

基于游程理论和两变量联合分布的中国西南地区干旱特征研究

左冬冬 侯威 颜鹏程 封泰晨

Research on drought in southwest China based on the theory of run and two-dimensional joint distribution theory

Zuo Dong-Dong Hou Wei Yan Peng-Cheng Feng Tai-Chen

引用信息 Citation: Acta Physica Sinica 63, 230204 (2014) DOI: 10.7498/aps.63.230204

在线阅读 View online: <http://dx.doi.org/10.7498/aps.63.230204>

当期内容 View Table of Contents: <http://wulixb.iphy.ac.cn/CN/volumn/home.shtml>

您可能感兴趣的其他文章

Articles you may be interested in

[多载波微放电中二次电子横向扩散的概率分析](#)

宋庆庆, 王新波, 崔万照, 王志宇, 冉立新

2014, 63(22): 220205. 全文: [PDF](#) (349KB)

[无线传感器网络中无标度拓扑的动态容错性分析](#)

尹荣荣, 刘彬, 刘浩然, 李雅倩

2014, 63(11): 110205. 全文: [PDF](#) (304KB)

[超网络中标度律的涌现](#)

郭进利, 祝昕昀

2014, 63(9): 090207. 全文: [PDF](#) (581KB)

[基于动态最小生成树路由协议的数据聚融算法](#)

彭海霞, 赵海, 李大舟, 林川

2014, 63(9): 090206. 全文: [PDF](#) (425KB)

[基于元胞自动机的复杂信息系统安全风险传播研究](#)

李钊, 徐国爱, 班晓芳, 张毅, 胡正名

2013, 62(20): 200203. 全文: [PDF](#) (1504KB)

基于游程理论和两变量联合分布的中国西南地区干旱特征研究*

左冬冬¹⁾ 侯威^{2)†} 颜鹏程³⁾ 封泰晨³⁾

1) (扬州大学物理科学与技术学院, 扬州 225002)

2) (中国气象局国家气候中心, 气候研究开放实验室, 北京 100081)

3) (兰州大学大气科学学院, 兰州 730000)

(2014年6月8日收到; 2014年7月17日收到修改稿)

基于中国西南地区(四川省、云南省、贵州省和重庆市)89个站点1961—2010年的逐月标准化降水指数序列, 利用游程理论和Copula函数分析了这一地区不同等级和不同历时干旱的出现概率及重现期特征. 结果表明: 西南地区的干旱事件多为历时小于4个月、强度小于3的干旱事件; 月内轻旱、月内中旱、季内特旱和跨季特旱的概率较大. 干旱历时小于3个月和干旱强度为中旱以下的干旱类型多出现在西南地区的东部和西部, 而干旱历时大于3个月和干旱强度为重旱以上的干旱类型多出现在西南地区中部. 西南地区东部和西部的重现期大于中部地区, 且随着干旱历时和干旱强度的增大, 重现期空间差异越明显. 而且, 各气候态下相同干旱类型的概率差值不大, 概率波动范围为 ± 0.05 , 即随着时间推移, 各干旱类型出现的概率均未出现较大幅度的变化.

关键词: 中国西南地区, 干旱, 游程理论, Copula函数

PACS: 02.50.-r

DOI: 10.7498/aps.63.230204

1 引言

干旱是自然灾害中最为严重的灾种之一, 具有持续时间长、发生频率高、涉及范围广、造成的经济损失大等特点. 最近10年, 中国华北^[1,2]、东南^[3,4]和西南^[5-7]地区严重干旱事件频繁发生, 对农业产生重大影响. 据中国国家统计局的农业受灾面积数据(2003—2012年)^[8]显示, 10年间因干旱造成的受灾面积占总受灾面积的平均值为45%, 远超其他致灾因子对农业的影响.

由于大气本身的非线性及复杂性^[9-14]使干旱问题的研究变得复杂与困难, 目前对干旱的描述还没有统一的指标, 都为依据研究对象及研究区域提出的干旱描述指标^[15-20]. 对比各种干旱指标可以

发现, 多数作者对干旱的描述都侧重关注干旱历时和干旱强度两个方面. 由传统的统计方法计算联合分布时要求二变量的边缘分布为相同的分布类型, 但是干旱历时和干旱强度的分布类型并不相同, 使得利用传统的统计方法分析二者的联合分布特征变得困难. 而Sklar^[21]提出的Copula函数能很好地求解边缘函数不一致的联合分布, 为此该方法得到了广泛的应用^[22-26]. 本文利用Copula函数的原理方法建立干旱历时和干旱强度的联合概率, 从而分析干旱历时和干旱强度的概率特征, 进而分析地区的干旱特征.

中国西南地区(四川省、云南省、贵州省和重庆市)属亚热带季风气候, 受到全球气候的影响, 从2000年至今该地区干旱频繁发生, 给当地农业、工业等造成了巨大的损失^[27]. 已有学者对西南地区

* 国家自然科学基金(批准号: 41305056, 41175067)和国家重点基础研究发展计划(批准号: 2012CB955901)资助的课题.

† 通讯作者. E-mail: houwei@cma.gov.cn

的干旱特征、变化规律及成因进行了分析^[28,29]并且得到了许多有意义的结论,但这些工作多偏向于干旱年份的成因分析或基于干旱指数对西南地区的干旱进行研究. 还未有结合干旱历时和干旱强度研究该地区干旱概率特征和重现期特征的报道. 为此,本文希望通过分析中国西南地区历史上的干旱事件得到不同持续时间和不同强度干旱的发生概率、重现期和空间分布特征,从而在时间和空间上对西南地区干旱有一整体认识. 本文采用游程理论^[30]从干旱指数——标准化降水指数(standardized precipitation index, SPI)序列中分离出干旱事件的干旱历时和干旱强度,再利用 Copula 函数建立起干旱历时和干旱强度的二维概率密度函数,进而分析该地区不同历时和不同强度干旱事件的概率统计特征及干旱重现期.

2 资料

本文所用资料来自中国气象局国家气象中心提供的 753 站月平均降水资料. 其中截取西南区域(四川省、云南省、贵州省和重庆市)的 89 个站点,站点分布如图 1 所示,分析时段为 1961—2010 年.

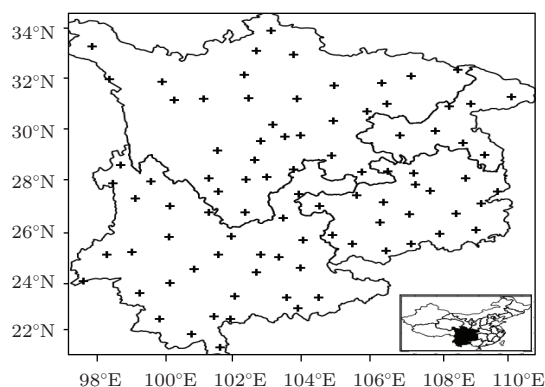


图 1 我国西南四省(市)区域站点分布

3 方法

3.1 SPI

SPI 是由 McKee 等^[15]提出并用于描述干旱强度,该指标具有结构简单、空间一致和多时间尺度的特征^[31],这为该指数的应用提供了极大的便利. 本文基于该指数进行计算分析,具体计算采用 Liu 等^[22]所述的方法,本文不做详细描述,仅给出不同

大小的 SPI 所对应的干旱等级,具体如表 1 所列.

