第24卷第3期
2013年 6月

水资源与水工程学报
Journal of Water Resources & Water Engineering

Vol. 24 No. 3
Jun. ,2013

基于 TRMM 3B42 数据的 1998 – 2010 年中国暴雨时空特征分析

常远勇[1,2]，侯西勇[1]，于良巨[1]，毋 亭[1,2]

(1. 中国科学院海岸带环境过程重点实验室(烟台海岸带研究所)，山东省海岸带环境过程重点实验室，中国科学院烟台海岸带研究所，山东 烟台 264003; 2. 中国科学院研究生院，北京 10049)

摘　要: 基于 TRMM 3B42 数据，构建 5 个年尺度时间序列参数，借助 GIS 空间分析和数学方法，揭示和分析 1998 – 2010 年暴雨降水的格局与过程特征。研究表明: 13 年来，年暴雨降水总量与年降水总量均呈缓慢下降的趋势，且空间格局相似，年暴雨降水比例时间波动较显著; 暴雨集中分布区年降水以及年暴雨降水的时间波动均比较明显，年暴雨频次的时间波动较小但空间差异显著; 暴雨降水空间分布在东西方向的差异性明显强于南北方向; 年暴雨降水呈现向东北方向偏移的趋势; 5 个变量的变化趋势均表现出较强的空间差异性，且大部分像元呈增加(或减少)但统计不显著的趋势。

关键词: TRMM 3B42; 暴雨; 重心; Mann – Kendall; 时空特征

中图分类号: P333.2　　**文献标识码:** A　　**文章编号:** 1672-643X(2013)03-0105-08

Analysis of spatial and temporal characteristics of rainstorm in China from 1998 to 2010 based on TRMM 3B42 data

CHANG Yuanyong[1,2], HOU Xiyong[1], YU Liangju[1], WU Ting[1,2]

(1. *Key Laboratory of Coastal Zone Environmental Processes*, *Shandong Provincial Key Laboratory of Coastal Zone Environmental Processes*, *Yantai Institute of Coastal Zone Research*, *Chinese Academy of Sciences*, *Yantai* 264003, *China*; 2. *Graduate University of Chinese Academy of Sciences*, *Beijing* 100049, *China*)

Abstract: Based on TRMM 3B42 precipitation data, 5 time series at annual scale were defined. Then the spatial and temporal dynamics of rainstorm were evaluated by GIS technology and mathematical method. The results show that Both the amount of annual precipitation and annual rainstorm precipitation appeared slight decrease trend and their spatial patterns were much similar in the past 13 years. Significant fluctuations of rainstorm ratio could be found in the past 13 years. In the rainstorm concentration area, annual rainstorm precipitation shows more significant fluctuations than annual precipitation. Annual rainstorm frequency changes smoothly but with significant spatial difference. The imbalanced distribution of rainstorm in latitudinal direction is more obvious than that of longitudinal direction. Rainstorm showed tendency of moving to northeast in the past 13 years. The changing trends of the five variables show significant spatial differences and most areas appear increase or decrease but not significant trend.

Key words: TRMM 3B42; rainstorm; center of gravity; Mann – Kendall; spatial-temporal dynamics

随着全球气候变暖，极端天气灾害频繁发生，暴雨作为一种主要的气象灾害，严重制约着区域经济社会可持续发展。我国是雨洪灾害多发的国家，暴雨降水比较普遍，且极易成灾致灾。深入研究暴雨降水的分布及变化特征，对于分析气候变化背景下的水循环及极端气候事件预测等具有重要意义。国内外已有不少学者对区域及全球暴雨降水进行研究，Shi 等[1]对 1960 – 2009 年上海市暴雨等气象灾害特征进行了研究; 姜德娟等[2]对 1961 – 2008 年山东省极端降水事件的变化趋势进行了分析; 郑腾飞等[3]基于站点数据，对江苏省极端降水时空分布特征进行了研究; 孙阿丽等[4]以上海黄浦区为例对暴雨内涝的危险性进

收稿日期: 2013-01-23;　**修回日期:** 2013-04-10

基金项目: 中国科学院战略性先导科技专项项目(XDA05130703); 中国科学院知识创新工程重要方向项目(kzcx2 – yw – 224)

作者简介: 常远勇(1987-)，男，河南信阳人，硕士研究生，主要从事海岸带环境遥感研究。

通讯作者: 侯西勇(1976-)，男，山东泰安人，博士，研究员，主要从事海岸带环境遥感与信息系统、海岸带综合管理研究。

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

行了评价; 董伟等[5] 利用 1961 – 2010 年吉林省 46 个气象站逐日降水资料,对极端降水事件的时空分布及变化趋势进行了分析; 杨素英等[6] 分析了增暖背景下中国东北地区极端降水事件的演变特征; 胡蓓蓓等[7] 基于情景模拟方法对天津市滨海新区 2020 年暴雨内涝风险进行了评估; 李剑锋等[8] 基于 1960 – 2005 年新疆 51 个站点的日降水资料,对最大连续降水事件时空变化进行了研究; 刘家福[9] 等对亚洲典型区域暴雨洪灾风险评价进行了研究; Zhai 等[10] 对中国 1951 – 1995 年极端降水进行了研究,发现中国降水天数显著减少,而降水强度则显著增加; 张勇等[11] 基于气候变化预估结果,预测了中国未来极端降水事件的变化趋势; 鲍名等[12] 对 40 年来中国暴雨的年代变化特征进行了研究; Christensen 等[13] 研究了欧洲夏季极端降水的变化特征; Kunkel 等[14] 的研究表明美国极端降水有上升趋势,澳大利亚西部极端降水有减少趋势; Saeed 等[15] 基于降水阈值概率对洪水灾害进行预测。在众多的研究中,大都是基于地面站点数据,利用数学统计方法,而基于时间序列遥感信息在像元尺度对宏观区域极端降水时空变化特征进行的研究则比较少见。

