

基于马尔可夫链的太湖流域典型地区年降水量分析与预测

张聪聪, 陈效民, 陈旭, 虞凯浩, 潘根兴, 张旭辉

(南京农业大学 资源与环境科学学院, 江苏 南京 210095)

摘要: [目的] 为了探讨如何预测太湖流域的年降水量, 发现年降水量的规律。[方法] 对太湖流域 1960—2010 年年降水量进行了分析, 运用加权马尔可夫链方法建立了该区年降水量预测模型。[结果] 太湖流域 20 世纪 60、70 和 80 年代研究区的年平均降水量均低于多年平均降水量; 该降水序列满足马尔可夫链的要求。建立了加权马尔可夫链模型, 并预测了 2011 年和 2012 年的年降水量, 预测值与实测值的相对误差分别为 6.59% 和 -10.74%; 平水年、偏枯年、偏丰年、枯水年和丰水年出现的概率分别为 0.268 5, 0.206 7, 0.184 5, 0.166 1 和 0.174 2。[结论] 马尔可夫链预测平水年的年降水量相对误差较小, 偏枯年和丰水年年降水量的相对误差较大; 平水年、偏枯年和偏丰年出现的概率较大。

关键词: 太湖流域; 加权马尔可夫链; 年降水量; 中长期预报

文献标识码: B

文章编号: 1000-288X(2015)01-0163-06

中图分类号: P463.23, S152.7

DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2015.01.031

Analysis and Prediction of Annual Precipitation Based on Weighted Markov Chain in Typical Region of Taihu Lake Basin

ZHANG Congcong, CHEN Xiaomin, CHEN Xu, YU Kaihao, PAN Genxing, ZHANG Xuhui

(College of Resources and Environmental Sciences, Nanjing Agricultural University, Nanjing, Jiangsu 210095, China)

Abstract: [Objective] To discuss how to forecast annual precipitation of the Taihu Lake basin and find regularity of annual precipitation. [Methods] Annual precipitation data of Taihu Lake basin from 1960 to 2010 were analyzed. The annual rainfall forecast model was established by the weighted Markov chain. [Results] The precipitation of the Taihu Lake basin was below average precipitation for years in the 1960s, 1970s and 1980s. Based on the verification of the Markov chain characteristics of precipitation, the weighted Markov chain model was used to predict the annual precipitation state and annual rainfall of 2011 and 2012, the relative errors were 6.59% and -10.74%. Analysis on Markov chain of various step size showed that the appearance probability of normal flow year, partial low flow year, partial flow year, low flow year and wet year was 0.268 5, 0.206 7, 0.184 5, 0.166 1 and 0.174 2, respectively. [Conclusion] The relative errors of weighted Markov chain precipitation simulation from 2002 to 2011 shows that the relative errors of wet year and partial low flow year are bigger and the normal flow year is smaller. The appearance probability of normal flow year, partial low flow year and partial flow year are larger.

Keywords: Taihu Lake basin; weighted Markov chain; annual precipitation; middle and long term forecast

降水是大气循环和水文循环中的重要因子, 是受气候变化影响最直接和最重要的因子之一。气候变化必将引起全球水文循环的变化, 并对降水、蒸发和土壤湿度等造成直接影响; 引起水资源在时间和空间上的重新分配以及水资源总量的改变, 增加洪涝等极端灾害发生的频率和强度, 进而使得区域水资源短缺

问题更加突出, 对人类社会水资源的开发、利用以及规划和管理等诸多环节造成严重影响, 并进一步影响生态环境与社会经济的可持续发展^[1]。长江中下游地区是我国降水量相对集中的地区。年降水量变化呈现增加的趋势, 但不显著; 其中 1983 年显著偏多(比常年偏多 20% 以上), 1966 和 1978 年显著偏少(比

收稿日期: 2014-01-09

修回日期: 2014-03-15

资助项目: 国家公益性行业(农业)科研专项“气候变化对农业生产的影响及应对技术研究”(200903003); 江苏高校优势学科建设工程项目
第一作者: 张聪聪(1987—), 男(汉族), 山东省东营市人, 硕士研究生, 研究方向为水土资源利用和管理。E-mail: 2011103093@njau.edu.cn。
通信作者: 陈效民(1957—), 男(汉族), 江苏省南京市人, 博士, 教授, 博士生导师, 主要从事水土资源利用与环境、土壤与环境物理过程研究。
E-mail: xmchen@njau.edu.cn。

