

月蒸散发能力解集模型研究

李相虎,任立良,王贵作,刘晓帆

(河海大学水文水资源与水利工程科学国家重点实验室,江苏 南京 210098)

摘要 针对目前研究蒸散发能力解集方面的不足,对联合期望-方差模型进行改进并进一步扩展,建立了将月蒸散发能力解集到日蒸散发能力的解集模型.将模型应用于梅山气象站,1980~1985 年蒸发资料用于确定模型参数,1986~1987 年资料被合并为月蒸发量用于模型解集计算.结果表明,解集产生的日蒸发量序列随季节的变化趋势与观测值一致,并且变化幅度也与观测值基本一致,日蒸发量观测值与解集值的均值和标准差很接近,部分月份二者几乎相等.所建立的解集模型能够很好地将月蒸发量序列解集到日蒸发量序列,并充分反映日蒸发量的时间变异特性.

关键词 蒸散发能力 联合期望-方差模型 解集

中图分类号 P426.2 **文献标识码** A **文章编号** 1000-1980(2008)03-0295-05

流域蒸散发是水量平衡的重要组成部分,也是流域水文模型的关键环节.它既包括从地表和植物表面的水分蒸发,也包括植物表面和植物体内的水分蒸腾^[1].迄今已开发了多种估算蒸散发能力的模型,从最简单的单气候变量动力方程到复杂的能量平衡-空气动力学综合方程^[2-5],其中 Penman-Monteith^[6]模型和 Shuttleworth-Wallace^[7]模型基于全面的大气物理和植被生理理论,其假设有坚实的理论基础,是研究蒸散发较为理想的模型,得到了广泛应用.但目前这类模型所需的多个参数通常只有低时间分辨率上的观测值,而高时间分辨率的详尽资料不易获得.另一方面,在研究未来气候变化对水资源的影响时,大气环流模式(GCM)输出的影响蒸发的气象因子如气温、湿度、辐射、风速等要素都是低分辨率值,因此,利用这些资料估算出的蒸散发能力的时间分辨率也较低,这显然不能满足区域水文模拟的需要.因此,研究将大时间尺度上的蒸散发能力解集到小时间尺度上就显得十分重要.

目前在研究雨量资料的解集方面成果颇丰,苏凤阁等^[8]分别利用均匀解集和指数解集 2 种方法把淮河流域月降雨资料分解成日降雨资料.陈喜等^[9]研究了日雨量的随机解集模式. Gyasi-Agyei 等^[10-12]也对雨量资料的解集进行了研究.但对蒸散发能力解集的研究并不多,大多数学者都是将月蒸散发能力简单平均解集到日,认为月内各天蒸散发能力为一常数,这样做无疑是均化了日蒸散发能力的变异性. Yang 等^[13]利用联合期望-方差模型研究了将周蒸散发能力解集为日蒸散发能力,并考虑了蒸散发能力在不同时期的变化特点,取得了较好的结果.本文在 Yang 等研究的基础上对联合期望-方差模型进行改进并进一步扩展,使其能够应用于将月蒸散发能力解集为日蒸散发能力,为解决区域水文模拟中资料匮乏问题提供一个新的途径.

1 研究区概况

本研究采用淮河史灌河流域的梅山气象站 1980~1987 年蒸发皿观测的日蒸发量资料,其中 1980~1985 年资料用于模型拟合和参数确定,1986~1987 年资料被合并为月蒸发量用于模型解集计算.梅山气象站位于北纬 31°41′、东经 115°53′,地处我国南北气候过渡带,气候温和,年平均气温为 11~16℃.蒸发量年际变化不大,年内随季节不同发生周期性变化,月平均日蒸发量 5 月、8 月为最大,接近 4 mm,而 12 月、1 月为最小,只有不到 1 mm.年内日蒸发量的变化幅度也随季节不同发生周期性变化,冬季变幅很小,日蒸发量都集中在平均值附近,而夏季变幅明显增大,7 月方差达 6 mm.