TRMM 计划是由日本国家空间发展署(NASDA) 和美国国家航空航天局(NASA) 地球科学办公室共同主持的一项国际联合计划。TRMM 卫星于 1997 年 11 月 28 日发射,其搭载 5 个传感器,可免费提供多种测雨产品。国内外已有不少学者对 TRMM 降水数据的精度进行过验证: Almazroui 等[16] 基于 TRMM 3B42 数据对 1998 – 2009 年沙特阿拉伯降水时空分布特征进行分析,发现在湿季 TRMM 3B42 数据对降水有一定的低估作用,但在月尺度 TRMM 3B42 数据和站点观测数据的相关系数达到 0. 9; Feidas[17] 结合 TRMM、GPCC、CMAP 以及站点观测数据对希腊降水进行研究,表明 TRMM 3B43 数据与站点观测数据的效率系数达到 0. 78,相关系数则高达 0. 9; Nicholson 等[18] 将西非 TRMM 数据与高密度站点数据进行对比,发现月、季尺度 TRMM 数据与站点数据具有极高的一致性,且月尺度 RMSE 小于 0. 6mm/d; Tarnavsky 等[19] 利用 K – S 检验对突尼斯某流域 TRMM 3B42 数据和地面站点数据的一致性进行检验,表明 TRMM 3B42 数据具有很高的精度; Beighley 等[20] 分别以 TRMM 3B42、CMORPH、PERSIANN 三种数据作为水文模型的数据源,对刚果流域进行模拟,表明 TRMM 3B42 数据的精度最高,模拟结果非常接近实测数据; Ouma 等[21] 在流域尺度比较 TRMM 3B42 数据与站点观测数据的差异,表明随着时间尺度的扩大,TRMM 3B42 数据精度逐渐提高,在年尺度可决系数达到 0. 94; Liechti 等[22] 比较 TRMM 3B42、FEWS、CMORPH、GPCC 等多种降水数据,发现 TRMM 3B42 数据精度最高,并将其作为流域水文模拟的数据源; Han 等[23] 选取美国和韩国境内的多个研究区,对不同地理条件下 TRMM 3B42 数据精度进行评价,表明 TRMM 3B42 数据在半干旱和湿润区域精度极高,对极端降水有小的误差,但总体精度较高; Henschke 等[24] 以美国路易斯安那州为例对 TRMM 3B42 数据进行验证,发现 TRMM 3B42 数据对热带风暴具有很好的指示能力; Syakur 等[25] 以印度尼西亚巴厘岛为研究区,比较 TRMM 3B42 数据与地面观测数据,发现月尺度上二者相关系数达到 0. 9; 刘奇等[26] 基于 TRMM 3A12 长期观测资料,借助 GPCP 资料,对亚洲范围内洋面、陆面及 6 个典型区域降水准确性进行评估,表明 TRMM 3A12 对陆面降水存在低估,但对亚洲夏季降水的强弱降水中心及雨带位置的指示基本一致,总体误差不大; 刘俊峰等[27] 利用中国 50°N 以南大陆地区的 650 个台站降水数据,在日、月、年尺度上分析 TRMM 3B42 数据的适用性,发现随着时间尺度的增加,TRMM 数据的精度逐渐提高,且年尺度线性相关系数达 0. 92 以上; 骆三等[28] 利用 2004 – 2008 年 6 – 8 月中国 673 个气象站 6 h 降水资料检验同期 TRMM 3B42 数据的精度,表明卫星资料日平均降水和降水频率空间分布与台站资料非常类似,相关系数分别达到 0. 79 和 0. 84; 杨传国等[29] 利用淮河流域 1998 – 2000 年 30 个雨量站的实测日降雨资料,检验 TRMM 3B42 降雨数据质量,表明两组数据在逐日和逐月时间尺度上均具有较高的相关性; 郝振纯等[30] 利用 32 个观测台站降水资料在江河源区对 TRMM 3B42 数据精度进行评估,表明月尺度两者相关系数达到 0. 9 以上; Zhu 等[31] 利用 TRMM 3B42 数据计算降雨侵蚀力,并对数据精度进行验证,结果显示 TRMM 3B42 数据和站点观测资料基本保持一致,二者日降水量相关系数平均为 0. 86,有的甚至达到 1. 0。总之,众多的研究表明 TRMM 数据质量总体比较可靠,虽然在有些地区和季节具有一定的偏差,但大都与雨强有关,且随着时间尺度的增加,TRMM 数据的精度逐渐提高[27] ,因而可有效支持大范围、长尺度的气候模拟预报和降水时空特征分析等。

本文基于 TRMM 3B42 降水序列资料,构建年

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

降水总量、年暴雨降水总量、年暴雨频次、年暴雨降水比例、年暴雨降水平均强度 5 个变量的时间序列，基于 GIS 空间分析技术和数学方法，对 5 个时间序列的格局 – 过程特征进行分析，揭示 1998 – 2010 年中国大陆暴雨降水的时空变化特征，研究旨在为区域防洪抗灾、水资源利用以及流域综合管理实践等提供参考。

1　研究区及数据

本研究所用数据为 TRMM 3B42 测雨资料，是 TRMM 卫星与其他卫星联合反演的降水产品，提供 1998 年以来全球（180°W ~ 180°E，50°S ~ 50°N）格点降水资料，该产品首先订正热带测雨卫星（TRMM）微波成像仪（TMI）资料，并联合 SSM/I、AMSR – E、AMSU – B 资料估值降水，其次利用全球降水气候计划（GPCP）的红外降水估值订正微波降水，进行微波和红外资料联合估值，最后再与逐月的雨量计观测资料匹配，其空间分辨率为 0.25° × 0.25°，时间分辨率为 3 h，每天 8 个数据集记录当天的降水信息。本文选用 1998 – 2010 年的 TRMM 3B42 降水数据，由 NASA 官网（http://trmm.gsfc.nasa.gov/）下载得到，高纬度区域数据空间精度略低，故将中国大陆 40°N 以南区域作为研究区。

2　研究方法

2.1　数据转换与处理

将 TRMM 3B42 资料转化为日降水量数据，公式为：

$$P_m = 3 \times \sum_{i=1}^{8} x_i \tag{1}$$

式中：P_m 为日降水量，mm；x_i 为第 i 时段 3 h 降水强度，mm/h。中国气象局业务规定 24 h 降雨量 ≥ 50 mm 为暴雨，本文据此标准提取暴雨信息，即：

$$P_s = \begin{cases} P_m & (P_m \geqslant 50) \\ 0 & (P_m < 50) \end{cases} \tag{2}$$

