(1)可知 , 若要求解后验密度或者后验分布 , 首先需要确定先验分布和似然函数. 先验分布和似然函数分别采用如下函数进行处理.

a. 先验分布. 假定 W_n 符合一阶马尔科夫过程的正态-线性关系 , 即

$$W_n = cW_{n-1} + \varepsilon \quad (3)$$

式中 : c —— 参数 ; ε —— 不依赖于 W_{n-1} 的残差序列. 先验密度函数为

$$g_{Qn}(w_n | w_0) = \frac{1}{(1 - c^{2n})^{\frac{1}{2}}} q\left(\frac{w_n - c^n w_0}{(1 - c^{2n})^{\frac{1}{2}}}\right) \quad (4)$$

研究^[5, 8]表明 , 以上假定符合我国实际情况.

b. 似然函数. 假定 X_n, W_n, W_0 服从正态-线性关系

$$X_n = a_n W_n + d_n W_0 + b_n + \Theta_n \quad (5)$$

式中 : a_n, b_n, d_n —— 参数 ; Θ_n —— 不依赖于 (W_n, W_0) 的残差序列. 似然函数为

$$f_{Qn}(x_n | w_n, w_0) = \frac{1}{\sigma_n} q\left(\frac{x_n - a_n w_n - d_n w_0 - b_n}{\sigma_n}\right) \quad (6)$$

其中

$$\sigma_n^2 = V_{\Theta}(X_n | W_n = w_n, W_0 = w_0)$$

c. 转化空间中的推导. 把先验密度和似然函数代入式(1)得到 W_n 的后验密度函数

$$\phi_{Qn}(w_n | x_n, w_0) = \frac{1}{T_n} q\left(\frac{w_n - A_n x_n - D_n w_0 - B_n}{T_n}\right) \quad (7)$$

其中

$$A_n = \frac{a_n t_n^2}{a_n^2 t_n^2 + \sigma_n^2} \quad B_n = \frac{-a_n b_n t_n^2}{a_n^2 t_n^2 + \sigma_n^2} \quad D_n = \frac{c^n \sigma_n^2 - a_n d_n t_n^2}{a_n^2 t_n^2 + \sigma_n^2}$$

$$T_n = \frac{t_n^2 \sigma_n^2}{a_n^2 t_n^2 + \sigma_n^2} \quad t_n^2 = 1 - c^{2n}$$

由 Jacobian 变换 $K(y) = \frac{m(\gamma)}{q(Q^{-1}(M(\gamma)))}$ (M 为边缘分布函数, m 为对应的密度函数) 求得原始空间里 H_n 的亚高斯后验密度函数以及相应的后验分布函数, 即所求流量的后验密度及分布函数

$$\phi_n(h_n | s_n, h_0) = \frac{\gamma(h_n)}{T_n q(Q^{-1}(\Gamma(h_n)))} q\left(\frac{Q^{-1}(\Gamma(h_n)) - A_n Q^{-1}(\bar{\Lambda}_n(s_n)) - D_n Q^{-1}(\Gamma(h_0)) - B_n}{T_n}\right) \quad (8)$$

$$\Phi_n(h_n | s_n, h_0) = Q\left(\frac{Q^{-1}(\Gamma(h_n)) - A_n Q^{-1}(\bar{\Lambda}_n(s_n)) - D_n Q^{-1}(\Gamma(h_0)) - B_n}{T_n}\right) \quad (9)$$

其中 $\gamma(h_n)$ 表示 H_n 的边缘分布对应的密度函数, 由式 (8) 和式 (9) 可得到均值、方差、分位点等信息并提供概率预报结果。

2 应用实例

本文所选确定性水文模型为新安江模型, 研究对象为密赛流域, 从密赛流域 1982—1988 年实测流量资料中选取 9 场洪水进行模拟, 在新安江模型预报的基础上进行贝叶斯概率预报, 并以概率的形式给出了预报结果, 如 90% 的置信区间、25%、50% 和 75% 的分位点等, 该结果可定量评估任意时刻预报流量的不确定性, 并以预报的均值作为预报结果。