收稿日期 2007-06-05

基金项目 国家重点基础研究发展计划(973 计划)(2006CB400502)

作者简介 李相虎(1980—),男,甘肃庆阳人,博士研究生,主要从事水文水资源及水文过程模拟研究.

2 日蒸散发量序列模拟^[13]

日蒸散发量序列具有明显的周期性以及自相关现象,因此可用傅立叶级数前4项 $\cos \frac{2\pi t}{365}$, $\sin \frac{2\pi t}{365}$, $\cos \frac{4\pi t}{365}$ 和 $\sin \frac{4\pi t}{365}$ 反映日蒸散发量的季节变化;用一阶自回归项 y_{t-1} 反映日蒸散发量序列的自相关,建立如下回归模型:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^2 \left[\alpha_{2j-1} \cos \frac{2\pi jt}{365} + \alpha_{2j} \sin \frac{2\pi jt}{365} \right] + \alpha_5 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中: y_t ——第 t 日蒸散发量; α_i ——待估参数; ε_t ——随机变量,其期望为0.式(1)可表示为期望形式:

$$\mu_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^2 \left[\alpha_{2j-1} \cos \frac{2\pi jt}{365} + \alpha_{2j} \sin \frac{2\pi jt}{365} \right] + \alpha_5 y_{t-1} \quad (2)$$

假定 $\{\varepsilon_t\}$ 服从正态分布,即 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$, σ_t^2 随时间而变化,则 $\varepsilon_t^2/\sigma_t^2 \sim \chi^2(1)$, $E(\varepsilon_t^2/\sigma_t^2) = 1$, 于是有 $\varepsilon_t^2 \sim \Gamma(0.5, 0.5\sigma_t^2)$, $E(\varepsilon_t^2) = \sigma_t^2$. $\{\varepsilon_t^2\}$ 具有 Γ 分布的特点,则 ε_t^2 可由广义线性模型(GLM)来模拟,所以有

$$h[E(\varepsilon_t^2)] = h(\sigma_t^2) = \xi_t' \beta \quad (3)$$

式中: $h(\cdot)$ ——单调的联系函数,本文取为平方根变换; β ——待估参数; ξ_t ——自变量,为计算方便,这里同样取为傅立叶级数的前4项,即:

$$\sigma_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^2 \left[\beta_{2j-1} \cos \frac{2\pi jt}{365} + \beta_{2j} \sin \frac{2\pi jt}{365} \right] \quad (4)$$

式(2)和式(4)即为联合期望-方差模型.估计参数时,首先假定 ε_t 等方差,用加权最小二乘法,以方差为权重,估计式(2)中的参数,算出残差后再用极大似然法估计式(4)中的参数,不断循环以上步骤,直到最大参数的变化量小于0.1%时,即认为参数已收敛.

3 月蒸散发解集模型及验证

3.1 月蒸散发解集模型

根据多元正态分布理论,如果有 p 维随机向量 Y 服从多元正态分布,即 $Y \sim N(\mu, \Sigma)$ (其中 $Y = (Y_1, Y_2)'$, μ 和 Σ 分别为期望向量和协方差矩阵),则在给定 Y_2 后, Y_1 服从以下正态分布:

$$Y_1 | Y_2 \sim N_r(\mu_1 + \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} (Y_2 - \mu_2), \Sigma_{11} - \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21}) \quad (5)$$

根据这一理论,本文构造向量 Y_n 为以下形式:

$$Y_n = (y_1, y_2, \dots, y_{i-1}, y_i, y_0, y_n^*, y_{n+1}^*)' \quad (6)$$

式中: n ——月份; $y_1, y_2, \dots, y_i$ ——第 n 月的日蒸散发量; i ——第 n 月的天数; y_0 ——第 $n-1$ 月最后一天的蒸散发量; y_n^* ——第 n 月的月蒸散发量; y_{n+1}^* ——第 $n+1$ 月的月蒸散发量(当 n 为1时,去除 y_0 项;当 n 为最大月时,去除 y_{n+1}^* 项).只要求得 Y_n 的期望 μ 和协方差矩阵 Σ ,在已知 y_0, y_n^* 和 y_{n+1}^* 时就可按式(5)求得第 n 月日蒸散发量的分布.