表 1 干旱强度分类表

SPI	干旱强度
$-0.5 < \text{SPI}$	无旱
$-1.0 < \text{SPI} \leq -0.5$	轻旱
$-1.5 < \text{SPI} \leq -1.0$	中旱
$-2.0 < \text{SPI} \leq -1.5$	重旱
$\text{SPI} \leq -2.0$	特旱

3.2 游程理论

游程理论也叫轮次理论,是分析时间序列的一种方法. 最初把该方法应用于干旱研究的是 Herbst 等^[30],他们利用月降雨量或月径流对干旱进行识别;之后 Mohan 和 Rangacharya^[32], Shen 和 Guillermo^[33]也基于该理论做了相关的研究. 该理论可以描述为:在连续出现同类事件的前后为另一类事件,如旱涝、连续的有雨日和无雨日. 把月平均降水资料视为离散序列,并假设多年同月降水量的平均值 s_0 作为标准量,若 $x_i - s_0 < 0$ 则具有负变差,对应少雨月;若 $x_i - s_0 > 0$ 则具有正变差,对应多雨月,当连续出现负变差则称为负游程,而连续出现正变差则称为正游程,连续 m 个负(正)变差项的和称为负(正)游程和 s . 对照干旱特点,便可把一次负游程认为一次干旱事件,而把序列中从 $x_i - s_0 < 0$ 时刻到 $x_i - s_0 > 0$ 时刻之间的时间跨度 d 表示为该次干旱事件的持续时间,而负游程的值为本次干旱事件的强度(图 2 为游程理论示意图). 计算公式为

$$s = - \sum_{i=1}^d \text{SPI}_i. \quad (1)$$

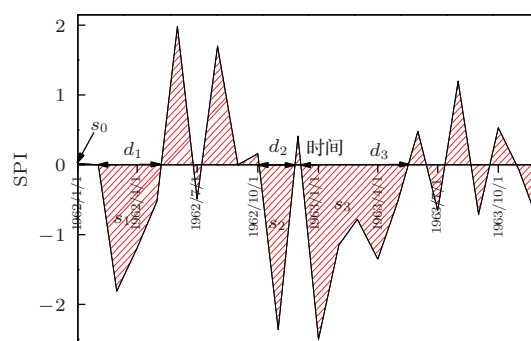


图 2 游程理论示意图

3.3 边缘分布函数

依据上述方法可以得到各站点干旱历时和干旱强度的历史样本(1961—2010年),对于干旱历时和干旱强度分布类型,Zenlenhastic和Salvai^[34]以及Shiau和Hsieh^[35]指出干旱历时符合指数分布,而干旱强度则符合Gamma分布.两种分布的数学表达式如下:

$$F_D(d) = 1 - e^{-\lambda d}, \quad (2)$$

$$F_S(s) = \int_0^s \frac{s^{\alpha-1}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} e^{-\frac{s}{\beta}} ds, \quad (3)$$

其中, D, S 分别表示干旱历时和干旱强度的样本空间; d, s 分别表示干旱历时和干旱强度样本空间中的元素; $F_D(d)$ 表示干旱历时小于等于 d 的概率; $F_S(s)$ 表示干旱强度小于等于 s 的概率; λ, α, β 为分布参数.

3.4 Copula函数

依据(2)和(3)式可得到干旱历时和干旱强度的边缘分布,但由于二者的分布函数类型不一致,可利用Copula函数^[36,37]对二者的联合分布概率进行求解.Copula函数的形式为

$$F(x, y) = C[F_X(x), F_Y(y)] \quad (\forall x, y), \quad (4)$$

其中, $F(x, y)$ 称为联合分布函数; F_X 和 F_Y 分别是随机变量 X, Y 的边缘分布函数.由于Copula函数存在多种类型,因此选取不同类型的Copula函数,计算得到的联合分布存在差异.对Copula函数的选取,本文对比了几个常用的阿基米德Copula函数(Cook-Johnson类型、Frank类型、Gumbel-Hougaard类型),并利用Copula函数求得的联合概率与样本直接得到的联合概率的差值的平方和最小作为最优Copula函数的判断依据.经计算得到,本文所研究站点的最优选择一致偏向Copula函数中的Gumbel-Hougaard类型.为此,本文结果均为使用Gumbel-Hougaard类型求解得到.

3.5 联合分布和重现期

给定干旱历时和干旱强度的边缘分布函数 $F_D(d)$ 和 $F_S(s)$,可以利用Copula函数的定义给出联合分布函数

$$F(d, s) = P(D \leq d, S \leq s)$$

$$= C[F_D(d), F_S(s)], \quad (5)$$

超越概率

$$\begin{aligned} P(D \geq d, S \geq s) \\ = 1 - F_D(d) - F_S(s) + F(d, s). \end{aligned} \quad (6)$$

联合分布描述的是干旱历时和干旱强度都小于等于给定值的干旱事件出现概率,而超越概率恰好相反,描述的是二者大于等于给定值的干旱事件出现概率.

Shiau和Hsieh^[35]导出干旱重现期计算式:

$$T_D = \frac{E(L)}{1 - F_D(d)}, \quad (7)$$

$$T_S = \frac{E(L)}{1 - F_S(s)}, \quad (8)$$

其中, T_D, T_S 分别为干旱历时重现期、干旱强度重现期; $E(L)$ 为干旱间隔的平均值,其值等于干旱历时和非干旱历时的期望值之和.联合重现期考虑的差异可以分为或($D > d \cup S > s$)和且($D > d \cap S > s$)两种情形,具体计算如下:

$$T_0(d, s) = \frac{E(L)}{P(D > d \cup S > s)} = \frac{E(L)}{1 - F(d, s)}, \quad (9)$$

$$\begin{aligned} T_\alpha(d, s) &= \frac{E(L)}{P(D > d \cap S > s)} \\ &= \frac{E(L)}{1 - F_D(d) - F_S(s) + F(d, s)}. \end{aligned} \quad (10)$$

利用上述方法便可得到西南地区各站的干旱历时、干旱强度和重现期的值及空间分布特征.分析上述的干旱特征将有助于从历史层面上认识西南地区干旱的特征,促进对该地区干旱特征的整体了解.同时,能分辨出当下的干旱情况在历史样本中的位置,便于对该地区的干旱防灾和减灾做出相应的技术指导,具有一定的指示意义.

4 结果与分析

本文干旱事件的起止识别值选择“零”点(即3.2节中 $s_0 = 0$)作为参考指标,利用游程理论分离出各站点的干旱事件样本.再由于干旱样本计算指数分布((2)式)和Gamma分布((3)式)中的参数值 λ, α, β ,并利用 χ^2 拟合优度检验和Kolmogorov-Smirnov(K-S)检验对干旱历时是否符合指数分布和干旱强度是否符合Gamma分布进行检验.结果表明,99%站点的干旱强度符合Gamma分布,但

是仅35% 站点的干旱历时符合指数分布, 通过率较低. 在对比干旱历时的理论和经验累积分布曲线中发现, 大多数站点干旱历时的经验概率和理论概率曲线都为较小的同向偏离. 为此, 在分布函数参量不变的情况下, 本文对所有站点干旱历时的理论概率值按(11)式进行调整计算, 使得调整后的分布和经验分布较为一致.

$$F_D(d) \rightarrow \begin{cases} 0 & (d = 0), \\ F_D(d + 0.4) & (d \neq 0). \end{cases} \quad (11)$$

对(11)式计算的结果进行检验, 结果如表2所列. 从表2可以看出, 调整后的大部分站点都通过了指数分布和Gamma分布检验, 为此利用该分布求得的理论概率值是合理有效的. 表中的检验通过

率含义为检验通过的站点数与所有站点数量之比.