2.1 参数估计

选用汛期的洪水流量资料 $\{h_0\}$ 求解 H_0 的边缘分布函数 Γ 。对于边缘分布函数 Γ , 可以采用参数的或非参数的任意分布。常用的参数分布有 Gamma 分布、Log-Pearson 分布、Log-Normal 分布、Log-Weibull 分布、Weibull 分布^[12] 和 Kappa 分布等^[13]。在实际工作中, 针对不同流域、不同季节, 可以选用不同的分布, 选用的标准是假定分布与经验分布的标准差最小。Krzysztofowicz^[9] 建议采用 Log-Weibull (对数威布尔) 分布。张宇等^[5,8] 对 Krzysztofowicz 推荐的对数威布尔分布进行了研究, 发现该分布能够较好地拟合我国实测洪水流量资料。

参数估计的方法很多, 本文采用矩法进行参数估计, 并通过参数估计得出了先验分布和似然函数对应的参数, 最终得到转化空间的后验密度函数对应的参数值, 如表 1 所示。

将相关参数代入式 (8) 和式 (9) 进行计算, 就可以求得原始空间中的后验密度函数和后验分布函数。根据后验密度函数可以得到预报结果的相关信息, 如任意时刻流量均值、方差, 不同置信水平对应的置信区间以及任意超过概率对应的分位点等信息。

2.2 结果分析

为了研究 BFS 概率预报的优越性, 本文选择 $n = 1 \sim 5$ h 5 个预见期进行研究。

2.2.1 预见期 $n = 1$ h

2.2.1.1 洪峰时刻预报结果

根据原始空间中的后验密度函数, 可以作出各场洪水洪峰流量的后验密度分布图。后验密度函数的均值可以作为洪峰流量结果。以 19820619 号洪水为例, 图 1 给出了该场洪水预见期 $n = 1$ h 洪峰流量的后验密度。从图 1 得到的密度函数的均值为 $1650 \text{ m}^3/\text{s}$, 即洪峰预报值为 $1650 \text{ m}^3/\text{s}$ 。同时, 在已求得后验密度的情况下, 可以求出任意置信区间的分位点, 从而提供概率预报。

表 2 给出了这场洪水预见期 $n = 1$ h 洪峰流量的后验分布超过概率, 显示了不同超过累积概率 (或重现期) 下的洪峰流量估计值。

表 1 转化空间后验密度函数相关参数估计值

Table 1 Estimated values of posterior density parameters in transformed space

预见期/h	A_n	B_n	D_n	T_n
1	0.13	-0.0004	0.88	0.01
2	0.25	-0.0062	0.78	0.04
3	0.36	-0.0089	0.69	0.06
4	0.46	-0.0086	0.60	0.10
5	0.55	-0.0056	0.53	0.13

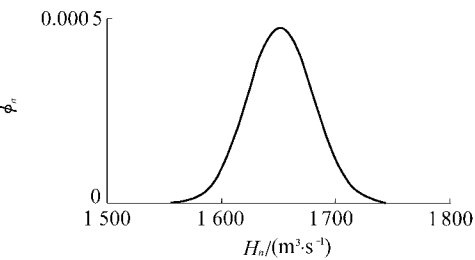


图 1 19820619 号洪峰流量的后验密度分布

Fig. 1 Posterior density distribution of peak discharge of flood (No. 19820619)

2.2.1.2 流量均值过程线及不同置信水平下的置信区间

根据次洪过程中每个时段流量的后验分布,可给出整个次洪过程的均值预报及不同置信水平下的置信区间.图 2 给出了 19820619 号次洪过程预见期 $N = 1\text{ h}$ 的 BFS 均值预报结果、90% 的置信区间、新安江模型预报结果和实测流量过程.