年偏少 20% 以上)。近 50 a, 长江中下游地区年降水量在 1982 年以前(1960—1982 年)以偏少为主, 1983 年以后(1983—2002 年)以偏多为主。从季节角度的分析来看, 1959—2008 年, 长江中下游地区春季降水量年代际波动较大; 秋季降水量随年代明显减少; 夏、冬季降水量随年代呈增多趋势, 以 20 世纪 90 年代的增多趋势尤为明显, 进入 21 世纪则表现为减少趋势^[2]。

准确的进行降水量预测, 既是制定水资源开发利用策略的科学依据, 又是防灾、抗灾、救灾的有效指导。然而, 由于降水受地理位置、海陆分布、大气环流、下垫面条件等因素的综合影响, 其时空变化复杂, 这也增加了预测降水量的难度。传统的降水量预测方法主要有时间序列、灰色预测、神经网络、小波随机耦合、信息扩散近似推理等方法^[3-6]。在实际工作中, 通常需要预测出未来某时段降水量的适当变化区间, 进而预测某时段降水量的数值, 而马尔可夫链模型比较适合预测波动较大的随机动态过程^[7]。另外, 目前并未对太湖地区中长期年降水量序列进行过系统的分析预测。

本文选取 1960—2010 年太湖流域典型地区年降水量作为研究对象, 采用水利学上对降雨丰平枯频率要求设立分级标准, 并用加权马尔可夫链对研究区年降水量状态进行预测, 运用向量叠加法对降水量进行预测, 以期对当地的农田水分管理提供科学依据。

1 材料与方 法

1.1 研究区概况

典型研究区位于太湖地区的常熟市, 属亚热带季风气候, 全年温和湿润, 四季分明, 雨量充沛, 日照充足, 无霜期长。土壤为太湖地区典型的水稻土—乌栅土, 主要由湖积物和长江冲积母质发育而成, 土质黏重, 耕作层(0—14 cm)为壤质黏土, 犁底层(14—33 cm)为粘壤土, 潜育层(33—59 cm)为黏土。基地所在地长期实行稻麦水旱轮作, 每年 6—10 月为水稻种植期, 11 月至次年 5 月为冬小麦种植期。

1.2 气象资料

1960—2010 年太湖地区常熟市年降水量资料来源于常熟市气象局, 气象站站号为 58352, 气象站所在位置为北纬 31°39', 东经 120°46', 海拔高度 4.5 m, 年降水量为日降水量数据之和。

1.3 加权马尔可夫链的预测原理及步骤

马尔可夫过程是随机过程理论中的一种, 它是 20 世纪初由前苏联学者 Markov 首先提出的。自 20 世纪 60 年代以来, 马尔可夫过程理论得到了逐步完善^[8]。马尔可夫过程研究了事物的状态及状态转移规律, 通过对不同状态的初始概率及状态之间的转移

概率关系, 来确定状态的变化趋势, 从而达到预测未来状态的目的^[9-10]。“无后效性”是马尔可夫过程最基本的特征, 即某阶段的状态一旦确定, 则此后过程的演变不再受此前各种状态及决策的影响, 其未来与过去是独立的, 当前的状态是此前历史的一个完整总结, 此前的历史只能通过当前的状态去影响过程未来的演变^[11-13]。

加权马尔可夫预测模型的具体求解步骤如下^[14]:

(1) 建立分级标准确定状态空间, 据此确定序列中各个时段所处的状态。

(2) 对年降水量状态序列进行马氏性检验^[15]。

(3) 计算降水序列各阶自相关系数 r_k 。

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

式中: r_k ——第 k 阶(滞时为 k)自相关系数; x_i ——第 i 时段的年降水量; \bar{x} ——多年平均值; n ——时间长度。

(4) 对各阶自相关系数的规范化。

$$w_k = |r_k| / \sum_{k=1}^m |r_k| \quad (2)$$

式中: m ——预测时需要计算到的最大阶数, m 取值为 5。

(5) 对(1)式所得结果进行统计, 得到不同步长的马氏转移矩阵, 决定了年降水量状态转移过程中的概率法则。

(6) 分别以前面各自的年降水量为初始状态, 结合其相应的状态转移矩阵即可预测出该时段降水量的状态 $P_i^{(k)}$, i 为状态, k 为步长($k=1, 2, \dots, m$)。