表2 边缘分布检验

	检验通过率/%	
	χ^2 ($\alpha = 0.01$) 拟合优度	K-S ($\alpha = 0.01$)
	检验	检验
干旱历时	90	100
干旱强度	97	99

利用(5)和(6)式可以得到干旱历时和干旱强度二者的联合概率与超越概率. 由于站点众多, 本文中未能一一列出各站的分布情况, 随机选取红原站(56173)和中甸站(56543)的概率分布为例(图3).

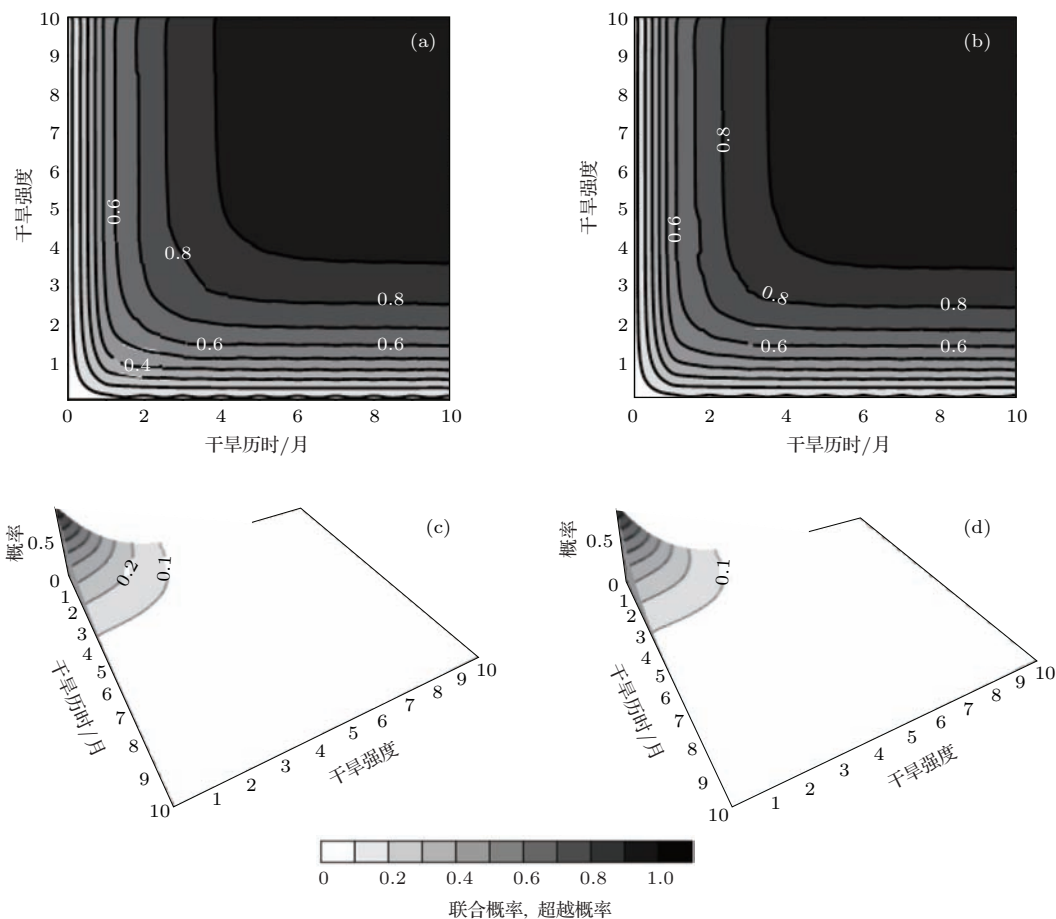


图3 联合概率与超越概率分布 (a), (c) 分别是红原站的联合概率分布和超越概率分布; (b), (d) 分别是中甸站的联合概率分布和超越概率分布

图3中红原和中甸两站干旱历时和干旱强度所对应的联合概率与超越概率差异很小, 表明两站有着相似的干旱特征. 同时从图3可看出: 两站常见的干旱历时小于1个月, 干旱强度小于1, 该类型干旱约占所有干旱事件的50%; 而干旱历时小

于4个月, 强度低于3的干旱约占所有干旱事件的80%; 历时半年以上、强度大于3的干旱事件是极为少见的. 在西南地区2006—2010年间, 这一时期内西南地区出现了多次强度较大的干旱事件, 中甸站从2009年10月至2010年2月发生了历时6个月,

强度达3.57的罕见干旱事件. 从图3(b)和(d)可以看出, 达到该强度干旱事件的联合概率接近0.9, 而其超越概率近0.1; 中甸站前一次强干旱事件发生在2008年11月至2008年12月, 历时两个月, 干旱强度达3.68, 也是一次少见的干旱事件. 红原站, 在2006年至2010年间的最大干旱事件发生在2007年6月至2007年9月, 干旱历时4个月、干旱强度为4.86, 在2007年10月经历了短期多雨后, 11月再次出现干旱强度为2.43的干旱, 通过图3也可得到上述干旱事件为红原站历史上少见的干旱事件. 另外, 对比其他站的联合概率分布和超越概率分布结果与上述两站类似, 有着相似的结论.

本文对干旱历时也进行了等级划分, 具体如表3所列. 利用表1所列的干旱强度等级类型与表3所列的干旱历时等级类型两两组合, 共得到16种组合类型, 并求得了各个组合的干旱类型概率, 其空间分布特征如图4所示.

表3 干旱历时等级

$D/\text{月}$	等级
$0 < D \leq 1$	月内
$1 < D \leq 3$	季内
$3 < D \leq 6$	跨季
$6 < D$	半年以上