由于 5% 和 95% 对应的分位点与均值相差较小,因此图 2 中 90% 的置信区间和 BFS 均值预报结果过程线几近重合,5% 和 95% 分位点对应的过程线不太明显.这也说明 BFS 预报结果的离均系数较小,预报结果的不确定性较小,预报具有较好的稳定性.

2.2.1.3 预报结果统计

对本研究所选取的 9 场洪水预见期 $n = 1\text{ h}$ 的预报结果进行统计,计算各场洪水的确定性系数、相对误差、峰现时间误差等,并给出了不同场次洪水洪峰 90% 的置信区间,结果见表 3.需要说明的是新安江模型参数率定采用了前 5 场洪水,后 4 场洪水用于模型检验.

表 3 列出了预见期 $n = 1\text{ h}$ 各场确定性预报与概率预报的洪峰流量和峰现时差(“-”号表示洪峰提前,“+”号表示洪峰滞后)的比较结果.从表 3 可以发现,经过了贝叶斯概率洪水预报之后,各场洪水预报结果的精度均有不同程度的提高,并且对原模型预报效果较差的洪水场次,预报精度提高更为明显,如 19850703 和 19860704 场洪水确定性系数由 0.60 和 0.75 分别提高到 0.96 和 0.97.这说明充分考虑洪水过程先验信息和似然函数对减小洪水预报不确定性具有很大作用.

表 3 $n = 1\text{ h}$ 的确定性预报(新安江模型)与概率预报结果

Table 3 Forecasting results with Xin'anjiang model and BFS when $n = 1\text{ h}$

洪号	实测 洪峰流量/ ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)	新安江模型				BFS				
		计算 洪峰流量/ ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)	相对 误差/%	峰现 时差/h	确定性 系数	预报 洪峰流量/ ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)	相对 误差/%	峰现 时差/h	确定性 系数	90% 的 置信区间/ ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)
19820619	1 650	1 410	- 15	+ 3	0.91	1 660	1	+ 1	0.97	[1 610 , 1 700]
19830529	1 820	1 650	- 9	- 4	0.85	1 840	1	0	0.98	[1 780 , 1 890]
19830614	942	957	2	0	0.74	951	1	+ 1	0.97	[924 , 978]
19830620	1 420	1 230	- 13	0	0.88	1 420	0	+ 1	0.97	[1 380 , 1 460]
19840402	795	762	- 4	0	0.94	791	- 1	+ 1	0.98	[769 , 814]
19850703	398	495	24	+ 5	0.60	400	1	+ 1	0.96	[389 , 411]
19860704	267	270	1	0	0.75	264	- 1	+ 1	0.97	[257 , 271]
19870620	1 370	1 170	- 15	+ 1	0.90	1 370	0	+ 1	0.97	[1 330 , 1 410]
19880621	1 420	1 220	- 14	0	0.91	1 410	- 1	0	0.98	[1 370 , 1 450]

2.2.2 预见期 $n > 1\text{ h}$

现代洪水预报的改进方向之一就是延长预见期,预见期的延长能为防洪调度及风险决策赢得足够的时间,具有很强的现实意义.对传统模型来说,预见期延长,难以保证预报精度.为了研究预见期延长 BFS 均值预报效果,本文分别选择预见期 $n = 1\text{ h}$, $n = 2\text{ h}$, $n = 3\text{ h}$, $n = 4\text{ h}$, $n = 5\text{ h}$ 进行研究.

19820619 场洪水不同预见期对应洪峰流量的后验密度如图 3 所示.从图 3 可以看出,本场次洪水洪峰均值相近,但随着预见期的延长,后验分布密度图形状变得矮胖.这说明随着预见期的延长,洪峰的不确定性不断增大.

图 4 给出了 19820619 号次洪过程预见期分别为 1 h 2 h 3 h 4 h 5 h 的均值预报结果.从图 4 可以看出,随着预见期的延长,预报结果渐渐偏离实测流量过程线.这表明预报的不确定性随预见期的延长而增大.