(7) 将同一状态的各预测概率加权和作为年降水量处于该状态的预测概率, 即

$$P_i = \sum_{k=1}^m w_k P_i^{(k)} \quad (3)$$

$\max\{P_i, i \in I\}$ (I 为状态空间), 最大的 P_i 即为该年预测状态。

(8) 假设与所需预测年份相距步长为 k 的年份降水量的状态为 i , 用各状态均值向量 a_m 和步长为 k 的状态转移矩阵 P_k 的第 i 个行向量来叠加预测该年的年降水量值, a_m 由各状态上下限值求均值既得, 状态 1 的下限和状态 5 的上限分别取序列值的最小值和最大值^[16], 即

$$a_m = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N a_m^T P_k(i) \quad (i=1, 2, \dots, 5) \quad (4)$$

2 结果与分析

2.1 降水量的年变化特征

对常熟市水文观测站 51 a 的月降水量进行分析, 结果如表 1 所示。太湖流域降水年内分布不均, 主要

集中在 4—9 月份,该时间段的降水量约占年降水量的 62.0%。月最大降水量在 6 月,为 181.2 mm,最大月降水量占年降水量的 16.6%;降水量最小的月出现在 12 月,最小月降水量占全年降水量的 3.1%。

表 1 太湖流域典型地区水文站多年降水量年内分配

月份	平均降水量/mm	占全年降水量的比例/%
1	49.4	4.53
2	52.5	4.81
3	78.2	7.17
4	87.4	8.00
5	98.2	9.00
6	181.2	16.60
7	159.7	14.60
8	130.6	12.00
9	107.8	9.88
10	59.2	5.42
11	52.9	4.85
12	34.2	3.14
全年	1 091.3	100

2.2 不同年代降水量变化

利用距平分析法对太湖流域典型地区常熟气象站时段年降水量进行分析,结果如表 2 所示。20 世纪 60,70 和 80 年代,常熟气象站的年平均降水量均低于多年平均降水量,距平分别为 -3.4%, -8.9% 和 -1.8%;1990—1999 年和 2000—2009 年,距平值发生变化,常熟气象站的年平均降水量高于多年平均降水量,距平值分别为 7.2% 和 6.2%。

表 2 太湖流域典型地区水文站时段降水距平分析

时间	平均降水量/mm	距平值/%
1960—1969 年	1 053.7	-3.4
1970—1979 年	994.1	-8.9
1980—1989 年	1 071.8	-1.8
1990—1999 年	1 170.3	7.2
2000—2009 年	1 159.5	6.2

2.3 运用加权马尔可夫链对研究区年降水量状态预测
1960—2010 年降水序列的均值及均方差无偏估计值可由下式计算得出^[17]:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = 1081.1 \text{ mm}$$

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = 223.6 \text{ mm}$$

采用均方差法将降水序列分级。水文学中通常把降水量分成 5 种状态:枯水年、偏枯年、平水年、偏丰年、丰水年。因此,用均方差法把该序列分为 5 个区间,每个区间对应一个马尔可夫状态^[18](表 3)。

表 3 研究区年降水量分级

状态	年型	降水量分级标准	降水量数值区间/mm
1	枯水年	$x < \bar{x} - 1.0s$	$x < 857.5$
2	偏枯年	$\bar{x} - 1.0s \leq x < \bar{x} - 0.5s$	$857.5 \leq x < 969.3$
3	平水年	$\bar{x} - 0.5s \leq x < \bar{x} + 0.5s$	$969.3 \leq x < 1 192.9$
4	偏丰年	$\bar{x} + 0.5s \leq x < \bar{x} + 1.0s$	$1 192.9 \leq x < 1 304.7$
5	丰水年	$x \geq \bar{x} + 1.0s$	$x \geq 1304.7$