为求 Y_n 的期望 μ 和协方差矩阵 Σ ,构造另一向量 $\hat{Y}_n$,使得 $Y_n = A\hat{Y}_n$, $\hat{Y}_n$ 由第 $n-1$ 月最后一天的蒸散发量、第 n 月的日蒸散发量和第 $n+1$ 月的日蒸散发量组成,即: $\hat{Y}_n = (y_0, y_1, y_2, \dots, y_{i-1}, y_i, y_{i+1}, \dots, y_{i+j})'$, 其中 j 为第 $n+1$ 月的天数,而 A 为以下形式(以2月为例):

$$A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 \\ A_3 & A_4 \end{bmatrix}_{31 \times 60} \quad (7)$$

其中

$$A_1 = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}_{28 \times 29} \quad A_2 = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix}_{28 \times 31} \quad A_3 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix}_{3 \times 29} \quad A_4 = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 \\ 1 & \cdots & 1 \end{bmatrix}_{3 \times 31}$$

这样, μ 和 Σ 便可由 $\hat{Y}_n$ 的期望 $\hat{\mu}$ 和协方差矩阵 $\hat{\Sigma}$ 来计算,即:

$$\mu = A\hat{\mu} \quad \Sigma = A\hat{\Sigma}A' \quad (8)$$

而 $\hat{Y}_n$ 全部由日蒸散发量组成,其性质可由前面拟合的联合期望-方差模型得出. 为方便求解 $\hat{\mu}$ 和 $\hat{\Sigma}$, 分别将式(2)和式(4)中的 $\cos$ 项与 $\sin$ 项合并,合并后 μ_t 与 σ_t 表达式^[13] 分别为

$$\mu_t = \alpha'_0 + \sum_{j=1}^2 \alpha'_j \cos[2\pi(\omega_j t - \delta_j)] + \alpha'_3 y_{t-1}$$

(9)

$$\sigma_t = \beta'_0 + \sum_{j=1}^2 \beta'_j \cos[2\pi(\omega_j t - \varphi_j)]$$

(10)

式中: $\omega_j = \frac{j}{365}$, $\alpha'_0 = \alpha_0$, $\alpha'_1 = \sqrt{\alpha_1^2 + \alpha_2^2}$, $\alpha'_2 = \sqrt{\alpha_3^2 + \alpha_4^2}$, $\alpha'_3 = \alpha_5$, $\beta'_0 = \beta_0$, $\beta'_1 = \sqrt{\beta_1^2 + \beta_2^2}$, $\beta'_2 = \sqrt{\beta_3^2 + \beta_4^2}$, $\delta_1 = \frac{1}{2\pi} \arctan \frac{\alpha_2}{\alpha_1}$, $\delta_2 = \frac{1}{2\pi} \arctan \frac{\alpha_4}{\alpha_3}$, $\varphi_1 = \frac{1}{2\pi} \arctan \frac{\beta_2}{\beta_1}$, $\varphi_2 = \frac{1}{2\pi} \arctan \frac{\beta_4}{\beta_3}$. 于是 y_t 变为以下形式:

$$y_t = \alpha'_0 + \sum_{j=1}^2 \alpha'_j \cos[2\pi(\omega_j t - \delta_j)] + \alpha'_3 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(11)

式中: $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$, σ_t 由式(10)确定. 对式(11)进行变换化简并取期望,得

$$E(y_t) = \frac{\alpha'_0}{1 - \alpha'_3} + \sum_{j=1}^2 \alpha'_j \left\{ \frac{\cos[2\pi(\omega_j t - \delta_j)] - \alpha'_3 \cos[2\pi(\omega_j(t+1) - \delta_j)]}{1 - 2\alpha'_3 \cos(2\pi\omega_j) + \alpha'^2_3} \right\}$$