不同预见期所选 9 场洪水的确定性系数如表 4 所示.从表 4 可以看出,随着预见期的延长,预报的确定

表 2 19820619 号洪峰流量概率预报结果

Table 2 Probability forecasting results of peak discharge of flood (No. 19820619)

超过概率/%	1	2	5	10	20	50
流量/($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)	1 720	1 710	1 700	1 690	1 680	1 650

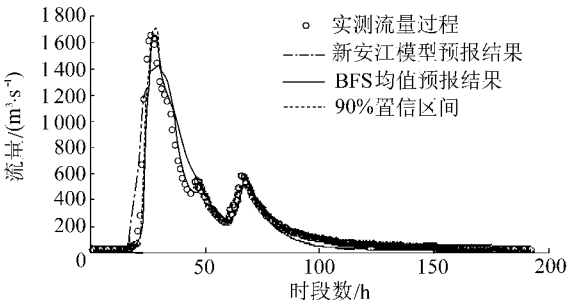


图 2 19820619 号洪水预见期 $n = 1\text{ h}$ 预报结果

Fig. 2 Forecasting results of flood (No. 19820619) when forecast lead time $n = 1\text{ h}$

性系数有不断降低的趋势,但在 $n = 2\text{ h}$ 和 $n = 3\text{ h}$ 时,还能够保证较好的预报精度。

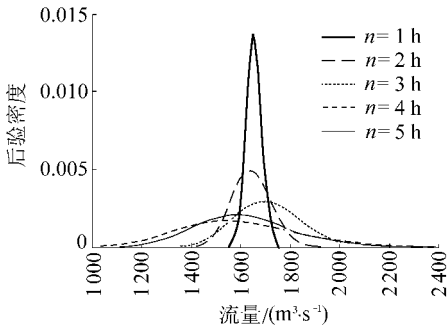


图3 19820619 场洪水不同预见期对应洪峰流量的后验密度
Fig. 3 Posterior densities at different forecast lead time for flood (No. 19820619)

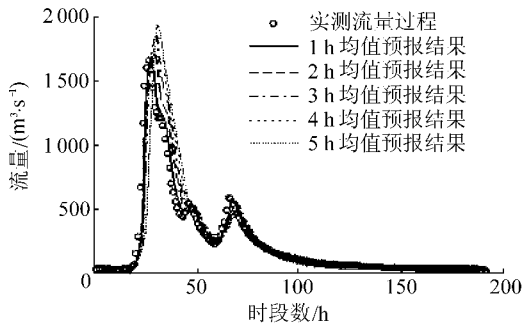


图4 19820619 号洪水不同预见期均值预报结果
Fig. 4 Forecasted average discharge of flood (No. 19820619) at different forecast lead time

3 BFS 的改进

概率预报结果表明,在流量量级较小的情况下不确定性较大,流量量级较大的情况下不确定性较小.针对这种情况,本文提出了改进 HUP 的分段似然函数,进而改进了 BFS.

分析各时刻的后验概率分布,并统计各时刻流量后验分布的离势系数 C_v ,发现 C_v 随着流量的增大呈现一定的递减关系,如图 5 所示.

从图 5 可以看出,当流量小于 $300\text{ m}^3/\text{s}$ 时, C_v 递减速度较快,而当流量大于 $300\text{ m}^3/\text{s}$ 时, C_v 开始逐渐稳定,且流量越大, C_v 的值越稳定.该算例表明,采用新安江模型结合 BFS 进行概率预报,对较大流量的预报具有较小的不确定性,而对较小流量的预报具有相对较大的不确定性.这对洪峰的概率预报是有利的.尽管预报的确定性系数有所提高,但总体来说,大于某一值的流量(本例此流量值是 $300\text{ m}^3/\text{s}$)要比小于该值的流量具有更好的预报效果.这与对原始数据进行对数转换有关.

3.1 数据拉伸分析

从以上描述可知,历史实测流量和模拟流量都进行了对数化处理.假设实测流量值和模拟流量值分布符合某种线型,那么,对数处理后的数据离散性会发生一定的变化,这种离散性变化是有规律的.