注:s 为多年降水量数据的标准差。

依据表 3 中的分级标准对研究区年 1960—2010 年年降水量进行分级,结果如表 4 所示。

表 4 研究区 1960—2010 年年降水量状态

年份	降水量/mm	状态	年份	降水量/mm	状态	年份	降水量/mm	状态
1960	1225.7	4	1977	1324.5	5	1994	852.4	1
1961	1351.3	5	1978	509.6	1	1995	1042.3	3
1962	1443.2	5	1979	848.7	1	1996	1307.6	5
1963	1145.0	3	1980	1158.8	3	1997	877.1	2
1964	1031.3	3	1981	1011.3	3	1998	1198.4	4
1965	905.0	2	1982	873.7	2	1999	1442.6	5
1966	942.3	2	1983	1076.5	3	2000	1121.5	3
1967	846.6	1	1984	979.4	3	2001	1502.2	5
1968	721.7	1	1985	1283.9	4	2002	1340.9	5
1969	766.4	1	1986	864.9	2	2003	885.1	2
1970	978.8	3	1987	1340.2	5	2004	1147.8	3
1971	779.9	1	1988	925.2	2	2005	934.7	2
1972	940.6	2	1989	1204.5	4	2006	1154.4	3
1973	840.5	1	1990	1295.6	4	2007	1177.8	3
1974	1270.1	4	1991	1493.5	5	2008	1196.5	4
1975	1230.5	4	1992	821.5	1	2009	1202.1	4
1976	889.7	2	1993	1371.9	5	2010	1059.5	3

对 1960—2012 年的年降水量资料进行马氏检验,由表 3 可知:

$$(f_{ij})_{5 \times 5} = \begin{bmatrix} 3 & 1 & 3 & 1 & 1 \\ 2 & 1 & 3 & 2 & 2 \\ 1 & 3 & 6 & 2 & 2 \\ 0 & 2 & 1 & 3 & 3 \\ 3 & 3 & 2 & 0 & 2 \end{bmatrix}$$

$$(P_{ij})_{5 \times 5} = \begin{bmatrix} 1/3 & 1/9 & 1/3 & 1/9 & 1/9 \\ 1/5 & 1/10 & 3/10 & 1/5 & 1/5 \\ 1/14 & 3/14 & 6/14 & 2/14 & 2/14 \\ 0 & 2/9 & 1/9 & 1/3 & 1/3 \\ 3/10 & 3/10 & 2/10 & 0 & 2/10 \end{bmatrix}$$

$$x^2 = 2 \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m f_{ij} \left| \ln \frac{P_{ij}}{P_j} \right| = 69.62, \text{ 给定显著水平}$$

$\alpha=0.05$,查表可得分为点 $x^2_{\alpha}(16) = 26.3$,因此 $x^2 > x^2_{\alpha}(m-1)^2$,故研究区的年降水量序列符合马尔可夫性质。

根据年降水量所处的状态,计算不同步长的马尔可夫链的状态概率转移矩阵。如 1960—2010 年年降水量状态为 1 的发生 9 次,第二年的年降水量状态分别为:状态为 1 发生 3 次,状态为 2 的发生 1 次,状态为 3 的发生 3 次,状态为 4 的发生 1 次,状态为 5 的发生 1 次,可以得到年降水量状态为 1 且步长为 1 的状态转移概率为:3/9,1/9,3/9,1/9,1/9。其它年份和步长的年降水量状态转移概率可以依此类推。经统计,得到不同步长的状态概率转移矩阵如下:

$$P^{(1)} = \begin{bmatrix} 3/9 & 1/9 & 3/9 & 1/9 & 1/9 \\ 2/10 & 1/10 & 3/10 & 2/10 & 2/10 \\ 1/12 & 3/12 & 4/12 & 2/12 & 2/12 \\ 0 & 2/9 & 1/9 & 3/8 & 3/8 \\ 3/10 & 3/10 & 2/10 & 0 & 2/10 \end{bmatrix}$$

$$P^{(2)} = \begin{bmatrix} 4/9 & 0 & 3/9 & 1/9 & 1/9 \\ 3/11 & 2/11 & 2/11 & 3/11 & 1/11 \\ 0 & 6/12 & 2/12 & 3/12 & 1/12 \\ 1/8 & 1/8 & 2/8 & 0 & 4/8 \\ 1/10 & 1/10 & 4/10 & 2/10 & 2/10 \end{bmatrix}$$