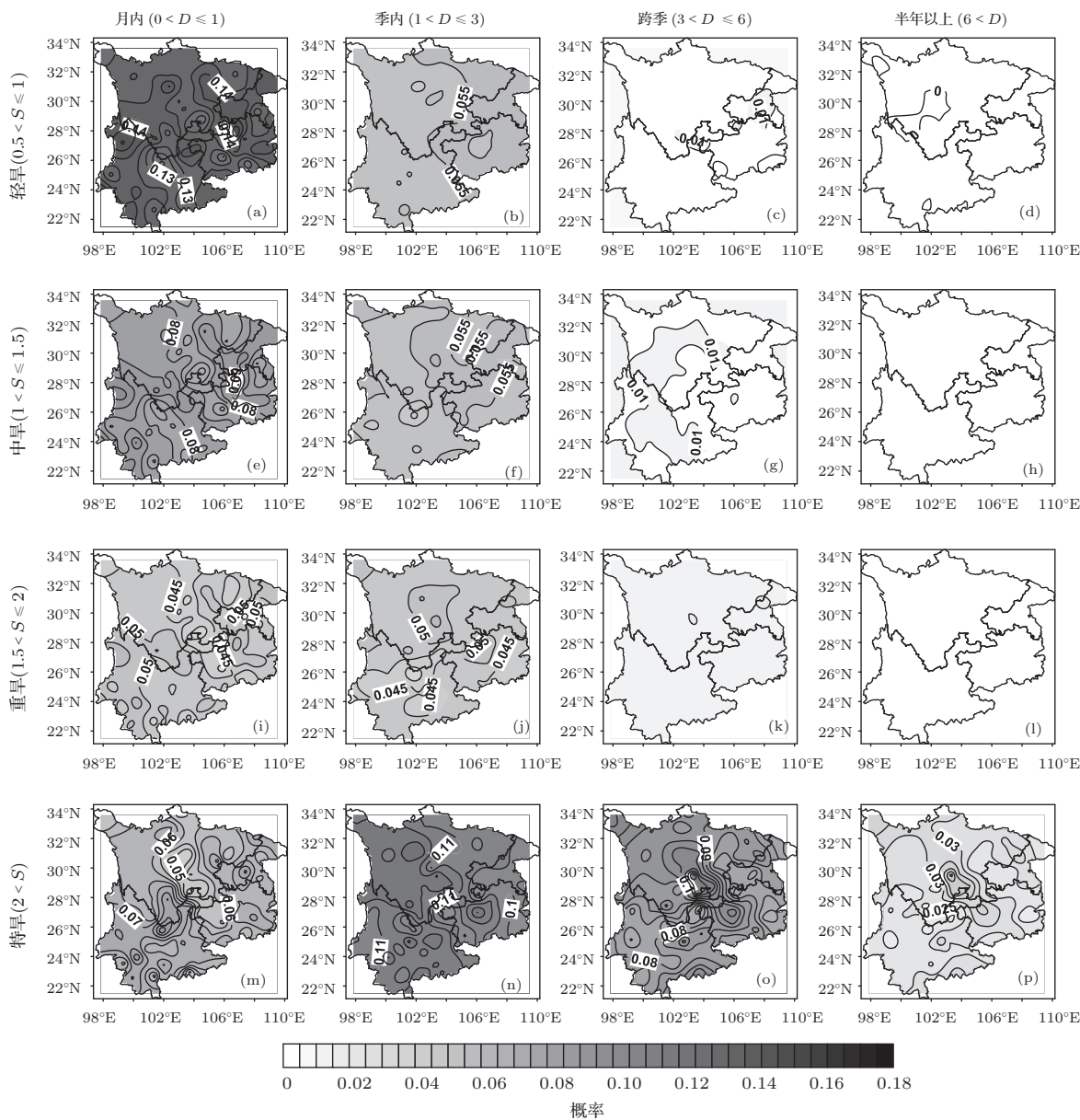


图4 不同等级组合得到的干旱类型概率空间分布 (a) 月内轻旱 ($0 < D \leq 1, 0.5 < S \leq 1$); (b)—(i) 类同 (a), 表示的是该图上方干旱历时区间与该图左边干旱强度区间组合得到的干旱类型

从图4可以看出,各组合类型的概率存在较大差异,其中月内轻旱(图4(a))、月内中旱(图4(e))、季内特旱(图4(n))和跨季特旱(图4(o))这4个组合类型的概率值明显大于其他组合类型,且月内轻旱的概率值最大,季内特旱次之.月内轻旱和月内中旱的概率高值区主要位于四川的东部和西部、云南的西南、贵州的中部及东北部地区和重庆西南部,从四川中部至贵州西部地区为低值区.季内特旱和跨季特旱的概率分布恰好相反,尤其是跨季特旱这种差异更为明显.从上述不同组合类型概率的空间分布特征及其差异可以看出,轻旱和中旱持续时间都较短,多为月内;而重旱和特旱持续时间较长,多为季内和跨季.

四川中部至贵州西部相对其他地区易有长时的重旱事件,而短时轻旱事件相对较少,表明该地区更易出现严重的干旱事件.历史上的干旱事件例

如1959年11月至1960年5月四川南部和贵州西部重旱,1978年10月至1979年5月四川东南部和贵州西部地区的冬春连旱,尤其贵州西部地区干旱时间长达191 d等事件也表明了该地区的确为重旱的高发区.这一现象可能与该地区的地形有较大关系,该地区地处第一阶梯与第二阶梯交汇处,西边为横断山脉,海拔高度多为4000—5000 m,山岭分割了西南气候与青藏高原气候;南边与东南边为云贵高原,海拔多为1000—2000 m,水汽由于受山脉抬升作用的影响,四川盆地外围地区相对易多雨,从而使得四川中部至贵州西部这一带状地区更易出现长时重旱事件.

除了强度、历时和发生概率,重现期也是另一个研究干旱特征的重要因子.根据重现期计算公式(7)–(10),仍以红原站为例,分析干旱的重现期特征,具体结果如图5所示.