对线型对应的函数求导,可以得到该函数曲线上任意点处的变化率(斜率),以 k 表示.从图 6 可以看出,

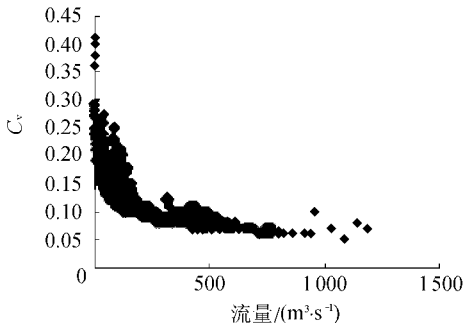


图5 C_v 与流量(BFS 均值预报结果)相关关系
Fig. 5 Correlation between C_v and average discharge forecasted by BFS model

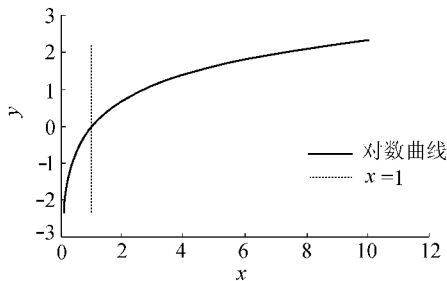


图6 对数曲线
Fig. 6 Logarithmic curve

k 随着横坐标值的增大而减小. 这样必然会导致一个结果 : 当 $k > 1$ 时 , 原始值被正拉伸 , 对应数据的离散度增大 ; 当 $k < 1$ 时 , 原始值被负拉伸 , 对应数据的离散度变小 ; $k = 1$ 时 , 原始值不变 . 从图 6 还可以看出 : 进行对数转换后的值在数据较小点的偏离程度比未处理之前要大 , 即增大离散度 , 减小拟合度 ; 而数据较大点的偏离程度要比未处理之前小 , 即降低离散度 , 增加拟合度 .

3.2 模型改进

根据统计计算结果 , 可以得到 C_v 趋于稳定转折点的流量值 , 以 $Q_{\text{稳}}$ 表示 . 流量的最小值以 Q_{min} 表示 , 最大流量值以 Q_{max} 表示 , 可将流量范围分为 2 段 , 区间分别为 $(Q_{\text{稳}}, Q_{\text{max}})$ 和 $(Q_{\text{min}}, Q_{\text{稳}})$. 对于似然函数 , 区间 $(Q_{\text{min}}, Q_{\text{稳}})$ 内的流量值采用威布尔分布 , 区间 $(Q_{\text{稳}}, Q_{\text{max}})$ 内的流量值采用对数威布尔分布 . 分段之后的似然函数 , 在流量范围内均可达到较好的拟合效果 .

3.3 结果统计

对所选 9 场洪水进行概率预报 , 统计洪量误差、洪峰误差及确定性系数 , 并与改进之前的每场洪水预报的确定性系数进行对比 (表 5) , 可以发现 , 改进后的模型预报结果确定性系数较好 , 并有总体略好于改进前的预报效果 . 由于所选流域概率预报确定性系数已经很高 , 很难体现出改进后模型的优越性 . 图 7 给出了 19820619 洪水的预报结果过程线 . 对比图 7 与图 2 可以发现 , 在大流量时 , 二者均与实测流量相差很小 , 但在小流量处 , 改进前的模型预报结果明显较改进后的模型预报结果偏离实测流量过程 . 这说明 , 改进后的模型不仅能在大流量处获得与改进前模型相近的预报效果 , 也能在小流量处保持较好的效果 .

