

DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdtqk.2018.0121

常奂宇, 翟家齐, 赵勇, 等. 基于马尔可夫链的北京市546年来的旱涝演变特征[J]. 南水北调与水利科技, 2018, 16(5): 27-34.  
CHANG H Y, ZHAI J Q, ZHAO Y, et al. Analysis on evolution of droughts and floods in Beijing over the last 546 years based on Markov chain[J]. South to North Water Transfers and Water Science & Technology, 2018, 16(5): 27-34. (in Chinese)

# 基于马尔可夫链的北京市546年来的旱涝演变特征

常奂宇<sup>1</sup>, 翟家齐<sup>1</sup>, 赵勇<sup>1</sup>, 李海红<sup>1</sup>, 王庆明<sup>1</sup>, 韩静艳<sup>1,2</sup>

(1. 中国水利水电科学研究院 流域水循环模拟与调控国家重点实验室, 北京 100038;

2. 清华大学 水文水资源研究所 水利水电工程系, 北京 100084)

**摘要:** 基于北京546年的旱涝资料, 通过 Mann Kendall 检验、滑动  $t$  检验等方法, 分析得到不同旱涝变化趋势, 并使用马尔可夫链研究了整体和每个趋势各状态间的转移概率以及重现期。研究表明北京地区旱涝灾害具有明显的趋势性, 整体呈现“涝-旱-涝-旱”波动, 局部有旱涝急转的现象。1470-1579年整体偏涝, 转向偏涝年份的概率最高(31.3%); 1580-1768年整体偏旱, 转向正常年份的概率最高(34.3%), 且容易发生多年连旱; 1769-1898年整体偏涝, 转向正常年份的概率最高(41.5%), 且旱涝灾害发生概率基本相同; 1899-1961年由涝转旱, 转向偏旱年份的概率最高(35.1%); 1962-2015年整体偏旱, 转向偏旱概率最高(29.7%), 且容易发生多年连旱。对546年旱涝整体分析, 旱涝转移趋向于正常, 但整体处于一个偏旱的状态。

**关键词:** 旱涝变化; 趋势; 马尔可夫链; 转移概率; 重现期; 北京

**中图分类号:** P467    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1672-1683(2018)05-0027-08

## Analysis on evolution of droughts and floods in Beijing over the last 546 years based on Markov chain

CHANG Huanyu<sup>1</sup>, ZHAI Jiaqi<sup>1</sup>, ZHAO Yong<sup>1</sup>, LI Haihong<sup>1</sup>, WANG Qingming<sup>1</sup>, HAN Jingyan<sup>1,2</sup>

(1. State Key Laboratory of Simulation and Regulation of Water Cycle in River Basin, China Institute of Water Resources and Hydropower Research, Beijing 100038, China; 2. Institute of Hydrology and Water Resources,

Department of Hydraulic Engineering, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

**Abstract:** Based on the data of droughts and floods over the last 546 years in Beijing, we obtained different trends of floods and droughts using Mann Kendall test and moving  $t$  test, and we used Markov chain to study the transfer probability and recurrence of different states in each trend. The study showed that the drought and flood disasters in Beijing manifested obvious tendencies. The overall trend was "flood-drought-flood-drought" fluctuation, with rapid shifts between drought and flood at some times. During 1470-1579, Beijing was prone to flood and had the highest probability of transferring to a partial flood year (31.3%). During 1580-1768, Beijing was prone to drought and had the highest probability of transferring to a normal year (34.3%); it was also very likely to have continuous droughts. During 1769-1898, Beijing was prone to flood and had the highest probability of transferring to a normal year (41.5%); the occurrence probabilities of drought and flood disasters were basically the same. During 1899-1961, Beijing transferred from flood to drought and had the highest probability of transferring to a partial drought year (35.1%). During 1962-2015, Beijing was prone to drought, and had the highest probability of transferring to a partial drought year (29.7%); it was also very likely to have continuous droughts. The overall analysis of 546 years of droughts

收稿日期: 2018-01-03    修回日期: 2018-04-24    网络出版时间: 2018-04-27

网络出版地址: <http://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1334.TV.20180426.1736.002.html>

基金项目: 国家重点研发计划项目(2016YFC0401407); 国家自然科学基金项目(51379216); 中国水科院创新团队项目(WR0145B622017)

Funds: National Key R & D Program (2016YFC0401407); National Natural Science Foundation of China (51379216); Basic Research Fund Project of China IWHR (WR0145B622017)

作者简介: 常奂宇(1994), 男, 山东微山人, 主要从事水文水资源方面研究。E-mail: changhuanyu@126.com

通讯作者: 翟家齐(1984), 男, 河南信阳人, 高级工程师, 博士, 主要从事水循环演变与模型研发、干旱驱动机制与模拟评估、节水关键技术及应用等方面的研究。E-mail: jiaqizhai@163.com

and floods showed that the transfer of droughts and floods tended to be normal, but the overall situation was partial drought.