$$P^{(3)} = \begin{bmatrix} 1/9 & 4/9 & 3/9 & 1/9 & 0 \\ 3/10 & 0 & 2/10 & 4/10 & 1/10 \\ 2/12 & 3/12 & 4/12 & 2/12 & 1/12 \\ 2/7 & 1/7 & 1/7 & 0 & 3/7 \\ 1/9 & 2/9 & 3/9 & 1/9 & 2/9 \end{bmatrix}$$

$$P^{(4)} = \begin{bmatrix} 2/9 & 2/9 & 1/9 & 2/9 & 2/9 \\ 2/10 & 2/10 & 3/10 & 2/10 & 1/10 \\ 2/11 & 1/11 & 3/11 & 3/11 & 2/11 \\ 3/7 & 0 & 1/7 & 1/7 & 2/7 \\ 0 & 5/10 & 4/10 & 0 & 1/10 \end{bmatrix}$$

$$P^{(5)} = \begin{bmatrix} 2/9 & 3/9 & 2/9 & 1/9 & 1/9 \\ 1/10 & 0 & 3/10 & 1/10 & 5/10 \\ 2/10 & 3/10 & 1/10 & 4/10 & 0 \\ 2/7 & 2/7 & 2/7 & 1/7 & 0 \\ 2/10 & 2/10 & 3/10 & 1/10 & 2/10 \end{bmatrix}$$

根据 1960—2010 年研究区的降水量序列及其相应的状态概率,转移矩阵对 2011 年的降水状态进行预测。2006 年的年降水量状态为 3,距离 2011 年的步长为 5 步,就可以提取状态 3 的步长 5 的状态转移概率,依此类推,分别提取初始年份的状态和步长对应的状态转移概率,就可以组成研究区 2011 年的降水状态概率转移矩阵。计算结果见表 5。

由表 5 可知, $\max\{P_i, i \in I\} = 0.2520$,其中 $i=3$,即 2011 年研究区年降水量预测状态为 3(平水年),也就是年降水量在 969.3 < x < 1192 mm 之间而相应的 2011 年的实测值为 1023.9 mm,在此范围内,故降水状态预测准确。

表 5 研究区 2011 年降水状态预测结果

初始年	状态	滞时	权重	2011 年各降水状态概率				
				1	2	3	4	5
2010	3	1	0.4064	1/12	3/12	4/12	2/12	2/12
2009	4	2	0.1056	1/8	1/8	2/8	0	4/8
2008	4	3	0.2163	2/7	1/7	1/7	0	3/7
2007	3	4	0.1827	2/11	1/11	3/11	3/11	2/11
2006	3	5	0.0935	2/10	3/10	1/10	4/10	0
P_i (加权和)				0.1608	0.1904	0.2520	0.1550	0.2465

由表 6 可知,2011 年预测值为 1091.4 mm 与实测值相差不大,相对误差为 6.59%,与实测值比较吻合。

从数值上来说,由于中长期水文预报的复杂性,一般认为其相对误差 < 20% 就是令人满意的预测结果^[19-20]。

表 6 研究区 2011 年的预测降水量

初始年	滞时/a	状态	预测值/mm
2010	1	3	1 087.7
2009	2	4	1 171.6
2008	3	4	1 081.6
2007	4	3	1 097.9
2006	5	3	1 018.3
最终预测值			1 091.4

由表 7,8 可知, $\max\{P_i, i \in I\} = 0.279 7$, 其中 $i = 3$, 即研究区 2012 年的降水量状态为 3(平水年), 而相应的 2012 年的实测值为 1 183.5 mm, 属于平水年, 符合实际情况, 由表 8 可知, 2012 年预测值为 1 056.3 mm 与实测值相差不大, 相对误差为 -10.74%, 与实测值较吻合。可见加权马尔可夫模型的预测误差满足预测精度的要求, 说明该方法在预测中长期降水量中是可行的。