式中：P_s 为日暴雨降水量，mm。

在日降水量和日暴雨降水量的基础上，定义 5 个变量，并在像元尺度分别构建其年尺度时间序列数据：①年降水总量，累加日降水量得到 1998 – 2010 年间的年降水量序列，单位为 mm；②年暴雨降水总量，累加日暴雨降水量得到 1998 – 2010 年间的年暴雨降水量，单位为 mm；③年暴雨频次，历年暴雨发生的次数；④年暴雨降水比例，历年暴雨降水占年降水总量的比例，单位为%；⑤年暴雨降水平均强度，即年暴雨降水总量与年暴雨频次的比值，单位为 mm/次，无暴雨则赋值为 0。

2.2　主成分分析

主成分分析是在不损失或减少原有信息的前提下，将原来多个彼此相关的指标转换成新的少数几个彼此独立的指标体系的一种多元统计分析方法，从数学角度来看，是一种降维处理技术：将 N 个相关变量 X_i 线性组合成 M 个独立变量 Y_j，且 Y_j 中保持了 X_i 中的大部分信息，Y_j 就是通常所说的主成分，通常选取前几个主成分来概括原始变量的信息[32-33]。本研究运用主成分分析法，基于主成分图像的空间格局特征提取暴雨降水的集中分布区。

2.3　变异系数

变异系数 C_V（Coefficient of Variance），又称离散系数或标准差率，是标准差与平均数的比值，用来反映时间序列波动的统计指标，是衡量资料中各观测值变异程度的统计量，比标准差更能突出年际变化程度，C_V 值越大，表明序列越不稳定。其计算公式如下[34]：

$$C_V = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(p_{ri} - \bar{p})^2} \Big/ \bar{p} \tag{3}$$

$$\bar{p} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} p_{ri} \tag{4}$$

式中：P_{ri} 为第 i 年气象要素观测值，$i = 1, 2 \cdots, n$；$\bar{p}$ 为气象要素多年平均值。本研究中，P_{ri} 表示时间序列数据每一年的观测值，$\bar{p}$ 表示时间序列数据 13 年的平均值。

2.4　重心变化

重心，也称为加权平均中心，在地理学和环境学领域应用较广。对于在空间上分布不均匀的事物，重心会偏向于事物的高密度分部地区，偏离距离表明了事物在总体上的偏离程度[35]。因此，重心可揭示事物在空间上分布的不均衡性，比较不同时期分布强度重心的空间迁移，可进一步了解事物空间分布的时间变化特征[36]。计算公式为：

$$Y_t = \sum_{i=1}^{n}(C_{ij} \times Y_i) \Big/ \sum_{i=1}^{n} C_{ij} \tag{5}$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{n}(C_{ij} \times X_i) \Big/ \sum_{i=1}^{n} C_{ij} \tag{6}$$

式中：X_t、Y_t 为 t 时期某类地物或区域的重心坐标，X_i、Y_i 为某类对象像元的坐标，C_{ij} 是权重，通常是研究对象的某一个属性，例如计算区域的暴雨降水重心，那么 C_{ij} 便是 t 时期像元的暴雨降水值。

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

2.5 Mann－Kendall 检验

Mann－Kendall 检验简称为 M－K 法，是一种非参数统计检验方法，可适用于不具有正态分布特征变量的趋势分析，因此得到了非常广泛的应用[37－38]，假定 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 为时间序列变量，n 为时间序列长度，M－K 法定义统计量 S:

$$S = \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{k=j+1}^{n} \mathrm{sgn}(x_k - x_j) \tag{7}$$

$$\mathrm{sgn}(x_k - x_j) = \begin{cases} 1 & x_k - x_j > 0 \\ 0 & x_k - x_j = 0 \\ -1 & x_k - x_j < 0 \end{cases} \tag{8}$$

式中: x_j, x_k 分别为 j, k 年的相应测量值，且 $k > j$。

$$Z = \begin{cases} \dfrac{S-1}{\sqrt{D(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \dfrac{S+1}{\sqrt{D(S)}} & S < 0 \end{cases} \tag{9}$$

式中: Z 为一个正态分布的统计量; $D(S)$ 为方差，在给定的 α 置信水平，如果 $|Z| \geqslant Z_{1-\alpha/2}$，则拒绝原假设，即在 α 置信水平上时间序列存在明显的上升或下降趋势。趋势的大小 β 以如下公式计算:

$$\beta = \mathrm{Median}\left(\frac{x_k - x_j}{k - j}\right), \ \forall\ j < k \tag{10}$$

若 $\beta > 0$，表示呈上升趋势; 若 $\beta < 0$，表示呈下降趋势[39－40]。

3 结果分析

3.1 暴雨降水年际变化特征

1998－2010 年间年暴雨降水总量、年降水总量及二者比例的时间变化曲线如图 1。

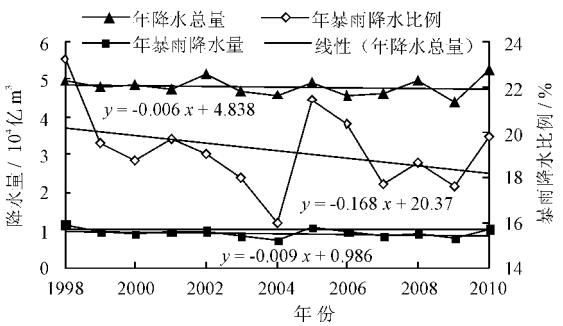


图 1 1998－2010 年年暴雨降水总量和年降水总量

由图 1 可见，年降水总量与年暴雨降水总量曲线走势基本一致，均呈缓慢下降趋势，13 年多年平均降水总量为 4.79×10^4 亿 m^3，多年平均暴雨降水总量为 0.92×10^4 亿 m^3; 13 a 年暴雨降水总量与年降水总量比例的走势总体呈下降趋势，但波动明显，介于 15.98% ～23.19% 之间，均值为 19.19%，1998 年和 2005 年是暴雨降水偏多的年份，2004 年则最低; 暴雨降水比例的波动表明 13 a 暴雨降水的年际不均匀性。