**Key words:** variation of drought and flood; trend; Markov chain; transfer probability; recurrence; Beijing

旱涝灾害对于经济社会发展影响巨大,自 1999 年以来北京市遭遇连续十几年的干旱,由于其持续时间长、影响范围广、强度大,使得平原区地下水超采严重,水资源形势变得尤为严峻。近年来,对于北京以及京津冀地区旱涝变化特征的研究颇多,李双双等<sup>[1]</sup>分析了近 54 年北京旱涝变化特征,得到极端旱涝时间增多,以及自然因素相比人类活动对旱涝变化影响更大;方宏阳等<sup>[2]</sup>对京津冀 50 多年降水数据进行分析,得到北京为旱涝交替高发区;不少学者也根据丰富的历史极端气象事件资料对区域内百年尺度的旱涝变化规律进行研究,如王文鑫等<sup>[3]</sup>得到海河流域 16 世纪初至 17 世纪初为涝转旱,17 世纪中后期至 19 世纪初为旱转涝,20 世纪初又进入相对干旱的时期;卢路等<sup>[4]</sup>得到海河流域存 6 个主旱和主涝的阶段;翟家齐等<sup>[5]</sup>得到北京存在 6 个大尺度的旱涝突变;陈颖等<sup>[6]</sup>对北京明清干旱等级进行分析,得到明代旱灾频率和等级均比清代高;李艳萍等<sup>[7]</sup>得到干旱灾害在明代有先增加后微减的变化趋势。但目前对于北京地区历史旱涝存在的不同变化阶段和内在规律研究不够,尤其是对不同旱涝状态的演化规律和转移状况缺乏认识。所以本文在现有研究的基础上,采用得到普遍应用的气候诊断方法 Manir Kendall 检验(M-K 检验)和滑动 t 检验<sup>[8-12]</sup>分析了北京旱涝不同变化趋势阶段,并利用马尔可夫链方法<sup>[13]</sup>对旱涝转移概率和重现期进行分析,以期了解北京近 500 年的旱涝演变规律,为北京应对旱涝灾害提供科学依据和技术支撑。

## 1 区域概况及研究方法

### 1.1 旱涝数据来源

根据《中国近五百年旱涝分布图集》<sup>[4]</sup>,北京市旱涝等级分为涝、偏涝、正常、偏旱、旱五个等级,分别用 1、2、3、4、5 表示。旱涝等级主要通过历史气候资料记载来评定,但在有降水观测数据时,则根据实际的降雨量进行划分。北京市的旱涝等级资料 1470-2000 年系列来自文献[14-16],2001-2015 年的系列根据实际降雨量按照文献[15]的方法划分,总长为 546 年,北京市 1470-2015 年旱涝等级变化过程及 5 年滑动平均曲线见图 1。为了消除随机波动,如连续干旱年或者连续涝年中存在某一正常年份,使系列能够客观地反映一段时间内的旱涝

整体状况,本文在旱涝变化趋势分析中使用了 5 年滑动平均的旱涝数据。

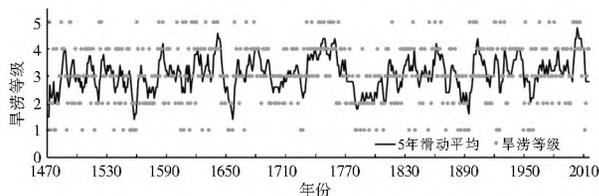


图 1 北京市 1470-2015 年旱涝等级  
Fig.1 Series of droughts and floods grades in Beijing during 1470-2015

### 1.2 研究方法

#### 1.2.1 M-K 检验

M-K 检验法是一种非参数统计检验方法,适用于非正态分布的资料,并且不受少数异常值的影响,在旱涝突变和趋势分析中得到了普遍应用<sup>[17-19]</sup>,计算步骤如下。

首先对序列长度为  $n$  的时间序列构造一秩序列:

$$s_k = \sum_{i=1}^k r_i \quad (k = 2, 3, \dots, n) \quad (1)$$

$$r_i = \begin{cases} +1 & x_i > x_j \\ 0 & x_i \leq x_j \end{cases} \quad (j = 1, 2, \dots, i) \quad (2)$$

在时间序列随机独立的假定下,定义统计量

$$UF_k = \frac{[s_k - E(s_k)]}{\sqrt{\text{var}(s_k)}} \quad (3)$$

$$\begin{cases} E(s_k) = \frac{n(n+1)}{4} \\ \text{var}(s_k) = \frac{n(n-2)(2n+5)}{72} \end{cases} \quad (4)$$

$UF_k$  为标准正态分布,在给定显著性水平  $\alpha$  下,若  $|UF_k| > U_\alpha$ ,则表明序列存在明显的趋势变化。将时间序列逆序按照上式计算,可以得到  $UB_k'$ :

$$\begin{cases} UB_k' = -UF_k \\ k' = n+1-k \end{cases} \quad (k = 1, 2, \dots, n) \quad (5)$$

若  $UF_k > 0$ ,表明序列呈上升趋势; $UF_k < 0$ ,表明序列呈下降趋势。若  $UF_k$  和  $UB_k'$  两条曲线出现交点,且交点在临界线之间,那么出现交点的时间便是突变开始的时间。但 M-K 检验可能出现失败<sup>[20]</sup>,所以本文配合滑动 t 检验共同检测突变点,即首先通过 M-K 检验初选出突变点,然后与滑动 t 检验结果作对比,若二者均通过则表示该点为突

变点。

### 1.2.2 滑动 $t$ 检验

滑动  $t$  检验是通过考察两组样本平均值的差异是否显著来检验突变<sup>[21]</sup>。如果两组样本均值的差异超过了显著性水平,则认为这两组样本发生了突变。由于子序列长度选择不同会造成突变点的漂移<sup>[22]</sup>,所以本文分别采用 34 个不同长度的子序列进行 95% 置信水平的  $t$  检验,同时计算每一年通过滑动  $t$  检验的子序列累计个数,并选取具有代表性的子序列长度绘制滑动  $t$  检验曲线。

### 1.2.3 马尔可夫链

马尔可夫链是时间离散、状态离散的马尔可夫过程,它最基本的特征是“无后效性”,即在系统“现在”的状态已知的条件下,其“将来”的状态和“过去”的状态无关<sup>[23]</sup>。在旱涝特征分析中引入马尔可夫链可以研究各状态间的转移概率以及各状态的重现期,为减灾、防灾提供依据<sup>[24-28]</sup>。设随机过程  $\{X_n, n \in T\}$  的状态空间是  $E$ ,若对任意整数  $n \in T$  和任意状态  $i \in E$  满足条件概率:

$$P\{X_{n+1} = i_{n+1} | X_1 = i_1, X_2 = i_2, \dots, X_n = i_n\} = P\{X_{n+1} = i_{n+1} | X_n = i_n\} \quad (6)$$