表 7 研究区 2012 年降水状态预测结果

初始年	状态	滞时	权重	2012 年各降水状态概率				
				1	2	3	4	5
2011	3	1	0.428 2	1/13	3/13	5/13	2/13	2/13
2010	3	2	0.158 2	0	6/12	2/12	3/12	1/12
2009	4	3	0.273 6	2/8	1/8	2/8	0	3/8
2008	4	4	0.133 0	3/7	0	1/7	1/7	2/7
2007	3	5	0.006 8	2/11	3/11	2/11	4/11	0
P_i (加权和)				0.159 6	0.213 9	0.279 7	0.126 9	0.219 7

表 8 研究区 2012 年的预测降水量

初始年	滞时/a	状态	预测值/mm
2011	1	3	1 086.3
2010	2	3	1 065.3
2009	3	4	1 080.9
2008	4	4	1 025.9
2007	5	3	1 023.1
最终预测值			1 056.3

于丰水年, 而 2006 年、2007 年、2010 年年降水量在年降水量分级中属于平水年, 预测值相对误差较小, 在 5% 以内。所以在中长期降水量预测中马尔可夫链模型对于偏枯年和丰水年的年降水量预测相对误差较大, 平水年的预测值相对误差较小。在预测 2002—2011 年年降水量的基础上运用马尔可夫链对 2013—2020 年年降水量进行预测, 结果见图 2。

2.4 马尔可夫链模型研究区年降水量的中长期预测

由马尔可夫链对 2002—2011 年研究区年降水量的预测结果(图 1, 表 9)来看, 预测 10 a 中误差小于 ±10%, ±15% 和 ±20% 分别占 60%, 70% 和 80%, 预测误差的最大值为 27.98%, 该年实测降水量为 885.1 mm, 较常年的平均值偏小, 在年降水量分级中属于偏枯年, 此外 2002 年的相对误差为 22.15%, 预测值的相对误差也比较大, 该年在年降水量分级中属

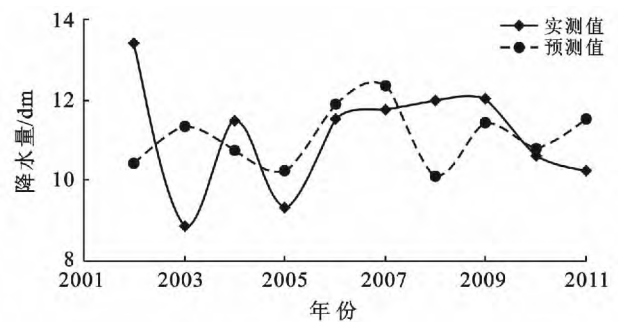


图 1 研究区 2002—2011 年年降水量实测值和预测值

表 9 研究区 2002—2011 年年降水量实测值和预测值相对误差

年份	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
相对误差/%	22.15	27.98	6.27	9.74	3.06	4.75	-15.36	-4.99	1.83	12.64

2.5 各种步长的马尔可夫链的特征分析

以相依性最强的步长为 2 的马尔可夫链的特征分析, 该马尔可夫链的 5 个状态都是相通的, 即对任意的 $i, j \in I, i, j, (i \neq j)$, 且是非周期的, 故这是一个不可约的正常返链。由马尔可夫链理论还知道此

链是遍历的(不可约、非周期、正常返), 因此, 此链存在唯一的平稳分布, 且此时的平稳分布即为它的极限分布^[12]。

设此链的平稳分布为 $\{\pi_j, j \in I\}$, 则由方程组

$$\sum_{j \in I} \pi_j = 1, \pi_j = \sum_{i \in I} \pi_i p_{ij} \quad (j \in I)$$

根据步长为 2 的转移矩阵概率 $P^{(2)}$, 可以得到降水量的平稳分布、极限分布与各状态的重现期如表 10 所示。

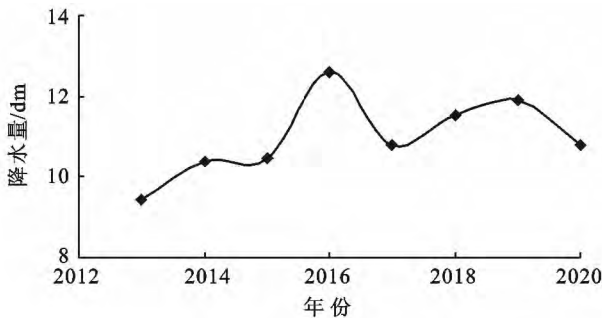


图 2 研究区 2013—2020 年年降水量预测

表 10 降水量的平稳分布、极限分布与各状态重现期

状态 j	1	2	3	4	5
π_i	0.166 1	0.206 7	0.268 5	0.184 5	0.174 2
$T_j = \mu_j$	6.02	4.84	3.72	5.42	5.74