3.2 空间格局特征

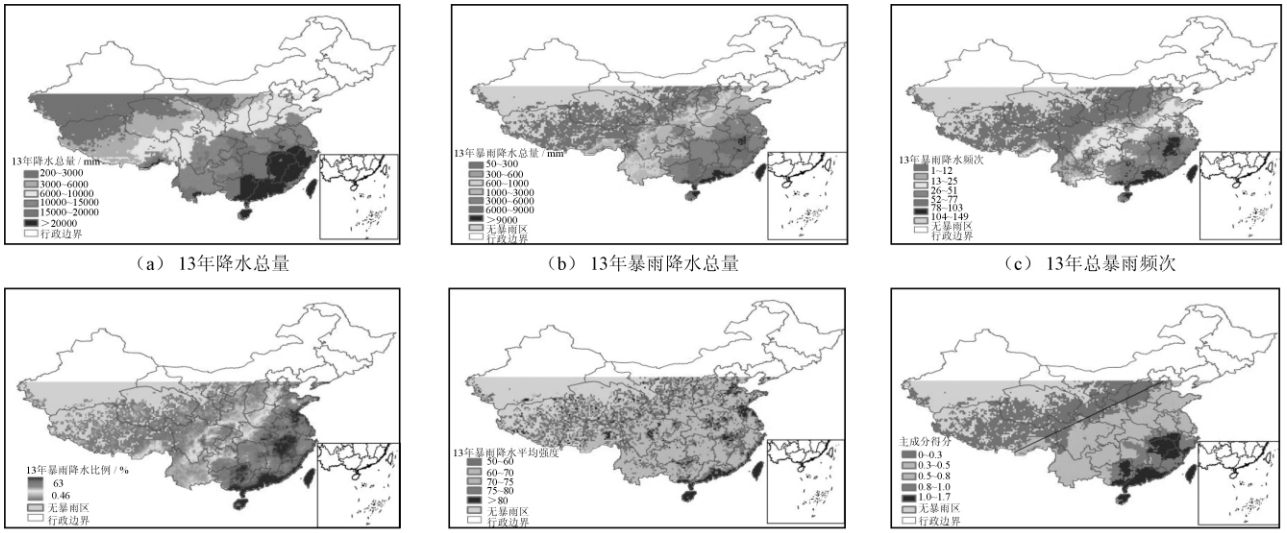
在像元尺度计算 13 年降水总量、暴雨降水总量、暴雨总频次、暴雨降水比例以及暴雨降水平均强度，如图 2a～2e，5 个图像之间的空间相关性比较显著，信息冗余严重，因而利用极差标准化方法进行归一化，进而基于主成分分析法进行降维处理，结果显示第一主成分(图 2f)的贡献率已达 90.0%，对应的特征向量为 $(0.708, 0.438, 0.001, 0.541, 0.119)^T$，其在 13 年降水总量、暴雨降水比例、暴雨降水量上有较大的载荷，而在其它指标上的正载荷均较小，而暴雨降水比例与暴雨降水平均强度具有很高的相关性，表明第一主成分代表了暴雨降水的总体分布特征，因而选取第一主成分反映暴雨降水的总体分布特征。具体而言: 暴雨降水呈现西北低、东南高的总体态势，广东、台湾、江西以及广西、海南、福建部分地区 13 年来暴雨降水最多，这些地区 13 年来的年降水总量、年暴雨频次、年暴雨降水比例也都比较高; 13 年暴雨降水总量的空间分布特征与 13 年降水总量大体一致，暴雨降水最多的地区是台湾以及广东沿海，而广阔的西部暴雨降水非常稀少; 13 年暴雨频次之和最高为 149 次，暴雨频次小于 13 的像元广泛分布于研究区西北部，这些区域年均暴雨频次均不大于 1 次; 从暴雨降水平均强度空间分布图可以看出，高暴雨降水比例的区域集中在东南部，且多年平均暴雨降水均值大都在 70～80 mm 之间。综合 5 个变量的空间分布图和第一主成分可见，暴雨主要集中于主成分得分大于 0.3 的东南部区域，据此划定暴雨集中区，如图 2f 中黑色线条的右下方区域，后续研究主要针对该空间范围进行讨论。

3.3 时间波动特征

在像元尺度计算 5 个变量年尺度序列的变异系数，如图 3。年降水总量、年暴雨降水总量变异系数的空间分布均呈现由西北向东南增大的特征，二者相关系数为 0.73，但不同区域的变异系数差异较大，表明 13 年年降水总量、年暴雨降水总量时间波动特征的空间差异较显著，变异系数高值区域对应年降水总量和年暴雨降水总量偏多的区域，表明降水总量和暴雨降水总量偏多的区域，其时间波动性也比较大; 年暴雨降水比例与年暴雨降水平均强度

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

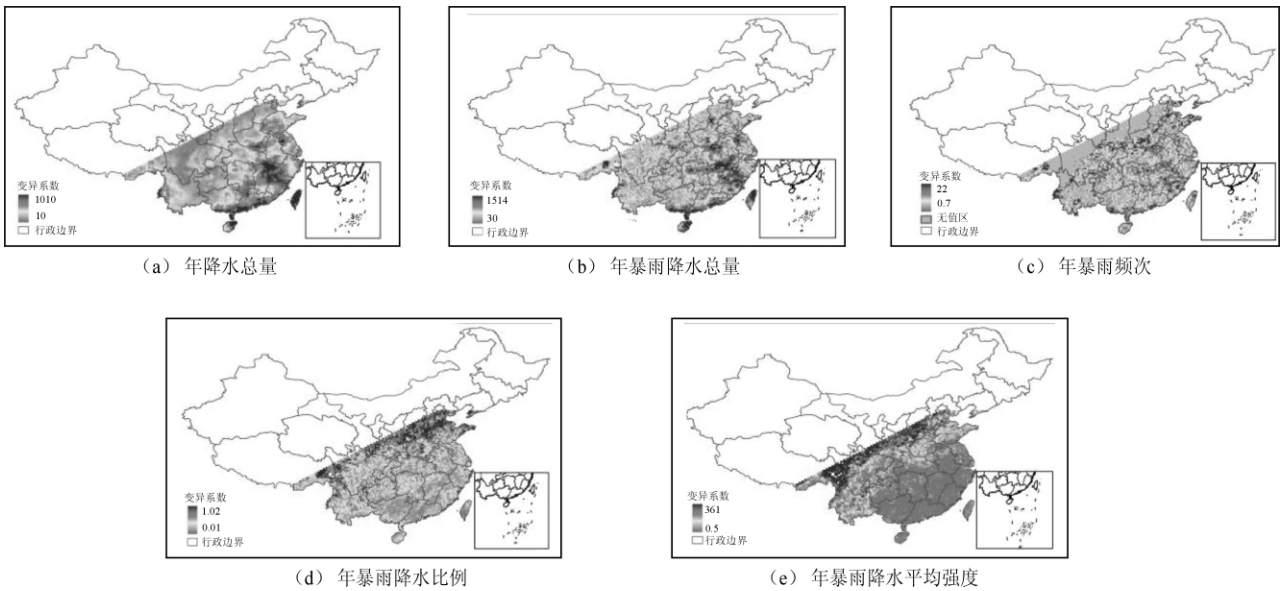
的变异系数空间分布极其相似,总体呈现东南低、西部高的特征,二者相关系数达到 0.74,低值区对应年降水总量、年暴雨降水总量变异系数较高的区域,表明东南部暴雨降水集中、年际波动大,但暴雨降水比例与暴雨降水平均强度均相对稳定,相反,对于西部暴雨较少发生的区域,年暴雨降水比例和年暴雨降水平均强度则波动很大; 年暴雨降水频次的变异系数相对稳定,但空间分布比较复杂,高、低值区分布零乱,表明 13 年暴雨频次的时间波动并不显著,但其空间差异却非常明显。