则称  $\{X_n, n \in T\}$  为马尔可夫链。

式中:  $i_n$  表示随机过程  $X_n$  在  $n$  时刻的状态,  $P$  表示事件发生的概率。

(1) 建立指标值的分级标准,确定序列各时段对应的状态。设马尔可夫链有  $m$  个状态,最大步长(阶)为  $c$  步,序列长度为  $n$ 。本文分级标准直接采用已有的 5 级旱涝分类标准。

(2) 状态转移概率矩阵的估算。

一步转移概率为

$$P_{i,j}(n, n+1) = P(X_{n+1} = j | X_n = i) \quad (7)$$

$K$  步转移概率为

$$P_{i,j}(n, n+k) = P(X_{n+k} = j | X_n = i) \quad (8)$$

在应用中用到的马尔可夫链一般不满足“时齐”条件,所以仅需讨论一步转移概率<sup>[23]</sup>。

(3) 马氏性检验。

本文采用  $\chi^2$  检验法来检验随机过程是否满足马氏性,在样本容量足够大时,统计量:

$$\chi^2 = 2 \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m f_{i,j} \ln(P_{i,j}/P_j) \quad (9)$$

$$P_{i,j} = f_{i,j} / \sum_{j=1}^m f_{i,j} \quad (10)$$

$$P_j = \sum_{i=1}^m f_{i,j} / \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m f_{i,j} \quad (11)$$

式中:  $P_{i,j}$  为状态  $i$  经过一步或多步到达状态  $j$  的转移概率;  $P_j$  为状态  $j$  的边际概率;  $f_{i,j}$  为指标值序列

中从状态  $i$  经过一步或多步转移到达状态  $j$  的频数 ( $i, j \in E$ )。

在显著性水平  $\alpha$  下的分位点  $\chi_{\alpha}^2((m-1)^2)$  可通过查表得到,如果  $\chi^2 > \chi_{\alpha}^2((m-1)^2)$ ,则认为序列  $\{x_i\}$  符合马氏性。

(4) 计算各步长自相关系数  $r_k$ 。

$$r_k = \sum_{l=1}^{n-k} (x_l - \bar{x})(x_{l+k} - \bar{x}) / \sum_{l=1}^n (x_l - \bar{x})^2 \quad (12)$$

式中:  $r_k$  为第  $k$  步长自相关系数;  $x_l$  为第  $l$  时段的指标值;  $\bar{x}$  为指标值均值;  $n$  为指标值序列长度。

对各步长自相关系数进行归一化:

$$w_k = |r_k| / \sum_{k=1}^c |r_k| \quad (13)$$

式中:  $w_k$  为归一化后第  $k$  步长自相关系数,即第  $k$  步长马尔可夫链权重。

(5) 马尔可夫链的特征分析。

平稳分布:具有遍历性的马尔可夫链(不可约、非周期、正常返链)存在平稳分布,即与时间推移  $n$  无关,在任意时刻,系统处于同一状态的概率是相同的。将旱涝等级作为相依随机变量,其各阶的自相关系数表示了不同步长下各状态的相关关系的强弱,即不同步长的马尔可夫链权重越高相依性越强,所以选取相依性最高的马尔可夫链进行特征分析<sup>[23]</sup>,平稳分布计算公式为:

$$\sum_{j \in E} \pi_j = 1; \pi_j = \sum_{i \in E} \pi_i P_{ij} \quad (14)$$

式中:  $\pi_j$  为状态  $j$  的平稳分布。

## 2 结果分析

### 2.1 北京 546 年来的旱涝演变分析

#### 2.1.1 旱涝突变点分析

由图 2(a) 中可以看出,  $UF$  和  $UB$  曲线的交点先后出现在 1579 年、1768 年,在 1898—1961 年出现了多次交点,对于这些交点再利用滑动  $t$  检验诊断变异,以增加突变点选取的准确度。图 2(b) 是子序列长度为 25 a 的滑动  $t$  检验曲线与每一年通过 34 个子序列滑动  $t$  检验的累计次数,由图可以看出,整个时间序列存在 9 个较为显著的突变点,由于滑动  $t$  检验很难准确定位突变点发生的时间<sup>[22]</sup>,所以结合  $UF$  曲线峰谷值或交点确定突变发生的具体时间。结合 M-K 检验的交点,可以认为在 1470—2015 年北京市旱涝变化趋势主要有 4 个突变点,分别是 1579 年、1768 年、1898 年与 1961 年,其中 1768 年在 0.05 显著性临界线外,是否是突变点需要配合其他突变检验方法<sup>[20]</sup>,通过滑动  $t$  检验可以看出该年的突变显著性在整个系列内最高,且有 30