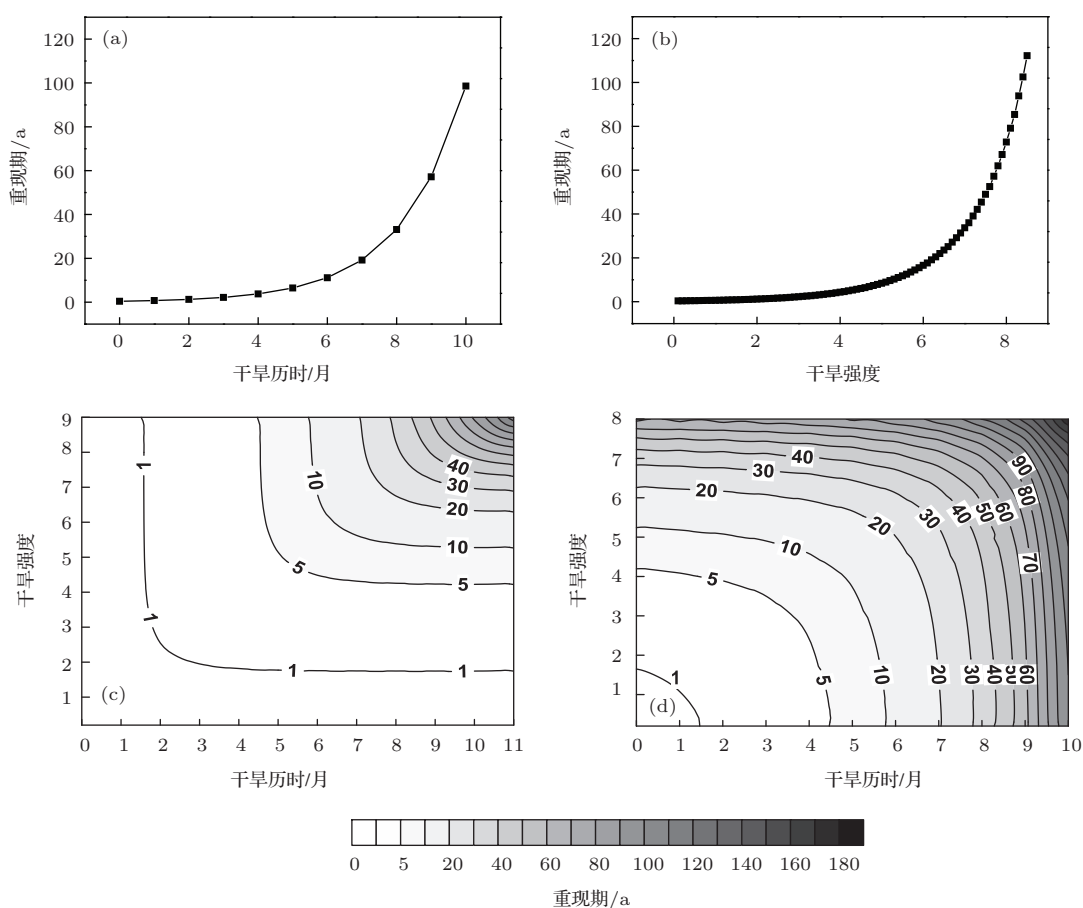


图5 红原站重现期特征 (a) 干旱历时重现期; (b) 干旱强度重现期; (c) 或的联合重现期; (d) 且的联合重现期

重现期指某次干旱强度(历时)大于给定的强度(历时)值,即认为该强度(历时)的干旱重现了一次,并非干旱强度(历时)值与给定的强度(历时)值

相等才认为重现一次.单因素的重现期只有一个参考指标,即只考虑干旱历时或只考虑干旱强度;但在求解干旱历时和干旱强度的联合重现期时,考

考虑“或”和“且”的两种重现期计算方法。“或”指干旱历时或干旱强度二者中,只要其中一个量大于给定的值即认为该强度的干旱重现一次;“且”指的是二者必须同时大于给定值才认为同强度的干旱重现了一次.图5(a),(b)是单因素重现期的曲线,而图5(c),(d)是双因素的重现期分布.从图5所示曲线或是利用(7)和(8)式可得到某一重现期值下的干旱历时及干旱强度的大小.比如,对于红原站1年一遇的干旱,其历时为1.4个月、强度为1.7;对于5年一遇的干旱,其历时为4.5个月、强度为4.2;对于10年一遇的干旱,其历时5.8个月、强度为5.2.

由于“或”和“且”两种联合重新期计算方法的差异,其结果(图5(c),(d))的分布特征差异较大.相同干旱历时及干旱强度下,“或”的重现期总是小于“且”的重现期.以历时为5个月、强度为5的干旱为例,“且”的重现期大小约为10年,而“或”的重现期大小只有5年.从以上分析可知,联合重现期和单因素的重现期存在较大差异,同一干旱强度(历时)在联合重现期中对应着多个重现期值,为此仅以单因素的重现期(图5(a),(b))作为干旱重现期划分标准是不全面的,因为其未考虑干旱的另一因素的重现期特征.

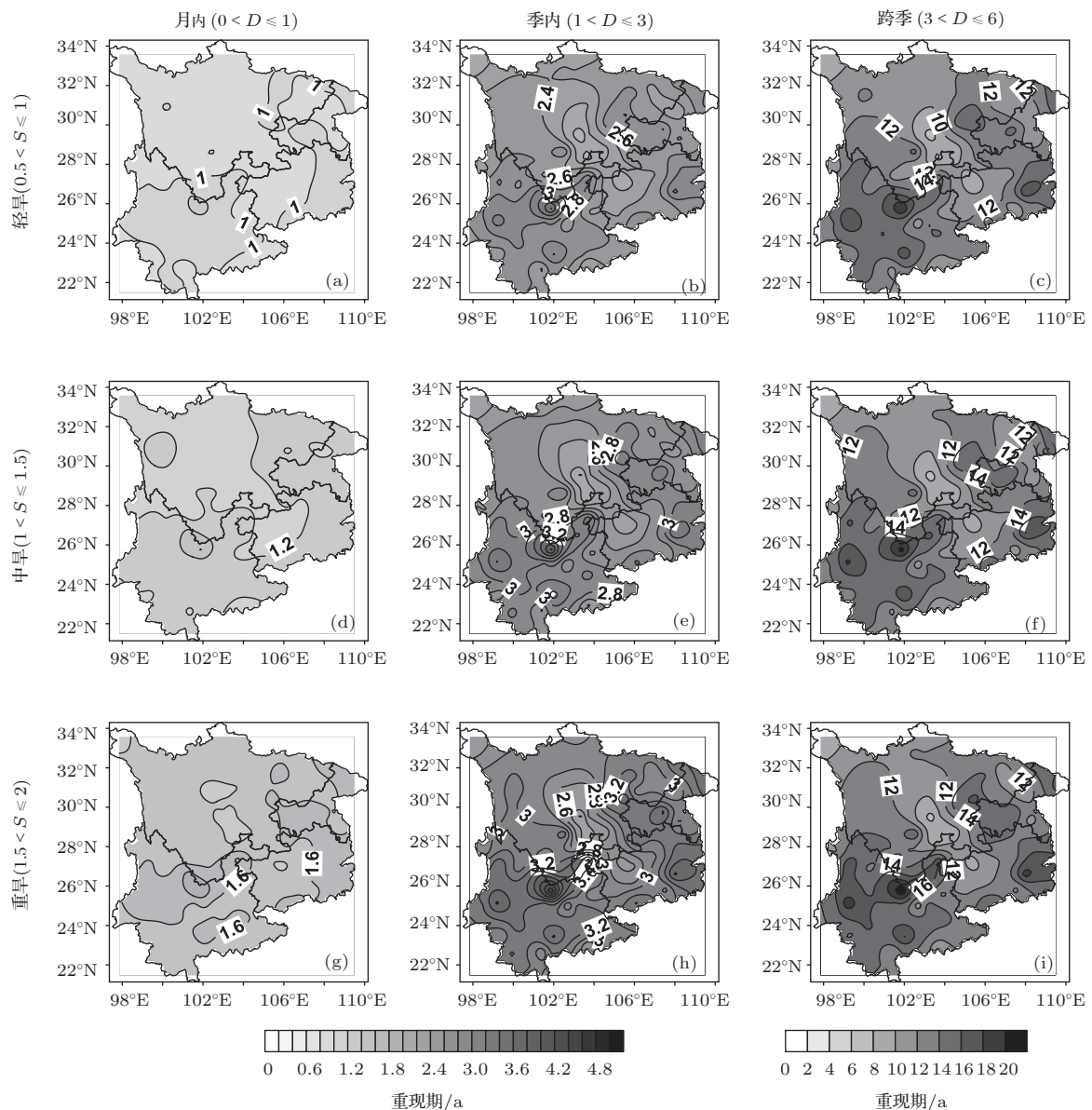


图6 “且”的组合类型的重现期最大值 (a) 月内轻旱 ($0 < D \leq 1$, $0.5 < S \leq 1$); (b)—(i) 类同 (a), 表示的是该图上方干旱历时区间与该图左边干旱强度区间组合得到的干旱类型 (图(c), (f), (i) 对应 0—20 的色标, 其他对应 0—4.8 的色标)

利用前文所述的干旱历时和干旱强度的等级划分标准及组合方式, 分别求解不同干旱历时和干旱强度组合类型重现期的最大值和最小值. 由于联合重现期有两种计算方式, 受篇幅所限下文仅给出

“且”的结果. 图6和图7分别为不同组合类型重现期的最大值和最小值的空间分布. 包含有干旱历时为“半年以上”或干旱强度属“特旱”的组合类型不存在最大重现期.