(12)

式(11)中随机量只有 ε_t 项,并且 $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s)$ 在 $s = t$ 时为 σ_t^2 , 在 $s \neq t$ 时为 0, 所以

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-k}) = \text{Cov}\left(\sum_{r=0}^{\infty} \alpha'_3 \varepsilon_{t-r}, \sum_{r=0}^{\infty} \alpha'_3 \varepsilon_{t-k-r}\right) = \sum_{r=k}^{\infty} \alpha'^{2r-k}_3 \sigma_{t-r}^2$$

(13)

根据式(10)对式(13)进一步转换,最终得^[13]

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-k}) = \alpha'^6_3 \sum_{p=0}^6 \gamma_p \left\{ \frac{\cos[2\pi(\omega'_p(t-k) - \varphi'_p)] - \alpha'^2_3 \cos[2\pi(\omega'_p(t-k+1) - \varphi'_p)]}{1 - 2\alpha'^2_3 \cos(2\pi\omega'_p) + \alpha'^4_3} \right\}$$

(14)

其中

$$\begin{cases} \gamma_0 = \beta'^2_0 + \frac{\beta'^2_1 + \beta'^2_2}{2}, \gamma_1 = 2\beta'_0\beta'_1, \gamma_2 = 2\beta'_0\beta'_2 \\ \gamma_3 = \frac{\beta'^2_1}{2}, \gamma_4 = \frac{\beta'^2_2}{2}, \gamma_5 = \beta'_1\beta'_2, \gamma_6 = \beta'_1\beta'_2 \\ \omega'_0 = 0, \omega'_1 = \omega_1, \omega'_2 = \omega_2, \omega'_3 = 2\omega_1, \omega'_4 = 2\omega_2, \omega'_5 = \omega_1 + \omega_2, \omega'_6 = \omega_1 - \omega_2 \\ \varphi'_0 = 0, \varphi'_1 = \varphi_1, \varphi'_2 = \varphi_2, \varphi'_3 = 2\varphi_1, \varphi'_4 = 2\varphi_2, \varphi'_5 = \varphi_1 + \varphi_2, \varphi'_6 = \varphi_1 - \varphi_2 \end{cases}$$

(15)

联合利用式(5), (8), (12) 以及式(14), 可求得逐月日蒸散发量的条件分布, 将月蒸散发量解集为日蒸散发量.

3.2 模型验证

采用淮河史灌河流域梅山气象站 1980 ~ 1985 年蒸发皿观测的日蒸发量资料拟合的联合期望-方差模型参数如表 1 所示. 为了检验残差 $\{\varepsilon_t\}$ 服从正态分布 $N(0, \sigma_t^2)$ 的假设, 分别作模拟值-残差图(图 1)和残差分位数-标准正态分位数图(图 2). 从图 1 可看出, 残差分布除个别点较远外, 其余都在以 0 为中心的带状区域内, 图 2 点分布也近似呈一直线, 因此可以确定, 残差 $\{\varepsilon_t\}$ 服从正态分布的假设是成立的.

表 1 联合期望-方差模型参数
Table 1 Parameters of the expectation-variance model

<i>i</i>	α_i	β_i
0	1.017	1.206
1	-0.750	-0.795
2	0.043	0.120
3	0.076	0.031
4	-0.075	-0.099
5	0.549	