个不同子序列均通过了显著性检验, 所以认为 1768 年也属于突变点。

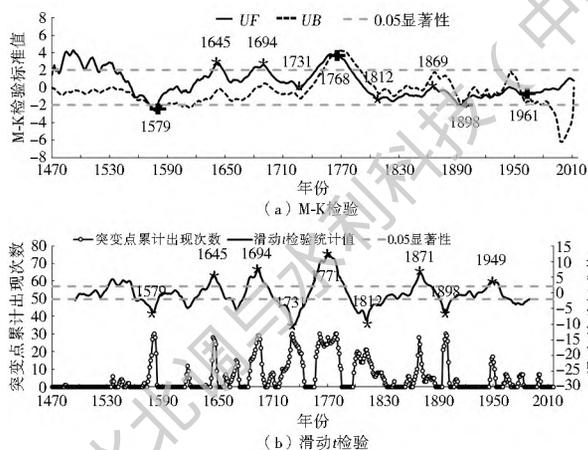


图 2 北京旱涝趋势检验

Fig. 2 Drought and flood trend test in Beijing

### 2.1.2 各阶段旱涝趋势分析

结合 M-K 检验和滑动  $t$  检验, 从 500 a 尺度上对北京旱涝趋势进行分析, 可以得出北京市总共经历了 5 种旱涝变化阶段, 见表 1。在 1470-1579 年, 通过 UF 曲线可以看出北京旱涝变化呈现由旱转涝的趋势, 其中在 1470-1540 年, 出现干旱的趋势显著, 超过 0.05 显著性水平, 在 1541-1579 年间, UF 曲线从正值转为负值, 北京出现涝的趋势增加, 但未超 0.05 显著性水平; 在 1580-1768 年间, UF 曲线由负值转为正值, 北京开始由涝转旱, 在 1731 年开始转旱的趋势明显加快, 并且分别在 1645 年、1694 年以及 1755 年超过 0.05 显著性水平, 出现干旱的趋势显著, 但 1645 年以及 1694 年达到峰值后迅速下降, 说明这两个年份之间存在短期的旱涝急转现象; 在 1769-1898 年间, UF 曲线由正值转为负值, 北京开始由旱转涝, 其中在 1769-1812 年间, UF 曲线从超过 0.05 显著性水平迅速降低负值, 说明这段时期北京迅速由偏旱转变为偏涝, 在 1813-1898 年间, 除了 1869 年附近 UF 曲线增长为正值, 其他时期均为负值, 整体一直处于偏涝的趋势; 在 1899-1961 年间, UF 由负值转为正值, 说明这段时期北京开始由涝转旱; 在 1962-2015 年间, 北京处于偏旱的状态, UF 曲线持续上升, 说明北京出现干旱的趋势增加。

由滑动  $t$  检验可以看出, 在上面 5 种变化趋势内还存在多个较为显著的突变点, 如 1645 年、1694 年、1731 年、1812 年与 1869 年, 这些年份虽然在局部旱涝波动较大, 但仍处于 5 种旱涝变化趋势范围之内, 说明北京在长期旱涝趋势转变下也存在多个短期的旱涝急转的现象。

表 1 北京旱涝变化

Tab. 1 Alternation between drought and flood in Beijing

阶段	时间段	趋势特征	历时/a	突变点
阶段一	1470-1579 年	由干旱趋势显著转为偏涝	110	1579 年
阶段二	1580-1768 年	由涝转旱, 期间有短期旱涝急转	189	1768 年
阶段三	1769-1898 年	先由旱迅速转涝, 然后偏涝	130	1898 年
阶段四	1899-1961 年	由偏涝转向偏旱	63	1961 年
阶段五	1962-2015 年	偏旱, 且出现干旱趋势增加	54	

## 2.2 马尔可夫转移概率

根据旱涝变化趋势, 将 546 年的旱涝资料系列分为了 5 种不同趋势阶段, 利用马尔可夫链分别对这 5 种阶段和整体进行旱涝转移概率和重现期特征分析。由于旱涝等级分为涝、偏涝、正常、偏旱和旱 5 个状态, 所以马尔可夫链的状态空间  $E = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ , 并将步长选为 1 年到 5 年。

### 2.2.1 不同阶段下马氏性检验和自相关系数及权重

按照马尔可夫链计算步骤, 可以得到不同阶段对应不同步长的转移概率矩阵, 对步长为 1 的一步转移概率矩阵进行马氏性检验, 结果见表 2。

选取显著性水平  $\alpha = 0.05$ , 查表可得  $\chi_{0.05}^2(5-1)^2 = 26.296$ , 由表 2 可知, 5 种阶段均具有马氏性。

表 2 不同阶段马氏性检验

Tab. 2 Markov property test of different stages

阶段	$\chi^2$	$\chi_{0.05}^2(5-1)$	是否通过检验
阶段一	41.941		是
阶段二	91.890		是
阶段三	75.139	26.296	是
阶段四	37.021		是
阶段五	47.976		是

根据自相关系数和归一化计算公式, 可以得到不同阶段在不同步长下的自相关系数和权重, 见表 3。由表 3 可知, 在阶段一和阶段四步长为 5 的状态转移矩阵相依性最强, 而阶段二、阶段三和阶段五则是步长为 3 的转移矩阵相依性最强。

### 2.2.2 不同阶段下状态转移概率

不同初始状态的一步转移见图 3。由图 3 可以看出, 一步转移矩阵反映了不同阶段下的旱涝转换规律。初始状态为涝的情况下, 阶段一主要向涝和偏涝转移, 而且转向偏涝的概率最高, 与之相反, 阶段二转向偏旱的概率最高, 且总体主要向旱和偏旱转移, 阶段三向正常转移概率最高, 阶段四向偏旱转移概率最高, 状态五则全部转向偏涝。初始状态为偏涝的情况下, 阶段一无明显偏向性, 阶段二和阶段

表 3 不同阶段各步长自相关系数和权重

Tab. 3 The weights of Markov chain of various steps and various autocorrelation coefficients of different stages

阶段	自相关系数及权重	步长/a				
		1	2	3	4	5
阶段一	$r_k$	0.040	0.064	-0.049	-0.002	-0.096
	$w_k$	0.158	0.256	0.194	0.008	0.384
阶段二	$r_k$	0.137	0.100	0.201	0.038	0.105
	$w_k$	0.236	0.172	0.346	0.066	0.181
阶段三	$r_k$	0.165	-0.015	0.189	0.164	0.133
	$w_k$	0.248	0.022	0.283	0.247	0.200
阶段四	$r_k$	0.025	0.007	0.117	-0.108	0.119
	$w_k$	0.068	0.019	0.311	0.286	0.315
阶段五	$r_k$	0.142	-0.076	0.151	0.037	-0.096
	$w_k$	0.283	0.152	0.301	0.074	0.191

一相比, 转向旱的概率高一些, 阶段三转向涝的概率比阶段一高一些, 阶段四向偏旱转移概率最高, 阶段五向正常转移概率最高。初始状态为正常的情况下, 阶段一无明显偏向性, 阶段二则是转向正常和偏旱的概率较高, 阶段三转向正常和偏涝的概率较高, 阶段四和阶段五均是转向偏旱的概率最高。初始状态为偏旱的情况下, 阶段一呈现主要转向偏涝的趋势, 但转向不同状态的概率相差较小, 阶段二和阶段四转向正常的概率最大, 整体上倾向于偏旱, 阶段三呈现转向偏旱和旱的趋势, 阶段五则无明显偏向性。初始状态为旱的情况下, 阶段一转向偏旱的概率最