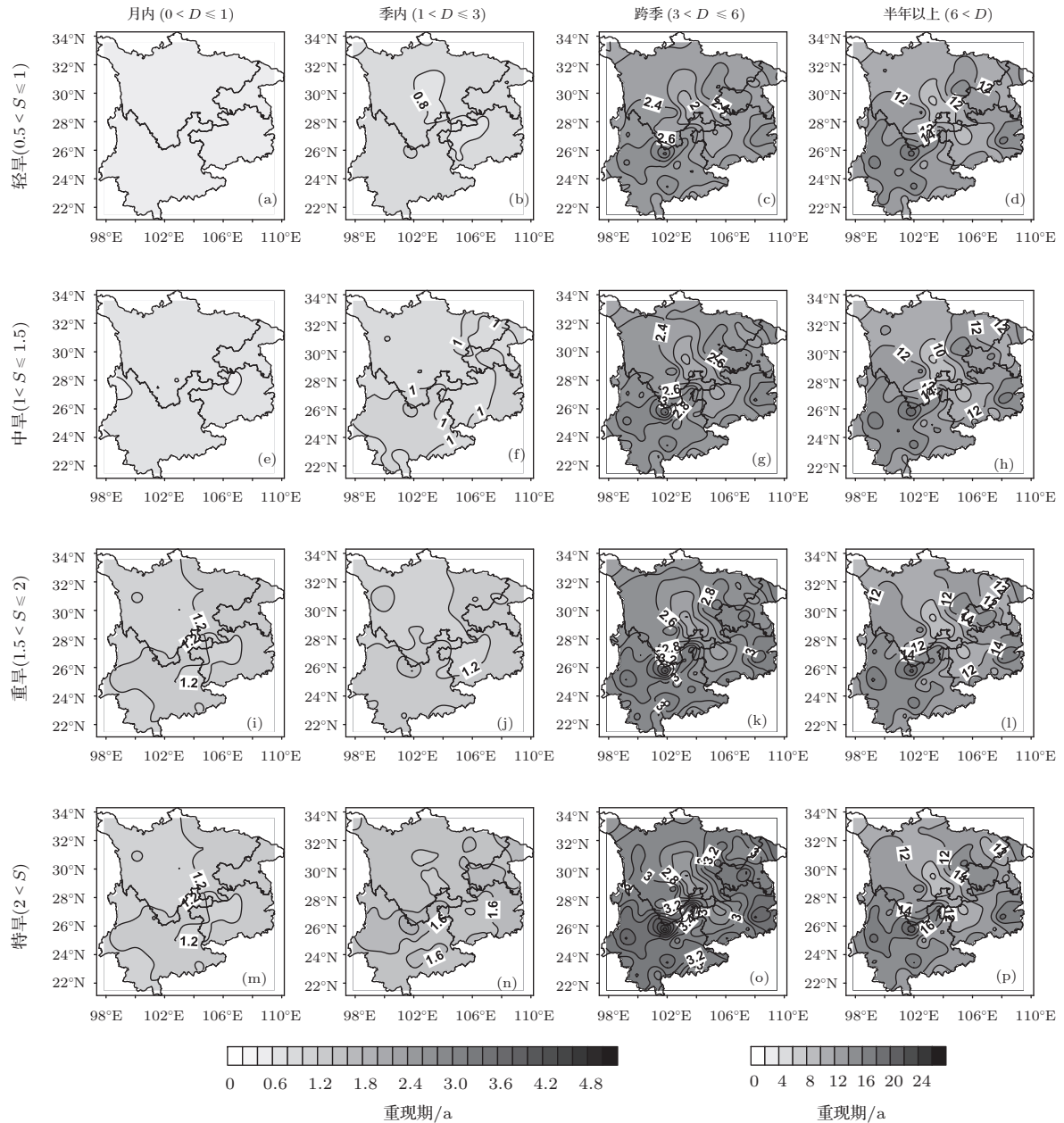


图7 “且”的组合类型的重现期最小值 (a) 月内轻旱 ($0 < D \leq 1, 0.5 < S \leq 1$); (b)—(i) 类同 (a), 表示的是该图上方干旱历时区间与该图左边干旱强度区间组合得到的干旱类型 (图 (d), (h), (l), (p) 对应 0—26 的色标, 其他对应 0—4.8 的色标)

由图6和图7可以看出, 月内不同强度干旱事件的最大及最小重现期值较小且空间分布无明显差异, 如月内轻旱的最小重现期跨度为0.41—0.55年, 最大重现期的跨度为0.84—1.31年, 随着干旱强度的增大, 最大及最小重现期值都有增大. 季内不同强度干旱事件的最小重现期的空间分布

差异同样不明显, 但其最大重现期的空间分布却表现出东部和西部的水重现期偏大, 中部地区偏小的特征. 干旱历时为跨季和半年以上组合类型的最大及最小重现期空间分布特点和上述相似, 且重现期值跨度较大 (表4, *表示最小重现期的波动范围, **表示最大重现期的波动范围). 图6和

图7中的子图多数都出现了西南地区东部和西部地区的重现期相对于中部地区的重现期偏大的特征, 其空间分布特征和图4类似. 因此在西南地 区中更应关注四川中部至贵州西部一带的干旱, 因为该地区是严重干旱事件的易发区并且重现期 较短.

表4 不同组合干旱类型的最小和最大重现期跨度

	月内 ($0 < D \leq 1$)	季内 ($1 < D \leq 3$)	跨季 ($3 < D \leq 6$)	半年以上 ($6 < D$)
轻旱	0.41—0.55*	0.74—1.07*	1.78—3.29*	6.84—19.24*
($0.5 < S \leq 1$)	0.84—1.31**	1.84—3.65**	6.89—20.1**	
中旱	0.57—0.76*	0.84—1.31*	1.84—3.64*	6.89—20.1*
($1 < S \leq 1.5$)	1.11—1.31**	1.95—4.07**	6.97—21.01**	
重旱	0.81—1.05*	1—1.62*	1.95—4.07*	6.97—21.01*
($1.5 < S \leq 2$)	1.26—2.01**	2.14—4.59**	7.01—22.02**	
特旱 ($2 < S$)	1.1—1.43*	1.26—2.01*	2.14—4.59*	7.1—22.02*