（a） 13年降水总量　（b） 13年暴雨降水总量　（c） 13年总暴雨频次

（d） 13年暴雨降水比例　（e） 13年暴雨降水平均强度　（f） 第一主成分

图 2　13 年降水和暴雨降水的空间格局特征



（a） 年降水总量　（b） 年暴雨降水总量　（c） 年暴雨频次

（d） 年暴雨降水比例　（e） 年暴雨降水平均强度

图 3　1998 – 2010 年 5 个变量的变异系数

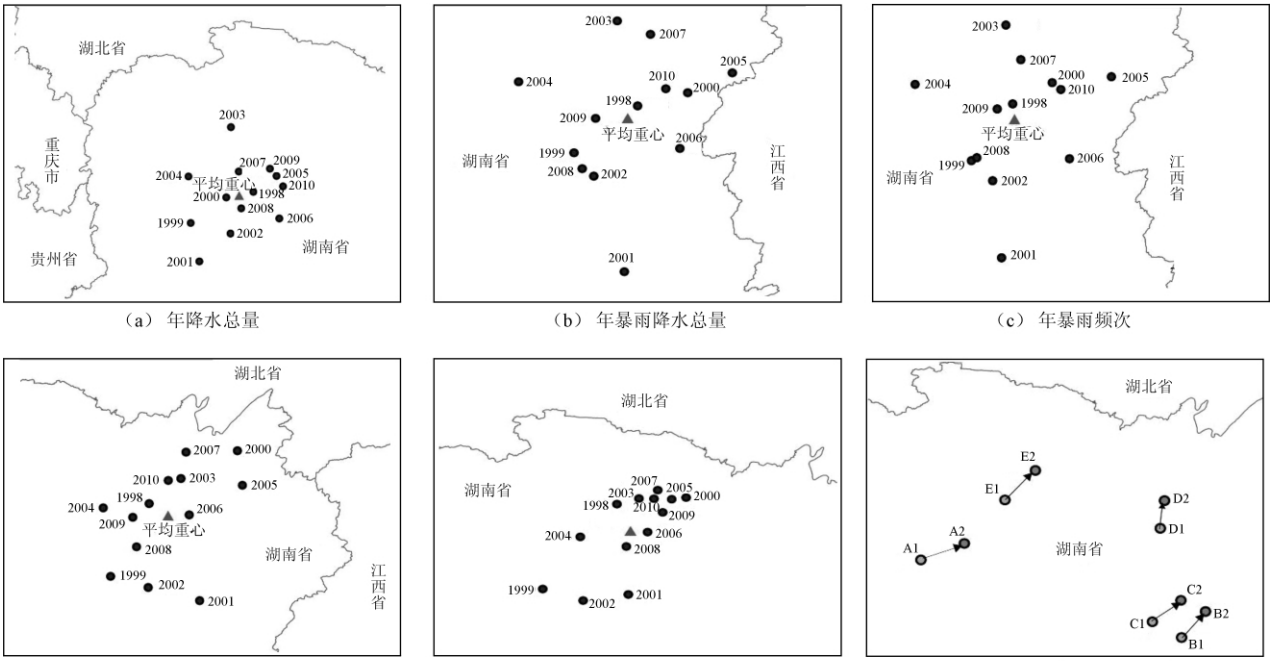
3.4　重心分布与变化

图 4 展示了 5 个变量历年的重心分布及 13a 的平均重心位置。总体上,5 个变量历年的重心均呈现围绕 13 a 平均重心跳跃分布的特征,移动轨迹比较复杂; 5 个变量历年的重心及 13 a 的平均重心均分布于湖南省境内,5 个变量之间平均重心东西最大距离约为 210 km,南北最大距离约为 150 km; 年降水总量和年暴雨降水总量的平均重心位置差别最大,且东西方向的位置偏差远大于南北方向,表明暴雨降水东西方向空间分布的不均衡性要明显强于南北方向。将时间序列分为 1998 – 2004、2004 – 2010 两个时段,分别计算 5 个变量前后两个时段的平均重心,如图 4f,A ~ E 分别表示年降水总量、年暴雨降水总量、年暴雨频次、年暴雨降水比例、年暴雨降

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

水平均强度五个变量，1、2 代表前后两个时段，可见，5 个变量的平均重心均呈现向东北偏移的趋势，但偏移的距离各不相同。

计算 5 个变量前后两个时段平均重心的偏移距离，并对 5 个变量 13 年重心移动距离之和进行统计，找出偏离平均重心最远处的重心，记录其对应的年份以及偏移距离，结果如表 1 所示。可见，年暴雨降水总量的平均重心位于年降水总量平均重心的东偏南方向；两个时段之间，年降水总量与年暴雨降水平均强度偏移距离最大，分别为 40.1 km 和 39.5 km，年暴雨降水比例偏移距离最小，为 28.5 km。5 个变量中，年降水总量的重心移动距离之和及最大偏移距离是最小的，而最大的则为年暴雨降水总量，且后者重心移动距离之和及最大偏移距离约为前者的 2 倍，表明 13 年暴雨降水的时间波动要明显强于降水总量；年暴雨频次和年暴雨降水总量的重心移动距离之和及最大偏移距离最为接近，且对应的最大偏移年份均为 2001 年，进一步从年暴雨降水比例、年暴雨降水平均强度重心的空间分布图来看，二者 2001 年重心相对于平均重心的偏差亦较大，表明 2001 年可能是暴雨降水空间分布较为异常的年份，且年暴雨降水比例、年暴雨降水平均强度的区域差异也明显强于其它年份。