表 10 中 μ_j 表示系统从状态 j 出发, 首次返回状态 j 的平均时间, $\pi_j = 1/\mu_j$ ($j=1, 2, \dots, 5$), 同时也是各状态的极限分布。由表 10 知, 状态 j 的重现期为 T_j ; 其对应概率 $P_j = 1/T_j$ 。各状态的重现期分别为 $T_1 = 6.02(a)$, $T_2 = 4.84(a)$, $T_3 = 3.72(a)$, $T_4 = 5.42(a)$, $T_5 = 5.74(a)$ 。

由此可见, 按本文确定的分级标准, 依现有的资料分析推断, 在长期过程中, 研究区平水年出现的机会最多, 平均 3.72 a 出现 1 次, 出现概率为 0.268 5; 偏枯年出现的机会次之, 平均每隔 4.84 a 出现 1 次, 出现的概率为 0.206 7; 偏丰年出现的机会再次之, 平均每隔 5.42 a 出现 1 次, 出现的概率为 0.184 5; 丰水年出现的机会再次之, 平均每隔 5.74 a 出现 1 次, 出现概率为 0.174 2; 枯水年出现的机会最少, 平均每隔 6.02 a 出现 1 次, 出现的概率为 0.166 1。总体来说, 平水年、偏枯年出现的机会略多, 偏丰年、丰水年和枯水年出现的机会略少。

3 结论

(1) 通过对太湖流域典型第七版年降水量特征分析得出, 太湖流域降水年内分布不均, 主要集中在 4—9 月份, 该时间段的降水量约占年降水量的 62.0%; 20 世纪 60、70 和 80 年代, 研究区的年平均降水量均低于多年平均降水量, 1990—1999 年、2000—2009 年该区年平均降水量高于多年平均降水量; 利

用太湖地区 1960—2010 年年降水量资料, 根据水文学上对丰、偏丰、平、偏枯、枯水年的频率划分标准, 建立起符合常熟市的年降水量分级标准数值区间, 该数值划分反映了常熟市年降水量的实际情况。

(2) 本文验证了研究区年降水量序列符合马尔可夫过程, 并用加权马尔可夫链的方法建立了研究区年降水量状态的预测模型。该模型能利用新添加到序列中年降水量对自身参数(如分级标准对应的数值区间、转移矩阵等)进行调整, 预测的可靠性随之提高; 在研究区中长期降水量预测中, 马尔可夫链模型对平水年降水量预测相对误差较小, 对偏枯年和丰水年的降水量预测相对误差较大。

(3) 利用马尔可夫链中遍历性定理, 计算出研究区 1960—2010 年年降水量序列的极限分布, 得出研究区年降水量处于平、偏丰和偏枯年份的可能性较大, 年降水量处于枯水和丰水年份的可能性较小。

[参 考 文 献]

- [1] 李峰平, 章光新, 董李勤. 气候变化对水循环与水资源的影响研究综述[J]. 地理科学, 2013, 33(4): 458-460.
- [2] 隋月, 黄晚华, 杨晓光, 等. 气候变化背景下中国南方地区季节性干旱特征与适应(I): 降水资源演变特征[J]. 应用生态学报, 2012, 23(7): 1875-1882.
- [3] 朱小琴, 朱新国, 林方存. 基于混沌优化 GMDH 网络的月降水量预测[J]. 水资源与水工程学报, 2011, 22(3): 165-167.
- [4] 孙吉辉. 基于神经网络模型的降水量预测研究[D]. 青岛: 中国海洋大学, 2008.
- [5] 刘莉, 叶文. 基于 BP 神经网络时间序列模型的降水量预测[J]. 水资源与水工程学报, 2010, 21(5): 156-159.
- [6] 黄强, 原文林, 陈晓楠, 等. 基于信息扩散近似推理的年降水量预测模型[J]. 西北农林科技大学学报: 自然科学版, 2009, 27(2): 213-219.
- [7] 张宗国. 马尔可夫链预测方法及其应用研究[D]. 南京: 河海大学, 2005.
- [8] Malinvcmo A. Parsimonious Bayesian Markov chain Monte Carlo inversion in a nonlinear geophysical problem[J]. Geophysical Journal International, 2002, 151(3): 675-688.
- [9] 刘次华. 随机过程[M]. 武汉: 华中理工大学出版社, 2008.
- [10] Sen Z K. Critical drought analysis by second-order Markov chain[J]. Journal of Hydrology, 1990, 120(1/2/3/4): 183-202.
- [11] 孙才志, 林学钰. 降水预测的模糊权马尔可夫模型及应用[J]. 系统工程学报, 2003, 18(4): 294-299.