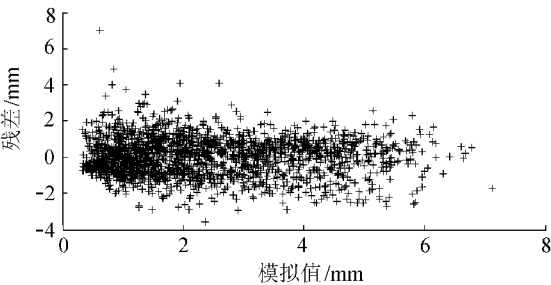


图 1 模拟值-残差

Fig.1 Estimated value-residuals

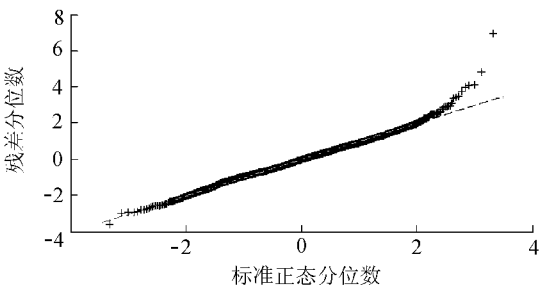


图 2 残差分位数-标准正态分位数

Fig.2 Quantiles of residuals-standard normal quantiles

利用改进的解集模型对合并生成的 1986 ~ 1987 年月蒸发量进行解集,产生的日蒸发量序列如图 3 所示.解集产生的日蒸发量虽不能和观测值一一对应,但日蒸发量序列随季节的变化趋势与观测值基本一致,二者的均值很接近,部分月份甚至相等(表 2).另外,解集产生的日蒸发量的变化幅度也与观测值基本一致,从表 2 可看出二者的标准差也很接近.因此,该解集模型能够很好地将月蒸发量序列解集到日蒸发量序列,产生的日蒸发量序列很好地体现了日蒸发量的变化特点.

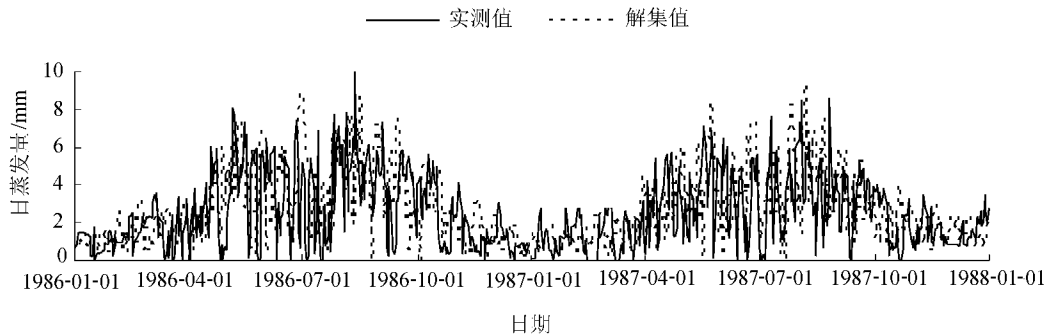


图3 解集产生的 1986 ~ 1987 年日蒸发量序列

Fig.3 Downscaled daily evaporation in 1986—1987

表2 日蒸发量观测值与解集值的均值与标准差对比

Table 2 Mean value and standard deviations between observed and downscaled value

月份	1986 年				1987 年			
	均值		标准差		均值		标准差	
	观测值	解集值	观测值	解集值	观测值	解集值	观测值	解集值
1	0.942	0.942	0.547	0.381	1.071	1.111	0.791	0.443
2	1.489	1.489	0.609	0.806	1.211	1.211	1.045	0.661
3	1.787	1.852	1.129	0.659	1.523	1.575	1.140	0.943
4	2.507	2.507	1.814	1.296	3.113	3.113	1.653	1.234
5	4.335	4.335	2.318	1.973	3.755	3.877	1.966	1.858
6	3.623	3.766	2.022	2.138	3.543	3.846	1.919	1.922
7	3.261	3.511	2.506	2.179	3.265	3.527	2.261	2.134
8	4.997	4.997	1.676	1.965	4.426	4.426	2.012	1.907
9	3.610	3.735	1.882	1.685	3.333	3.459	1.475	1.246
10	2.687	2.687	1.693	1.385	1.987	2.052	1.362	0.841
11	1.397	1.514	0.990	0.843	1.573	1.629	0.766	0.593
12	1.000	1.080	0.709	0.500	1.587	1.587	0.737	0.507