表 5 改进前后 BFS 预报结果对比 ($n = 1 \text{ h}$)

Table 5 Comparison of forecasting results of BFS and improved BFS ($n = 1 \text{ h}$)

洪 号	洪量 误差 / %	洪峰流量 误差 / %	确定性系数	
			改进前	改进后
19820619	- 3	- 9	0.97	0.97
19830529	2	- 9	0.98	0.98
19830614	0	- 9	0.97	0.98
19830620	- 1	- 11	0.97	0.98
19840402	- 5	- 8	0.98	0.98
19850703	0	- 19	0.96	0.95
19860704	5	- 5	0.97	0.97
19870620	- 4	- 10	0.97	0.97
19880621	- 9	- 7	0.98	0.97

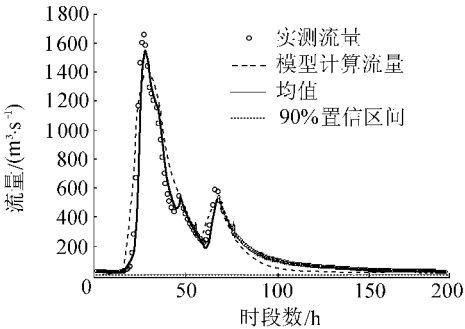


图 7 19820619 次洪 BFS 均值及 90% 置信区间 ($n = 1 \text{ h}$)
Fig. 7 Average discharge and 90% confidence interval results of flood (No. 19820619) simulated by BFS model

本例由于本次洪水各时刻流量预报结果的 90% 置信区间与对应预报均值结果相差很小 , 因此 , 图 7 中 90% 置信区间的流量过程线与预报均值结果过程线几乎完全重合 .

为了研究改进后 BFS 的优越性 , 对预见期 $n > 1 \text{ h}$ ($n = 2 \text{ h}$, $n = 3 \text{ h}$, $n = 4 \text{ h}$, $n = 5 \text{ h}$) 进行了概率预报研究 . 统计不同预见期预报结果的确定性系数 , 并与 BFS 对应预见期预报结果的确定性系数进行对比 , 结果如表 6 所示 .

表 6 改进前后 BFS 预报结果的确定性系数对比

Table 6 Comparison of coefficients of determination of BFS and improved BFS

洪 次	$n = 1 \text{ h}$		$n = 2 \text{ h}$		$n = 3 \text{ h}$		$n = 4 \text{ h}$		$n = 5 \text{ h}$	
	BFS	改进 BFS	BFS	改进 BFS	BFS	改进 BFS	BFS	改进 BFS	BFS	改进 BFS
19820619	0.97	0.97	0.90	0.99	0.82	0.99	0.74	0.98	0.60	0.94
19830529	0.98	0.98	0.91	0.99	0.81	0.92	0.72	0.98	0.63	0.98
19830614	0.97	0.97	0.89	0.99	0.81	0.99	0.74	0.98	0.72	0.95
19830620	0.97	0.97	0.90	0.99	0.82	0.99	0.74	0.98	0.69	0.97
19840402	0.98	0.98	0.95	0.99	0.89	0.99	0.84	0.99	0.80	0.99
19850703	0.96	0.96	0.88	0.95	0.81	0.93	0.71	0.82	0.69	0.89
19860704	0.97	0.97	0.93	0.97	0.86	0.99	0.78	0.93	0.72	0.95
19870620	0.97	0.97	0.90	0.99	0.81	0.99	0.78	0.97	0.71	0.96
19880621	0.98	0.98	0.93	0.99	0.85	0.99	0.80	0.99	0.71	0.97

从表6可以看出,随着预见期的延长,BFS预报结果的确定性系数减小,精度降低,不确定性增大;而改进后的BFS,其预报结果在不同预见期(本文说明至少在 $n < 6\text{ h}$ 时)均能达到较好的效果。

综合分析可知,本文提出的分段威布尔分布,不仅能够适应流量量级较大的流域的洪水预报,在流量级别较小的流域洪水预报中也具有较好的适应性。此外,在预见期较长时,改进的BFS在研究流域较BFS有更强的稳定性和适应性。