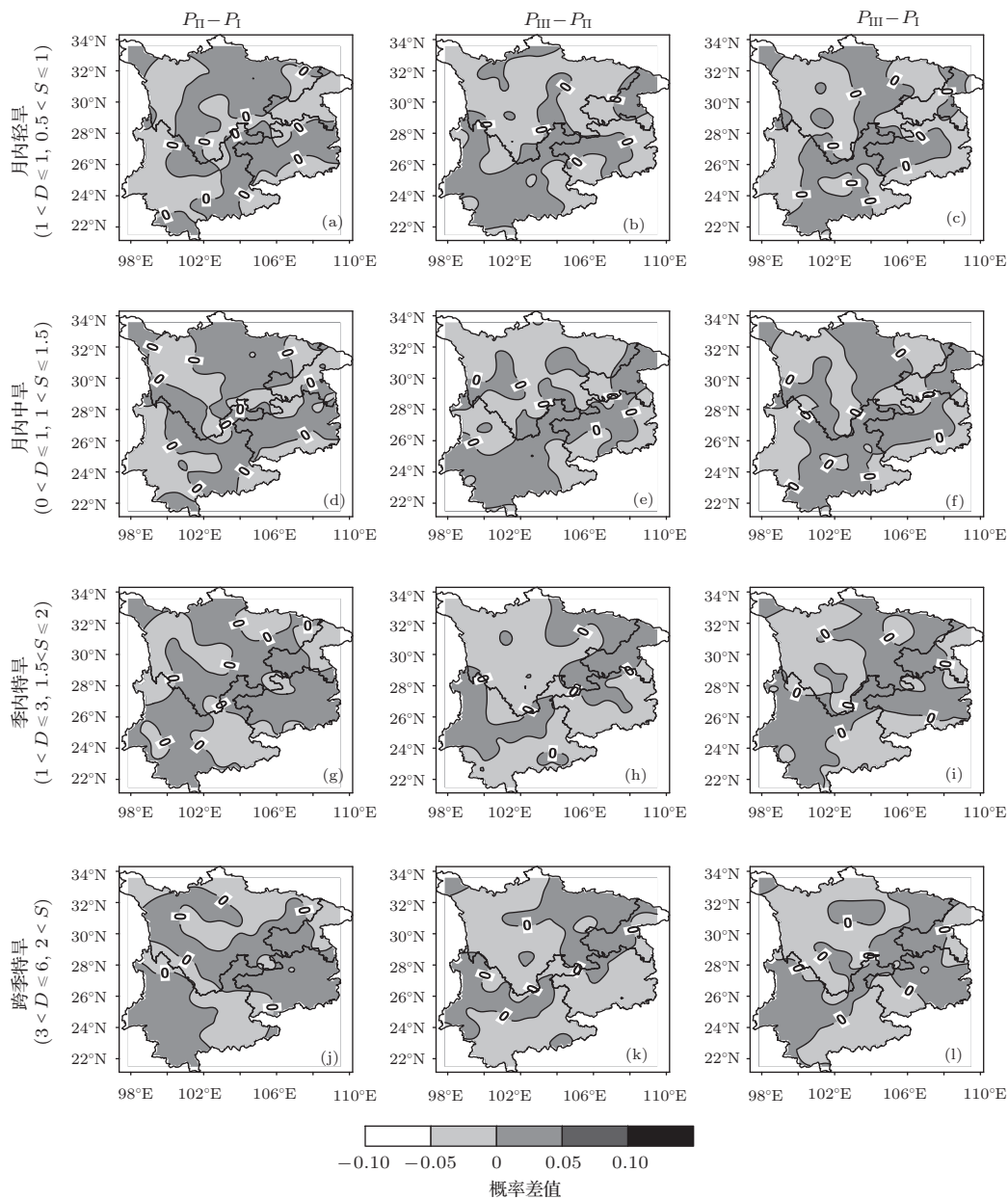


图8 各组合干旱类型在不同气候态下的发生概率差值 ($P_{II} - P_I$ 表示由气候态 II 的样本计算的概率值减去由气候态 I 的样本计算的概率, $P_{III} - P_{II}$, $P_{III} - P_I$ 类同 $P_{II} - P_I$) (a) 月内轻旱 ($0 < D \leq 1$, $0.5 < S \leq 1$) 在气候态 II 和 I 的概率差值; (b)—(i) 类同 (a), 表示的是该图左边的干旱类型和上方对应的气候态差值

以上计算分析均基于1961—2010年的资料. 但对于不同时段的数据, 为了清楚利用上述方法计算得到的结果有何差异, 即结果是否具有一定的稳定性, 本文以30年为一个气候态进行时间划分, 可得气候态I(1961—1990)、气候态II(1971—2000)、气候态III(1981—2010). 利用上述分组方法, 分别计算各气候态下各组合类型的概率并做差值. 由于组合类型较多, 图8仅给出了图4中的4个概率较大的组合类型, 即月内轻旱、月内中旱、季内特旱、跨季特旱.

从图8给出的差值可以看出, 4个概率较大的组合类型在不同气候态下算得的概率差异较小, 波动幅度均为 ± 0.05 , 没有出现明显的空间分布差异. 由以上结果可以得出, 本文对干旱的描述方法在各气候态下得到的结果无明显差异, 组合类型概率描述具有一定稳定性与适用性, 为此可推得在后续的一段时间内该方法对西南地区的干旱组合类型概率仍是适用的. 另外, 从图8还可以看出, 云南西南部、贵州中西部及东部、四川北部部分区域在这4个组合类型中的概率均表现出增大趋势, 而其他地区则为降低趋势, 如果这一趋势继续维持, 上述概率值增大的区域需更加关注, 因为这些地区随着时间表现出增大的干旱风险, 易出现严重干旱事件.

5 结 论

基于西南地区89站的1961—2010年逐月降水数据, 借助于游程理论, 从SPI序列中分离出干旱事件, 再利用Copula函数建立的二维概率分布分析了西南地区干旱特征并得到如下初步结果.

1) 西南各站的干旱历时与干旱强度分别符合指数分布与Gamma分布.

2) 各站的联合概率分布与超越概率分布差异不大, 干旱事件多为历时小于4个月、强度小于3的干旱事件, 此类干旱事件约占总干旱事件的80%, 近年来西南地区的干旱事件是极罕见的干旱, 其干旱强度大于3, 干旱历时达到了近半年的时间, 这类干旱事件的超越概率约为0.1, 说明历史上比这类事件更严重的干旱事件占有所有干旱事件的1%左右.

3) 月内轻旱、月内中旱、季内特旱和跨季特旱相对其他组合类型概率较大. 空间分布特征表现出干旱历时小于3个月和干旱强度为中旱以下的干旱

类型多出现在西南地区的东部和西部, 而干旱历时大于3个月和干旱强度为重旱以上的干旱类型的概率空间分布差异恰好相反.

4) 红原站单因素重现期为1年时, 干旱历时为1.4个月, 干旱强度为1.7, 重现期为5年时干旱历时为4.5个月, 干旱强度为4.2. 由于联合重现期计算方法的不同, 同强度的干旱历时和干旱强度得到的“或”和“且”的重现期值差异较大. 另外, 单个干旱历时或干旱强度的值在联合重现期中对应了多个重现期, 为此仅用干旱历时或干旱强度的重现期来衡量干旱事件的重现是不确切的, 而用联合重现期作为干旱事件重现期的指标会更确切且合理些.

5) 组合类型的最小、最大重现期都表现出随着干旱强度和干旱历时的增大空间差异逐渐显著, 同时季内包含的干旱类型的最小重现期空间分布差异不明显, 而其最大重现期的空间分布有一定的差异性; 跨季和半年以上的重现期的空间差异最明显. 空间分布特征都表现为四川中部至贵州西部地区的重现期在同类型中相对其他地区偏小.

6) 不同气候态的组合类型概率差异不明显, 概率波动在 ± 0.05 间. 因此, 本文对西南地区干旱描述的方法具有一定的稳定性与适用性. 干旱类型的概率并未随气候态的差异出现显著的波动, 进一步能得出在未来的一段时间内该地区的概率分布仍满足目前的分布特征, 不会出现太大波动.