高, 其次是偏涝, 转向其他概率较低, 阶段二和阶段五同样转向偏旱的概率最高, 并且整体呈现转向偏旱的趋势, 阶段三则只转向正常和偏旱, 且转向正常的概率最高, 阶段四转向正常的概率最高, 且整体偏旱。

在阶段一中, 由任一初始状态转向偏涝的概率最高, 为 31.3%, 转向涝与偏涝的概率为 43.7%, 转向旱与偏旱的概率为 32.8%, 初始状态为涝再转向涝和初始状态为旱再转向旱的概率基本一致, 但初始状态为旱再转向涝的概率却接近初始状态为涝再转向旱的两倍。阶段二中, 由任一初始状态转向正常的概率最高, 为 34.3%, 转向涝与偏涝的概率为 23.1%, 转向旱与偏旱的概率为 42.7%, 此时初始状态为涝再转向涝和初始状态为旱再转向涝的概率均比初始状态为旱再转向旱和初始状态为涝再转向旱的概率低, 阶段二容易发生多年连旱。阶段三中, 由任一初始状态转向正常的概率最高, 为 41.5%, 转向涝与偏涝的概率为 29.9%, 转向旱与偏旱的概率为 28.6%, 初始状态为涝再转向涝和初始状态为旱再转向涝的概率与初始状态为旱再转向旱和初始状态为涝再转向旱的概率基本一致, 阶段三旱涝发生较为均匀, 且正常年份占主要部分。阶段四中, 由任一初始状态转向偏旱的概率最高, 为 35.1%, 转向涝与偏涝的概率为 26.6%, 转向旱与偏旱的概率为 49.7%。阶段五中, 由任一初始状态转向偏涝、正常和偏旱的概率分别为 28.4%, 29.3%, 29.7%, 且由旱转为旱与偏旱的概率为 75%, 容易发生多年连旱。

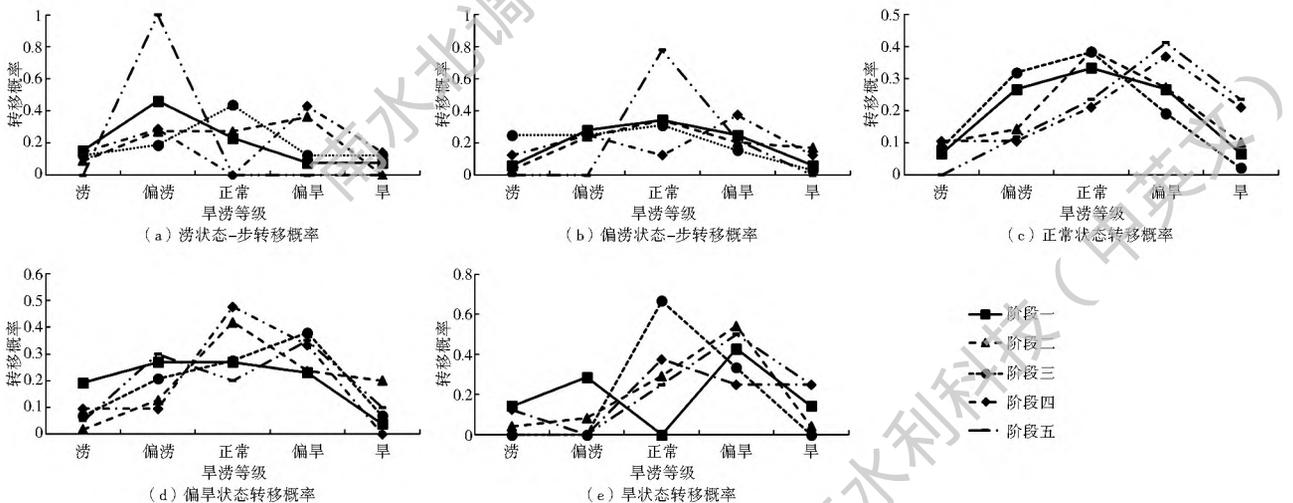


图 3 不同阶段各状态的一步转移概率

Fig. 3 One step transfer probabilities of various states of different stages

2.2.3 不同阶段下马尔可夫特征和重现期

对每种阶段选取相依性最强的状态转移矩阵计算平稳分布和重现期, 计算结果见图 4。可以看出, 阶段一时涝的重现期为 9.785 a, 偏涝为 3.462 a, 正常为 3.358 a, 偏旱为 3.944 a, 旱为 17.374 a, 说明

阶段一出现涝的次数大于出现旱的次数, 整体偏涝; 阶段二时涝的重现期为 17.216 a, 偏涝为 6.462 a, 正常为 2.755 a, 偏旱为 3.377 a, 旱为 7.812 a, 阶段二出现旱的次数大于出现涝的次数, 整体偏旱; 阶段三时涝的重现期为 8.016 a, 偏涝为 4.019 a, 正常为

2.758 a, 偏旱为 4.599 a, 旱为 21.544 a, 阶段三出现涝的次数大于出现旱的次数, 整体偏涝; 阶段四时涝的重现期为 7.891 a, 偏涝为 7.749 a, 正常为 3.552 a, 偏旱为 2.823 a, 旱为 9.613 a, 阶段四出现

旱的次数大于出现涝的次数, 整体偏旱; 阶段五时涝的重现期为 52.632 a, 偏涝为 5.889 a, 正常为 3.313 a, 偏旱为 2.79 a, 旱为 6.625 a, 阶段五出现旱的次数大于出现涝的次数, 整体偏旱。