(a) 年降水总量 (b) 年暴雨降水总量 (c) 年暴雨频次

(d) 年暴雨降水比例 (e) 年暴雨降水平均强度 (f) 前后两个时段的重心变化

图 4 1998－2010 年 5 个变量的重心分布与变化

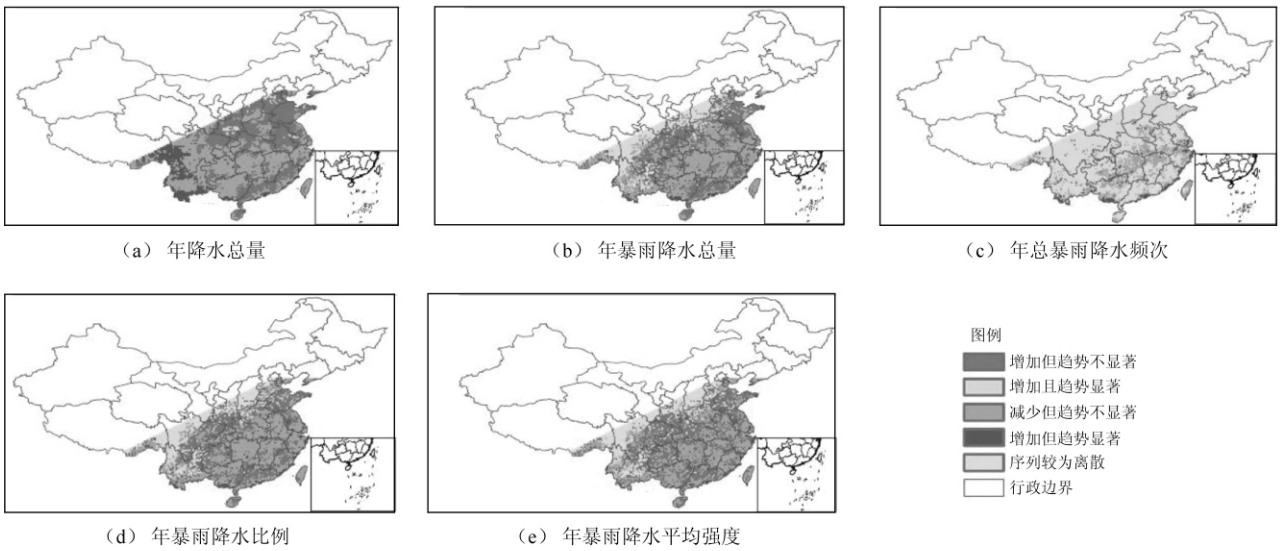
表 1 1998－2010 年重心移动特征 km

	两时段重心偏移距离	重心移动距离之和	最大偏移距离	最大偏移年份
年降水总量	40.1	745	77.8	2003
年暴雨降水总量	33.3	1350	151.4	2001
年暴雨频次	32.4	1220	134.2	2001
年暴雨降水比例	28.5	1037	88.7	2001
年暴雨降水平均强度	39.5	866	91.8	1999

3.5 时间变化的趋势特征

图 5 展示了 5 个变量不同变化趋势像元的空间分布特征。可见，5 个变量中，除年降水频次外，不同变化趋势像元的空间分布都比较复杂，且大部分像元呈增加（或减少）但统计不显著趋势；年降水总量呈增加趋势的区域集中于研究区北部以及东南沿海，中部和西南部区域降水大都呈减少趋势；年暴雨降水总量、年暴雨降水比例、年暴雨降水平均强度三者变化趋势的空间格局（图 5b，d，e）与年降水总量变化趋势的空间格局（图 5a）基本一致，表明暴雨降水是全年降水的重要组成部分，呈减少趋势的区域主要分布于中部，从行政区上看，除山东、广东以及陕西、四川部分区域外，其他区域降水均呈减少趋势；13 年大部分区域年暴雨频次比较离散，呈减少趋势的像元集中于湖南、湖北、江西三省交界区域，基本上不存在呈增加趋势的像元。

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net



(a) 年降水总量　(b) 年暴雨降水总量　(c) 年总暴雨降水频次

(d) 年暴雨降水比例　(e) 年暴雨降水平均强度

图 5　1998 – 2010 年 5 个变量时间变化趋势的空间格局特征

进一步统计不同变化趋势像元的数量分布特征,如图 6。可见,年降水总量、年暴雨降水总量、年暴雨降水比例和年暴雨降水平均强度 4 个变量的变化趋势中,超过 80% 的像元均呈增加(或减少)但统计不显著趋势,4 个变量中,呈减少趋势的像元均多于呈增加趋势的像元,二者平均比例分别为 48.2% 和 37.9%; 年暴雨频次的变化趋势中,66.1% 的像元年暴雨频次较为离散,33.9% 的像元年暴雨频次呈减少趋势,且无呈增加趋势的像元。

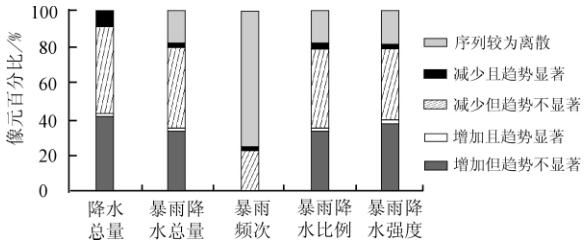


图 6　不同变化趋势像元的数量分布特征

4　结论与展望

基于 1998 – 2010 年间的 TRMM 3B42 资料,分析北纬 40°以南中国大陆年降水总量、年暴雨降水总量、年暴雨频次、年暴雨降水比例、年暴雨降水平均强度的空间格局特征和时间变化趋势,主要结论:

(1) 年尺度上,13 年来,年暴雨降水总量与年降水总量均呈缓慢下降趋势且空间格局比较相似,但暴雨降水比例时间波动较显著,1998 年和 2005 年是暴雨降水偏多的年份,2004 年则最低。

(2) 13 年暴雨降水总量的空间格局与 13 年降水总量空间格局大体一致,均呈现西北低、东南高的总体态势; 暴雨降水集中于台湾、海南、广东、江西、福建 5 个省份; 像元尺度 13 年暴雨总频次最高为 149 次,13 年暴雨降水平均强度大都介于 70 ~ 80 mm。

(3) 年降水总量和年暴雨降水总量时间波动性的空间差异显著,但总体上呈现西北低、东南高的特征; 年暴雨频次的时间波动不显著,但空间差异明显; 东南部暴雨降水集中、年际波动大,但年暴雨降水比例与和年暴雨降水平均强度均相对稳定。

(4) 5 个变量历年的重心均呈现围绕 13 年平均重心跳跃分布的特征,移动轨迹比较复杂; 13 年暴雨降水的时间波动要明显强于降水总量,且暴雨降水空间分布在东西方向的差异性要明显强于南北方向; 13 年暴雨降水呈现向东北方向偏移的趋势; 2001 年是暴雨降水空间分布较为异常的年份。

(5) 年暴雨降水总量、年暴雨降水比例、年暴雨降水平均强度时间变化趋势的空间格局基本一致,超过 80% 的像元呈增加(或减少)但统计不显著趋势,呈增加趋势的像元主要分布于研究区北部、中西部以及东南沿海,中部则多呈减少趋势; 年降水总量、年暴雨降水总量、年暴雨降水比例和年暴雨降水平均强度 4 个变量呈减少趋势的像元均多于呈增加趋势的像元; 大部分区域年暴雨频次较为离散,基本上不存在呈增加趋势的像元。

定量分析和揭示极端降水事件的时空动态及其动力机制,探求其长期变化趋势,对于增强适应全球气候变化的能力,进而提高防灾减灾能力,促进地方经济社会发展有着重要意义。本文在像元尺度进行计算和分析,初步揭示了中国大陆 13 年暴雨降水的时空动态特

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

征,但基于 TRMM 数据的更长时间尺度暴雨降水时空特征及其驱动机制、单次极端降水事件过程及其环境效应等都是值得进一步开展的研究工作。

参考文献:

[1] Shi J, Cui L L. Characteristics of high impact weather and meteorological disaster in Shanghai, China [J]. Nat Hazards, 2012, 60(3): 951 – 969.

[2] 姜德娟,李 志,王 昆. 1961 – 2008 年山东省极端降水事件的变化趋势分析 [J]. 地理科学, 2011, 31(9): 1118 – 1124.

[3] 郑腾飞,郭建茂, 尹继福, 等. 基于 DFA 法的江苏省极端降水时空分布特征研究 [J]. 自然灾害学报, 2012, 21(4): 76 – 83.

[4] 孙阿丽,石 纯,石 勇. 基于情景模拟的暴雨内涝危险性评价——以黄浦区为例 [J]. 地理科学, 2010, 30(3): 465 – 468.

[5] 董 伟,刘海峰,朱玉祥. 吉林省夏季极端降水事件特征分析 [J]. 自然灾害学报, 2012, 21(4): 69 – 75.

[6] 杨素英,孙凤华,马建中. 增暖背景下中国东北地区极端降水事件的演变特征 [J]. 地理科学, 2008, 28(2): 224 – 228.

[7] 胡蓓蓓,周 俊,王 军,等. 基于情景模拟的天津市滨海新区 2020 年暴雨内涝风险评估 [J]. 地理科学, 2012, 32(7): 846 – 852.

[8] 李剑锋,张 强,白云岗,等. 新疆地区最大连续降水事件时空变化特征 [J]. 地理学报, 2012, 67(3): 312 – 320.

[9] 刘家福,李 京,梁雨华,等. 亚洲典型区域暴雨洪灾风险评价研究 [J]. 地理科学, 2011, 31(10): 1266 – 1271.

[10] Zhai P M, Sun A, Ren F, et al. Changes of climate extremes in China [J]. Clim. Change., 1999, 42: 203 – 218.

[11] 张 勇,许吟隆,董文杰. 中国未来极端降水事件的变化 [J]. 自然灾害学报, 2006, 12(6): 228 – 234.

[12] 鲍 名,黄荣辉. 近 40 年我国暴雨的年代际变化特征 [J]. 大气科学, 2006, 30(6): 1057 – 1067.

[13] Christensen O B, Christensen J H. Intensification of extreme european summer precipitation in a warmer climate [J]. Global and Planetary Change, 2004, 44(1 – 4): 107 – 117.

[14] Kunkel K E. North American trends in extreme precipitation [J]. Natural Hazards, 2003, 29(2): 291 – 305.

[15] Saeed G, Bahram S, Reza M. Derivation of probabilistic thresholds of spatially distributed rainfall for flood forecasting [J]. Water Resources Management, 2010, 24(13): 3547 – 3559.

[16] Almazroui M. Calibration of TRMM rainfall climatology over Saudi Arabia during 1998 – 2009 [J]. Atmospheric Research, 2011, 99(3/4): 400 – 414.

[17] Feidas H. Validation of satellite rainfall products over Greece [J]. Theoretical and Applied Climatology, 2010, 99(1 – 2): 193 – 216.

[18] Nichoilson S, Some B, Mccollum J, et al. Validation of TRMM and other rainfall estimates with a high – density gauge dataset for West Africa. Part II: Validation of TRMM rainfall products [J]. J Appl Meteorol 2003, 42(10): 1355 – 1368.

[19] Tarnavsky E, Mulligan M, Husak G. Spatial disaggregation and intensity correction of TRMM based rainfall time series for hydrological applications in dryland catchments [J]. Hydrological Sciences Journal, 2012, 57(2): 248 – 264.

[20] Beighley R E, Ray R L, He Y, et al. Comparing satellite derived precipitation datasets using the Hillslope River Routing (HRR) model in the Congo River Basin [J]. Hydrological Processes, 2011, 25(20): 3216 – 3229.

[21] Ouma Y O, Owiti T, Kipkorir E, et al. Multitemporal comparative analysis of TRMM – 3B42 satellite estimated rainfall with surface gauge data at basin scales: daily, decadal and monthly evaluations [J]. International Journal of Remote Sensing, 2012, 33(24): 7662 – 7684.