参考文献

- [1] Gao H, Yang S 2009 *J. Geophys. Res.* **114** D24104
- [2] Qian W H, Shan X L, Zhu Y F 2011 *Adv. Atmos. Sci.* **28** 310
- [3] Xin X G, Yu R C, Zhou T J, Wang B 2006 *J. Climate* **19** 3197
- [4] Xin X G, Yu R C, Zhou T J 2009 *Chin. J. Atmos. Sci.* **33** 1165 (in Chinese) [辛晓歌, 宇如聪, 周天军 2009 大气科学 **33** 1165]
- [5] Yu W J, Shao M Y, Ren M L, Zhou H J, Jiang Z H, Li D L 2013 *Acta Ecol. Sin.* **33** 317
- [6] Yang J, Gong D Y, Wang W S, Hu M, Mao R 2012 *Meteorol. Atmos. Phys.* **115** 173
- [7] Huang R H, Liu Y, Wang L, Wang L 2012 *Chin. J. Atmos. Sci.* **36** 443 (in Chinese) [黄荣辉, 刘永, 王林, 王磊 2012 大气科学 **36** 443]
- [8] 中华人民共和国国家统计局 <http://data.stats.gov.cn/workspace/index?m=hgnd> [2014-06-07]
- [9] Feng G L, Dai X G, Wang A H, Chou J F 2001 *Acta Phys. Sin.* **50** 606 (in Chinese) [封国林, 戴新刚, 王爱慧, 丑纪范 2001 物理学报 **50** 606]

- [10] Huang J P, Yi Y H, Wang S W, Chou J F 1993 *Quart. J. Roy. Meteorol. Soc.* **119** 547
- [11] Huang J P, Minnis P, Yan H, Yi Y, Chen B, Zhang L, Ayers J K 2010 *Atmos. Chem. Phys.* **10** 6863
- [12] Huang J P, Guan X, Ji F 2012 *Atmos. Chem. Phys.* **12** 5391
- [13] Dai X G, Wang P, Zhang K J 2013 *Acta Phys. Sin.* **62** 129201 (in Chinese) [戴新刚, 汪萍, 张凯静 2013 物理学报 **62** 129201]
- [14] Dai X G, Zhang K J 2012 *Acta Phys. Sin.* **61** 199201 (in Chinese) [戴新刚, 张凯静 2012 物理学报 **61** 199201]
- [15] McKee T B, Doesken N J, Kleist J 1993 *Eighth Conference on Applied Climatology* Anaheim, USA, January 17–22, 1993 p179
- [16] McKee T B, Doesken N J, Kleist J 1995 *9th AMS Conference on Applied Climatology* Dallas, USA, January 15–20, 1995 p233
- [17] Kangas R S, Brown T J 2007 *Int. J. Climatol.* **27** 1303
- [18] Alley W M 1985 *J. Am. Water Resour. Assoc.* **21** 105
- [19] Lana X, Burgueno A 1998 *Int. J. Climatol.* **18** 93
- [20] Hou W, Zhang C J, Gao G 2013 *Arid Zone Res.* **30** 74 (in Chinese) [侯威, 张存杰, 高歌 2013 干旱区研究 **30** 74]
- [21] Sklar A 1959 *Fonctions de Répartition à Dimensions et Leurs Marges* (Paris: Publications de l'Institut de Statistique de L'Université de Paris) pp229–231
- [22] Liu C L, Zhang Q, Vijay P S, Cui Y 2011 *Nat. Hazards* **59** 1533
- [23] Shiao J T, Reza M, Saralees N 2012 *Environ. Model. Assess.* **17** 469
- [24] Ummul F A R, Panlop Z 2014 *Theor. Appl. Climatol.* **115** 153
- [25] Kao S C, Rao S G 2010 *J. Hydrol.* **380** 121
- [26] Li J, Li Y, Song S B, Cui C F 2012 *J. China Hydrol.* **32** 43 (in Chinese) [李计, 李毅, 宋松柏, 崔晨风 2012 水文 **32** 43]
- [27] Liu J G, Wan J H, Tan X M, Ma J M, Zhang N Q 2011 *J. Disaster Preven. Miti. Eng.* **31** 196 (in Chinese) [刘建刚, 万金红, 谭徐明, 马建明, 张念强 2011 防灾减灾工程学报 **31** 196]
- [28] Li Y H, Xu H M, Liu D 2009 *Acta Meteorol. Sin.* **67** 122 (in Chinese) [李永华, 徐海明, 刘德 2009 气象学报 **67** 122]
- [29] Song J, Yang H, Li C Y 2011 *Chin. J. Atmos. Sci.* **35** 1009 (in Chinese) [宋洁, 杨辉, 李崇银 2011 大气科学 **35** 1009]
- [30] Herbst P H, Bredenkamp D B, Barker H M G 1966 *J. Hydrol.* **4** 264
- [31] Guttman N B 1998 *J. Am. Water Resour. Assoc.* **34** 113
- [32] Mohan S, Rangacharya N C V 1991 *Hydrol. Sci. J.* **36** 11
- [33] Shen H W, Guillermo Q T 1995 *J. Hydraul. Eng.* **121** 413
- [34] Zelenhastić E, Salvai A 1987 *Water Resour. Res.* **23** 156
- [35] Shiao J T, Hsieh W S 2001 *J. Water Resour. Plann. Manage.* **127** 30
- [36] Fu G T, David B 2014 *J. Hydrol.* **510** 49
- [37] Zhang L, Singh V P 2007 *J. Hydrol.* **332** 93

Research on drought in southwest China based on the theory of run and two-dimensional joint distribution theory^{*}

Zuo Dong-Dong¹⁾ Hou Wei^{2)†} Yan Peng-Cheng³⁾ Feng Tai-Chen³⁾

1) (Department of Physics, Yangzhou University, Yangzhou 225002, China)

2) (Laboratory for Climate Studies, National Climate Center, China Meteorological Administration, Beijing 100081, China)

3) (College of Atmospheric Sciences, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China)

(Received 8 June 2014; revised manuscript received 17 July 2014)

Abstract

Based on the standardized precipitation index data of 89 meteorological stations in southwest China (Sichuan Province, Yunnan Province, Guizhou Province, Chongqing) during 1961–2010, the probability and interval time were analyzed by employing the theory of run and the Copula function. The droughts with duration less than 4 months and the severity less than 3 account for 80% of all the droughts in southwest China. Drought types are mainly light within a month, moderate within a month, severe within a season and severe within inter-seasons. The frequency of occurring of drought with a duration less than 3 months and the severity less than 1 is higher in the eastern and western areas, and the central region has higher frequencies of occurrence of drought with a duration greater than 3 months and with severity greater than 1.5. Return periods of drought in eastern and western areas are longer than that of central region. More obvious spatial difference appears with longer duration and greater severity. The probability differences of the same drought type in different climatic types are within 0.05, indicating that there is no wide-range fluctuation in the occurrence probabilities of all the drought types as the time goes on.

Keywords: southwest China, drought, theory of run, Copula function

PACS: 02.50.-r

DOI: 10.7498/aps.63.230204

^{*} Project supported by the National Natural Science Foundation of China (Grant Nos. 41305056, 41175067) and the National Basic Research Program of China (Grant No. 2012CB955901).

[†] Corresponding author. E-mail: houwei@cma.gov.cn