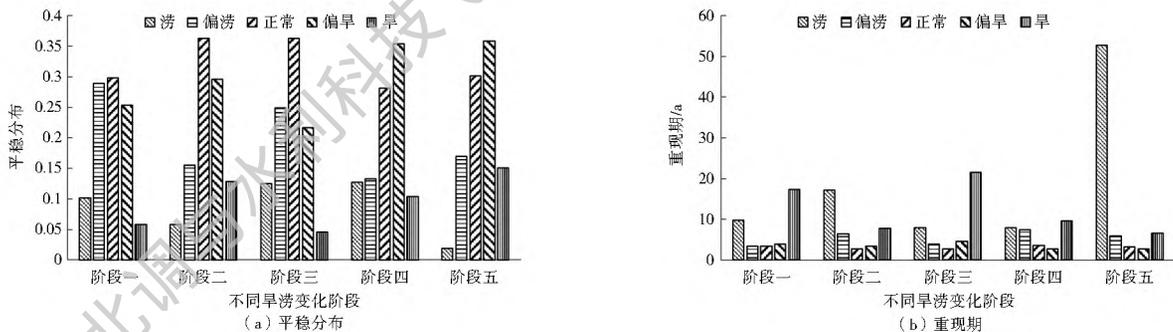


图 4 不同阶段各状态平稳分布与重现期

Fig. 4 Stationary distribution and recurrence period of various states of different stages

对比阶段一和阶段三, 二者均属于偏涝, 但阶段一发生涝和旱的概率均大于阶段三, 而阶段三出现正常年份的概率大于阶段一, 说明阶段一虽然整体偏涝, 但旱涝灾害情况发生更为频繁, 阶段三则相对较少。对比阶段二、阶段四和阶段五, 三个阶段均属于偏旱, 但阶段二与阶段四发生旱涝概率比较相似, 而阶段五发生偏旱的概率是所有阶段发生旱涝概率中最高的, 同时也是发生涝概率最低的, 说明阶段五发生旱灾的情况更严重。

期为 11.588 a, 偏涝为 4.983 a, 正常为 2.968 a, 偏旱为 3.568 a, 旱为 10.438 a, 正常年份出现次数最多, 偏旱出现的次数多于偏涝, 旱出现次数多于涝, 和一步转移结果一样, 说明北京市近 500 年整体处于一个偏旱的状态。

### 2.2.4 整体马尔可夫特征

按照上述步骤对全部 546 年的旱涝资料序列进行马尔可夫链计算, 得到一步转移矩阵  $\chi^2$  值为 127.055, 在显著性水平  $\alpha=0.05$  下,  $\chi_{0.05}^2(5-1)^2=26.296$ , 所以该序列具有马氏性。各阶自相关系数及权重计算结果见表 4, 可知该序列步长为 3 的转移矩阵相依性最强。

	涝	偏涝	正常	偏旱	旱
涝	0.13	0.31	0.27	0.21	0.08
偏涝	0.11	0.24	0.35	0.22	0.08
正常	0.08	0.2	0.34	0.27	0.1
偏旱	0.07	0.19	0.34	0.29	0.11
旱	0.06	0.08	0.3	0.45	0.11

图 5 各状态的一步转移概率

Fig. 5 One step transfer probabilities of various states

表 4 各步长自相关系数和权重

Tab. 4 The weights of Markov chain of various steps and various autocorrelation coefficients

自相关系数及权重	步长/a				
	1	2	3	4	5
$r_k$	0.150	0.083	0.168	0.091	0.089
$w_k$	0.258	0.143	0.290	0.156	0.153

整体一步转移矩阵见图 5, 可以看出, 初始状态由涝转向偏涝、旱转向偏旱、以及偏旱偏涝转向正常的概率远大于其他状态之间的转移概率, 整体上转向旱的概率高一些, 说明北京市旱涝转移趋向正常, 但整体趋势仍是偏旱的。

表 5 各状态重现期

Tab. 5 Recurrence period of various states

K	旱涝等级				
	1	2	3	4	5
$\pi_j$	0.086	0.201	0.337	0.280	0.096
$T_j$	11.588	4.983	2.968	3.568	10.438

### 3 结论

(1) 结合 M-K 检验和滑动 t 检验对北京 546 年的旱涝资料进行分析, 得到北京旱涝变化存在 5 种阶段。阶段一从 1470 年到 1579 年, 变化趋势为由干旱趋势显著转为偏涝; 阶段二从 1580 年到 1768 年, 变化趋势为由涝转旱, 期间有短期旱涝急转; 阶段三从 1769 年到 1898 年, 变化趋势为先由旱迅速转涝, 然后偏涝; 阶段四从 1898 年到 1961 年, 变化趋势为由涝转旱; 阶段五从 1962 年到 2015 年, 处于偏旱状态, 且出现干旱趋势增加。

(2) 阶段一转向偏涝的概率最高,为31.3%,而且由旱转涝的概率比由涝转旱高了接近一倍;阶段二转向正常的概率最高,为34.3%;阶段三转向正常的概率最高,为41.5%;阶段四和阶段五转向偏旱的概率最高,分别为35.1%与29.7%。阶段一到阶段三,重现期最短的均为正常状态,分别为3 358 a、2 755 a与2 758 a,阶段四和阶段五重现期最短的均为偏旱状态,分别为2 823 a与2.79 a;阶段一和阶段三重现期最长的均为旱状态,分别为17.374 a与21.544 a,阶段二和阶段五重现期最长的均为涝状态,分别为17.216 a与52.632 a,阶段四重现期最长的是旱状态,为9.613 a。

(3) 北京旱涝转移规律在近500年尺度上趋向于正常,但整体仍处于一个偏旱的状态。涝状态重现期最长,为11.588 a,正常状态重现期最短,为2.968 a。对比分析不同阶段和整体的马尔可夫特征可以看出,利用马尔可夫链的特征能够反映一段时期内旱涝转移和变化的规律,但在应用时应当考虑时期内可能存在的突变点,马尔可夫链对于同一个趋势下的分析更为准确。