4 结 论

本文针对目前研究蒸散发能力解集方面的不足,在前人研究的基础上对联合期望-方差模型进行改进并进一步扩展,建立了将月蒸散发能力解集到日蒸散发能力的解集模型.该模型解集产生的日蒸散发量不能和观测值一一对应,而以精确反映日蒸散发量的变化特点为主要目标.将模型应用于梅山气象站 1986 ~ 1987 年合并的月蒸发量,解集产生的日蒸发量序列随季节的变化趋势与观测值一致,二者的均值很接近,部分月份甚至相等.解集产生的日蒸发量的变化幅度也与观测值基本一致,二者的标准差近乎相等.因此,所建立的解集模型能够很好地将月蒸发量序列解集到日蒸发量序列,使其充分反映日蒸发量的时间变异特性.

参考文献：

[1] BURMAN R,POCHOP L O.Developments in atmospheric science,22 :evaporation,evapotranspiration and climate data[M].Netherlands : Elsevier Science,1994 :73-104.

[2] ZHOU Mai-chun,ISHIDAIRA H,HAPUARACHCHI H P,et al.Estimating potential evapotranspiration using Shuttleworth-Wallace model and NOAA-AVHRR NDVI data to feed a distributed hydrological model over the Mekong river basin[J].Journal of Hydrology,2006,327 :

151-173.

- [3] 张晓涛,康绍忠.利用蒸发计估测参考作用蒸发蒸腾量的试验研究[J].水利水电科技进展,2007,27(1):91-94.
- [4] 闵騫.水面蒸发计算模型研究[J].水利水电科技进展,2003,23(1):41-44.
- [5] 黄贤庆,刘新仁.大尺度蒸发模型研究[J].河海大学学报:自然科学版,2000,28(4):13-18.
- [6] MONTEITH J L. Evaporation and environment, symposium of the society for experimental biology [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1965: 205-234.
- [7] SHUTTLEWORTH W J, WALLACE J S. Evaporation from sparse crops-an energy combination theory [J]. Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society, 1985, 111: 839-855.
- [8] 苏凤阁,郝振纯.水文模型中雨量资料的解集分析及应用[J].气候与环境研究,2001,6(2):261-266.
- [9] 陈喜,陈永勤.日雨量随机解集模式研究[J].水利学报,2001(4):47-52.
- [10] GYASI-AGYEI Y. Stochastic disaggregation of daily rainfall into one-hour time scale [J]. Journal of Hydrology, 2005, 309: 178-190.
- [11] MOLNAR P, BURLANDO P. Preservation of rainfall properties in stochastic disaggregation by a simple random cascade model [J]. Atmospheric Research, 2005, 77: 137-151.
- [12] SIVAKUMAR B, SOROOSHIAN S, GUPTA V G, et al. A chaotic approach to rainfall disaggregation [J]. Water Resources Research, 2001, 37(1): 61-72.
- [13] YANG Chi, CHANDLER R E, ISHAM V S. Simulation and downscaling models for potential evaporation [J]. Journal of Hydrology, 2005, 302: 239-254.

Downscaling model of monthly potential evapotranspiration

LI Xiang-hu, REN Li-liang, WANG Gui-zuo, LIU Xiao-fan

(State Key Laboratory of Hydrology-Water Resources and Hydraulic Engineering,
Hohai University, Nanjing 210098, China)

Abstract: For further study on potential evapotranspiration downscaling, a model, which downscales the potential evaporation time step from monthly to daily, was established on the basis of modifying and improving the expectation-variance model. In a case study at Meishan station, the model parameters were calibrated using evaporation data from 1980 to 1985, and data from 1986 to 1987, after combined into monthly evapotranspiration, were used to downscale the calculation. The results show that the seasonal change of the downscaled daily evaporation sequences has the same tendency and extent as the observed data. The mean values and standard deviations of the downscaled daily evaporation are close to, and in some months even equal to, the observed data. Therefore, the downscaling model can successfully downscale monthly evaporation to daily sequences that reproduce the temporal variation characteristics of daily data.

Key words: potential evapotranspiration; the expectation-variance model; downscaling