(下转第 175 页)

- hold income and inequality under the sloping land conversion program in Western China[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2011, 108(19): 7721-7726.
- [15] 李小建,周雄飞,郑纯辉,等.欠发达区地理环境对专业村发展的影响研究[J].地理学报,2012,67(6):783-792.
- [16] 但文红,彭思涛,王丽.西南喀斯特地区农业规模化发展存在的问题与对策[J].贵州农业科学,2010,38(7):192-195.
- [17] 刘明智,陈明霞,高建强,等.浅析发展高山反季节蔬菜在贵州生态环境建设中的作用[J].湖北农业科学,2011,50(23):4876-4878.
- [18] 吴孔运,蒋忠诚,罗为群,等.喀斯特峰丛山地立体生态农业模式实施效果研究[J].中国生态农业学报,2008,16(5):1197-1200.
- [19] 蒋忠诚,李先琨,胡宝清.广西岩溶山区石漠化及其综合治理研究[M].北京:科学出版社,2011.
- [20] 苏维词,杨华.典型喀斯特峡谷石漠化地区生态农业模式探析:以贵州省花江大峡谷顶坛片区为例[J].中国生态农业学报,2006,13(4):217-220.
- [21] 苏维词,张中可,滕建珍,等.发展生态农业是贵州喀斯特(石漠化)山区退耕还林的基本途径[J].贵州科学,2003,21(1):123-127.
- [22] 唐亮,刘肇军,熊康宁,等.喀斯特地区农村家庭能源消费结构及效应分析:以贵州毕节撒拉溪示范区为例[J].贵州师范大学学报:自然科学版,2013,31(2):96-102.
- [23] 黄锡富,胡宝清.广西岩溶石漠化地区农业发展模式比较研究[J].学术论坛,2008,205(2):128-132.
- [24] 郭菁,孙泉忠,王钰,等.贵州省晴隆县石漠化种草养畜存在的问题及对策探索[J].中国农学通报,2013,29(20):21-25.
- [25] 郭伦发,王新桂,何金祥,等.广西岩溶峰丛洼地生态果园的建设及其效应[J].亚热带农业研究,2005,1(1):53-57.

(上接第168页)

- [12] 夏乐天,朱永忠.工程随机过程[M].南京:河海大学出版社,2000.
- [13] 唐启义,冯明光. DPS 数据处理系统[M].北京:科学出版社,2007.
- [14] 夏乐天.梅雨强度的指数权马尔可夫链预测[J].水利学报,2005,36(8):988-993.
- [15] 罗积玉,邢瑛.经济统计分析方法及预测[M].北京:清华大学出版社,1987.
- [16] 马占青,徐明仙,喻卫阳,等.年降水量统计马尔可夫链预测模型及其应用[J].自然资源学报,2010,25(6):1033-1041.
- [17] 徐建华.现代地理学中的数学方法[M].北京:高等教育出版社,2011.
- [18] 王蓓,刘玉甫.滑动平均:马尔可夫模型在降水预测中的应用[J].水资源研究,2009,30(2):25-27.
- [19] 傅鹤林,李亮,刘宝琛.降水量预测理论模型及其工程应用研究[J].中国铁道科学,2002(4):62-66.
- [20] 张瑞,迟道才,王晓瑜,等.基于马尔可夫过程的改进残差灰色灾变预测模型研究[J].中国农村水利水电,2008(1):7-10.