#### 参考文献(References):

- [1] 李双双,杨赛霓,刘宪锋. 1960—2013年北京旱涝变化特征及其影响因素分析[J]. 自然资源学报, 2015(6): 951-962. (LI S S, YANG S N, LIU X F. The characteristics of drought/flood variation and its influence factors in Beijing during 1960-2013 [J]. Journal of Natural Resources, 2015(6): 951-962. (in Chinese)) DOI: 10.11849/rzyxb.2015.06.006.
- [2] 方宏阳,杨志勇,栾清华,等. 基于SPI的京津冀地区旱涝时空变化特征分析[J]. 水利水电技术, 2013, 44(10): 13-16. (FANG HY, YANG Z Y, LUAN Q H, et al. SPI based analysis on characteristics of drought/flood spatial-temporal variation of Beijing/Tianjin/Hebei region [J]. Water Resources and Hydropower Engineering, 2013, 44(10): 13-16. (in Chinese)) DOI: 10.13928/j.cnki.wrahe.2013.10.002.
- [3] 王文鑫,胡先学. 过去500年海河流域旱涝变化规律[J]. 南水北调与水利科技, 2017, 15(4): 34-38. (WANG W X, HU XX. The variation of drought and flood in Haihe river basin over the past 500 years [J]. South to North Water Transfers and Water Science & Technology, 2017, 15(4): 34-38. (in Chinese)) DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdkq.2017.04.006.
- [4] 卢路,刘家宏,秦大庸. 海河流域1469—2008年旱涝变化趋势及演变特征分析[J]. 水电能源科学, 2011, 29(9): 8-11. (LU L, LIU J H, QIN D Y. Analysis of drought/waterlogging variation tendency and evolution features in Haihe River Basin during 1469 ~ 2008 years [J]. Water Resources and Power, 2011, 29(9): 8-11. (in Chinese))
- [5] 翟家齐,赵勇,裴源生. 北京地区干旱长期演变规律及未来趋势预测[J]. 水电能源科学, 2012, 30(3): F4. (ZHAI J Q, ZHAO Y, PEI Y S. Long-term drought evolution laws and its trend prediction in Beijing Region [J]. Water Resources and Power, 2012, 30(3): F4. (in Chinese))
- [6] 陈颖,赵景波. 北京地区明代、清代干旱灾害与气候事件研究[J]. 干旱区资源与环境, 2011, 25(9): 176-182. (CHEN Y, ZHAO J B. The draught disasters and climate events in Beijing in Ming and Qing Dynasty [J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2011, 25(9): 176-182. (in Chinese))
- [7] 李艳萍,陈昌春,张余庆,等. 基于EEMD的明代北京地区干旱灾害特征分析[J]. 中国沙漠, 2014, 34(3): 835-840. (LI Y P, CHEN C C, ZHANG Y Q, et al. The characteristics of drought disasters in Beijing during the Ming Dynasty (1368-1644) based on ensemble empirical mode decomposition method [J]. Journal of Desert Research, 2014, 34(3): 835-840. (in Chinese)) DOI: 10.7522/j.issn.1000-694X.2013.00383.
- [8] 曹永强,张亮亮,朱明明. 辽西北地区干旱时空变化特征分析[J]. 南水北调与水利科技, 2017, 15(1): 49-54. (CAO Y Q, ZHANG L L, ZHU M M. Spatial and temporal variation characteristics of drought in north western Liaoning Province [J]. South to North Water Transfers and Water Science & Technology, 2017, 15(1): 49-54. (in Chinese)) DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdkq.2017.01.009.
- [9] 刘钰,谭军利,李王成,等. 银川市气候变化趋势及其与城市发展的关系[J]. 南水北调与水利科技, 2015, 13(5): 837-841. (LIU Y, TAN J L, LI W C, et al. Relationship between climate change and urban development in Yinchuan City [J]. South to North Water Transfers and Water Science & Technology, 2015, 13(5): 837-841. (in Chinese)) DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdkq.2015.05.005.
- [10] 汪曼琳,万新宇,钟平安,等. 长江上游降水特征及时空演变规律[J]. 南水北调与水利科技, 2016, 14(4): 65-71. (WANG M L, WAN X Y, ZHONG P A, et al. Characteristics of precipitation in upper reaches of the Yangtze River and its temporal and spatial evolution [J]. South to North Water Transfers and Water Science & Technology, 2016, 14(4): 65-71. (in Chinese)) DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdkq.2016.04.011.
- [11] 傅丽昕. 近57年来和丰县气温和降水量的趋势性及突变特征[J]. 南水北调与水利科技, 2014, 12(4): 38-41. (FU L X. Tendency and mutation analysis of annual temperature and precipitation of Hefeng County in recent 57 years [J]. South to North Water Transfers and Water Science & Technology, 2014, 12(4): 38-41. (in Chinese)) DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdkq.2014.04.009.
- [12] 颜时延,平建华,吴泽宁,等. 汾河水库控制流域径流突变及其驱动因素[J]. 南水北调与水利科技, 2017, 15(6): 48-53. (YAN S Y, PING J H, WU Z N, et al. Analysis on abrupt change of runoff in the watershed controlled by Fenhe Reservoir and its driving forces [J]. South to North Water Transfers and Water Science & Technology, 2017, 15(6): 48-53. (in Chinese)) DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdkq.2017.06.007.
- [13] 李凤娟,刘吉平. 近百年长春市旱涝的马尔科夫链分析[J]. 吉林农业大学学报, 2005, 27(6): 594-598. (LI F J, LIU J P. Markov Chain analysis of drought and flood in Changchun