4 结 论

a. BFS是利用确定性水文模型进行水文概率预报的一个通用理论框架,可以与任何确定性水文模型进行耦合使用。贝叶斯概率洪水预报模型不依赖于确定性水文模型的内部结构,不局限于水文模型的解析表达式,可以与任何复杂的水文模型相耦合,这扩大了BFS的应用范围,表明BFS有着很广阔的发展空间。

b. 本文对原概率预报模型在大流量时预报不确定性较小,而在小流量时预报结果不确定性较大的情况进行了分析,并提出了将似然函数中的威布尔分布进行分段处理的方法,对原模型进行了改进。应用结果表明,改进模型能在保证大流量时段预报精度的条件下,降低小流量预报的不确定性,提高模型预报精度。

参考文献:

- [1] 梁忠民,李磊,王军,等. 考虑参数和线型不确定性的水文设计值估计的贝叶斯方法[J]. 天津大学学报, 2010, 43(5): 379-384. (LIANG Zhong-min, LI Lei, WANG Jun, et al. Bayesian method for hydrological frequency analysis considering uncertainties of parameter and mode[J]. Journal of Tianjin University, 2010, 43(5): 379-384. (in Chinese))
- [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 Zhong-min, DAI Rong, LI Bin-quan. A review of hydrological uncertainty analysis based on Bayesian theory[J]. Advances in Water Science, 2010, 21(2): 274-281. (in Chinese))
- [3] 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 Zhong-min, DAI Rong, WANG Jun, 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))
- [4] 梁忠民,戴荣,雷杨,等. 基于贝叶斯理论的水文频率分析方法研究[J]. 水力发电学报, 2009, 28(4): 22-26. (LIANG Zhong-min, DAI Rong, LEI Yang, et al. Hydrological frequency analysis based on Bayesian theory[J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2009, 28(4): 22-26. (in Chinese))
- [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 Yu, LIANG Zhong-min. Application research of BFS to flood forecasting[J]. Water Resources and Power, 2009, 27(5): 44-47. (in Chinese))
- [6] 钱名开,徐时进,王善序,等. 淮河息县站流量概率预报模型研究[J]. 水文, 2004, 24(2): 23-25. (QIAN Ming-kai, XU Shi-jin, WANG Shan-xu, et al. Study on the probability flood forecasting model at Xixian Gauging Station of Huaihe River Basin[J]. Hydrology, 2004, 24(2): 23-25. (in Chinese))
- [7] 王善序. 贝叶斯概率水文预报简介[J]. 水文, 2001, 21(5): 33-34. (WANG Shan-xu. Introduction on probability hydrology forecast based on Bayes theory[J]. Hydrology, 2001, 21(5): 33-34. (in Chinese))
- [8] 张洪刚,郭生练,刘攀,等. 基于贝叶斯分析的概率洪水预报模型研究[J]. 水电能源科学, 2004, 22(1): 22-25. (ZHANG Hong-gang, GUO Shen-lian, LIU Pan, et al. Probabilistic flood forecasting model based on Bayesian method[J]. Water Resources and Power, 2004, 22(1): 22-25. (in Chinese))
- [9] KRZYSZTOFOWICZ R.. Bayesian theory of probabilistic forecasting via deterministic hydrologic mode[J]. Water Resources Research, 1999, 35(9): 2739-2750.
- [10] KRZYSZTOFOWICZ R, KELLY K S. Hydrologic uncertainty processor for probabilistic river stage forecasting[J]. Water Resources Research, 2000, 36(11): 3265-3277.
- [11] KELLY K S, KRZYSZTOFOWICZ R. A bivariate meta-Gaussian density for use in hydrology[J]. Stochastic Hydrology and Hydraulics, 1997, 11(1): 17-31.
- [12] KRZYSZTOFOWICZ R, KELLY K S. Bayesian analysis of seasonal runoff forecasts[J]. Stochastic Hydrology and Hydraulics, 1991, 5: 295-322.
- [13] KRZYSZTOFOWICZ R. A theory of flood warning system[J]. Water Resources Research, 1993, 29(12): 3981-3994.