- City in about one hundred years[J]. Journal of Jilin Agricultural University, 2005, 27(6): 594-598. (in Chinese)
- [14] 中央气象局气象科学研究所. 中国近五百年旱涝分布图集[M]. 北京: 地图出版社, 1981. (Chinese Academy of Meteorological Science. Yearly Charts of Dryness/Wetness in China for the Last 500 year Period[M]. Beijing: Sinomap Press, 1981 (in Chinese))
- [15] 张德二, 刘传志. 《中国近五百年旱涝分布图集》续补(1980—1992 年)[J]. 气象, 1993, 19(11): 41-45. (ZHANG D E, LIU C Z. Continuation(1980-1992) of the yearly charts of dryness/wetness in China for the last 500 years period[J]. Meteorological Monthly, 1993, 19(11): 41-45. (in Chinese))
- [16] 张德二, 李小泉, 梁有叶. 《中国近五百年旱涝分布图集》的再续补(1993—2000 年)[J]. 应用气象学报, 2003, 14(3): 379-384. (ZHANG D E, LI X Q, LIANG Y Y. Continuation(1992-2000) of the yearly charts of dryness/wetness in China for the last 500 years period[J]. Journal of Applied Meteorological Science, 2003, 14(3): 379-384. (in Chinese))
- [17] 陈睿智, 桑燕芳, 王中根, 等. 1956—2010 年甬江流域降水变化特性分析[J]. 地理科学进展, 2012, 31(9): 1149-1156. (CHEN R Z, SANG Y F, WANG Z G, et al. Variability of precipitation in the Yongjiang River Basin during 1956-2010[J]. Progress in Geography, 2012, 31(9): 1149-1156. (in Chinese))
- [18] 曹永强, 刘佳佳, 王学风, 等. 黄淮海流域旱涝周期、突变点和趋势分析研究[J]. 干旱区地理, 2016, 39(2): 275-284. (CAO Y Q, LIU J J, WANG X F, et al. Drought and flood period, mutation point and trend analysis in Huang-Huai-Hai River Basin[J]. Arid Land Geography, 2016, 39(2): 1149-1156. (in Chinese)) DOI: 10.13826/j.cnki.cn65-1103/x.2016.02.006
- [19] 王米雪, 延军平, 李双双. 1960—2013 年中国东南沿海地区旱涝时空变化特征及其趋势分析[J]. 资源科学, 2014, 36(11): 2307-2315. (WANG M X, YAN J P, LI S S. Spatial temporal variation and the tendency of droughts and floods on the Southeast Coast of China over 54 years[J]. Resources Science, 2014, 36(11): 2307-2315. (in Chinese))
- [20] 符淙斌, 王强. 气候突变的定义和检测方法[J]. 大气科学, 1992, 16(4): 482-493. (FU C B, WANG Q. The definition and detection of the abrupt climatic change[J]. Chinese Journal of Atmospheric Sciences, 1992, 16(4): 482-493. (in Chinese))
- [21] 魏凤英. 现代气候统计诊断与预测技术[M]. 气象出版社, 2007. (WEI F Y. The statistical diagnosis and prediction technology of modern climate[M]. Beijing: Meteorological Press, 2007. (in Chinese))
- [22] 张应华, 宋献方. 水文气象序列趋势分析与变异诊断的方法及其对比[J]. 干旱区地理, 2015, 38(4): 652-665. (ZHANG Y H, SONG X F. Technique of abrupt change detection and trends analysis in hydroclimatic time series: Advances and evaluation[J]. Arid Land Geography, 2015, 38(4): 652-665. (in Chinese))
- [23] 夏乐天, 朱元甦, 沈永梅. 加权马尔可夫链在降水状况预测中的应用[J]. 水利水电科技进展, 2006, 26(6): 20-23. (XIA L T, ZHU Y S, SHEN Y M. Applied of weighted Markov chain to prediction of precipitation[J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2006, 26(6): 20-23. (in Chinese))
- [24] 张丽花, 延军平, 刘栋杉. 山西气候变化特征与旱涝灾害趋势判断[J]. 干旱区资源与环境, 2013, 27(5): 120-125. (ZHANG L H, YAN J P, LIU L S. Climate change and drought and flood disasters trend in Shanxi[J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2013, 27(5): 120-125. (in Chinese)) DOI: 10.13448/j.cnki.jalre.2013.05.027.
- [25] 丁彩霞, 延军平, 方兴义, 等. 宁夏地区气候暖干化与旱涝灾害趋势的关系[J]. 水土保持通报, 2014, 34(2): 250-254. (DING C X, YAN J P, FANG X Y, et al. Relation of climate dry warming and trend of drought and flood disasters in Ningxia Region[J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2014, 34(2): 250-254. (in Chinese)) DOI: 10.13961/j.cnki.stbctb.2014.02.052.
- [26] 孙鹏, 张强, 涂新军, 等. 基于马尔科夫链模型的鄱阳湖流域水文气象干旱研究[J]. 湖泊科学, 2015, 27(6): 1177-1186. (SUN P, ZHANG Q, TU X J, et al. Changing properties of meteorological droughts of the Lake Poyang Basin using the Markov model[J]. Journal of Lake Sciences, 2015, 27(6): 1177-1186. (in Chinese)) DOI: 10.18307/2015.0624.
- [27] 孙鹏, 张强, 陈永勤, 等. 基于月尺度马尔科夫模型的塔河流域洪旱灾害研究[J]. 自然灾害学报, 2015(1): 46-54. (SUN P, ZHANG Q, CHEN Y Q, et al. Study on flood and drought in Tarim River Basin based on monthly scaled Markov model[J]. Journal of Natural Disasters, 2015(1): 46-54. (in Chinese)) DOI: 10.135777/j.jnd.2015.0107.
- [28] 宋新山, 严登华, 王宇晖, 等. 基于 Markov 模型分析黄淮海中东部地区 540 年来的旱涝演变特征[J]. 水利学报, 2013, 44(12): 1425-1432. (SONG X S, YAN D H, WANG Y H, et al. Analysis on the evolution of drought and flood class in the east-central Huang-Huai-Hai plain over the last 540 years basing on Markov model[J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2013, 44(12): 1425-1432. (in Chinese))