[22] Liechti T C, Matos J P, Boillat J L, et al. Comparison and evaluation of satellite derived precipitation products for hydrological modeling of the Zambezi River Basin [J]. Hydrology and Earth System Sciences, 2012, 16(2): 489 – 500.

[23] Han W S, Burian S J, Shepherd J M. Assessment of satellite – based rainfall estimates in urban areas in different geographic and climatic regions [J]. Natural Hazards, 2011, 56(3): 733 – 747.

[24] Henschke A E, Habib E. Validation of NASA – TRMM MPA precipitation estimates during tropical storms using gauge and radar – based estimates [J]. Eos Trans. AGU, 2008, 88(23), Jt. Assem Suppl., Abstract H24A – 04.

[25] As – Syakur A R, Tanaka T, Prasetia R, et al. Comparison of TRMM multisatellite precipitation analysis (TMPA) products and daily – monthly gauge data over Bali [J]. International Journal of Remote Sensing, 2011, 32(24): 8969 – 8982.

[26] 刘 奇,傅云飞. 基于 TRMM/TMI 的亚洲夏季降水研究 [J]. 地球科学, 2007, 37(1): 111 – 122.

[27] 刘俊峰,陈仁升,卿文武. 基于 TRMM 降水数据的山区降水垂直分布特征 [J]. 水科学进展, 2011, 22(4): 447 – 454.

[28] 骆 三,苗峻峰,牛 涛,等. TRMM 测雨产品 3B42 与台站资料在中国区域的对比分析 [J]. 气象, 2011, 37(9): 1081 – 1090.

[29] 杨传国,余钟波,林朝晖,等. 基于 TRMM 卫星雷达降雨的流域陆面水文过程 [J]. 水科学进展, 2009, 20(4): 461 – 466.

[30] 郝振纯,童 凯,张磊磊,等. TRMM 降水资料在青藏高原的适用性分析 [J]. 水文, 2011, 31(5): 18 – 23.

(下转第 115 页)

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

料为例，点击动态查询菜单，弹出“动态查询数据库表中的数据”对话框，输入关键字“新疆焉耆”，数据库中带有“新疆焉耆”字样的数据可全部显示出来。企业重要数据查询用来保存风险源企业保密数据，只有企业管理者和环保工作人员才可以对其进行访问和修改，其他人员无权使用该功能，保证系统数据的安全性和可靠性。污染指标查询实现风险源企业主要数据的显示查询功能，使数据显示更加直观，体现了系统的实用性和可操作性原则。具体查询功能实现与查询结果见图 3。

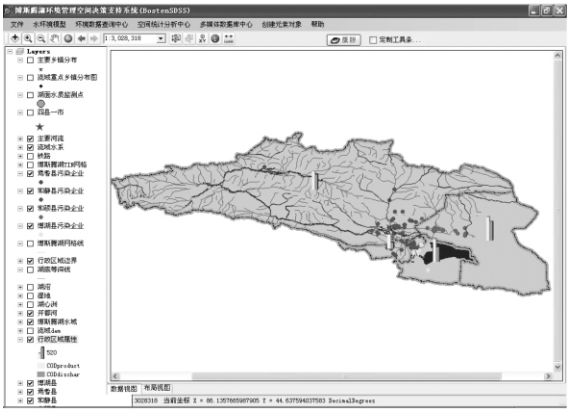


图 2　博斯腾湖流域风险源管理信息系统界面

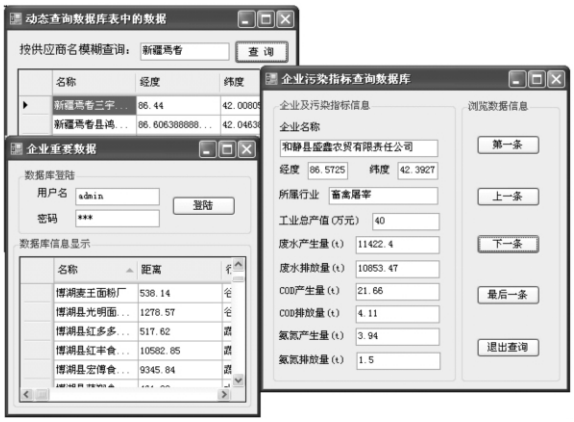


图 3　环境信息数据查询结果

4　结　语

环境风险源污染事故的发生不仅是环境问题，同时也是不可回避的现实社会问题。博斯腾湖流域风险源管理信息系统的建立，可以对博斯腾湖入湖风险源进行有效管理与风险预警，是控制水体污染和改善水环境的主要途径。目前，博斯腾湖流域风险源管理信息系统的设计与研发工作已经结束，本系统已在新疆环境保护科学研究院试运行，试运行结果验证了系统的安全性、可靠性、实用性和可操作性，得到了使用单位的充分肯定。但系统仍存在功能设计上的不足，还有待进一步改善。

参考文献：

[1] 李卫红，陈跃滨，徐海量，等. 博斯腾湖的水环境保护与可持续利用对策 [J]. 地理研究，2003，22(2)：185－191.

[2] 张嵘嵘，曾向东. 突发性环境污染事故应急 GIS 系统框架的建立 [J]. 云南师范大学学报(自然科学版)，2007，27(2)：24－28.

[3] 陈建春. Visual C++开发 GIS 系统：开发实例剖析 [M]. 北京：电子工业出版社，2004.

[4] 刘 光. 地理信息系统二次开发教程组件篇 [M]. 北京：清华大学出版社，2003.

[5] 兰小机，刘德儿，魏瑞娟. 基于 ArcObjects 与 C++. NET 的 GIS 应用开发 [M]. 北京：冶金工业出版社，2011.

(上接第 112 页)

[31] Zhu Q，Chen X W，Fan Q X，et al. A new procedure to estimate the rainfall erosivity factor based on Tropical Rainfall Measuring Mission (TRMM) data [J]. Sci China Tech Sci，2011，54：2437－2445.

[32] Johnson R A，Wichern D W. Applied multivariate statistical analysis [M]. Pearson Prentic Hall，London，2007.

[33] 潘竟虎，刘 扬，石培基. 基于主成分分析和 GIS 的统筹市域土地利用分区研究——以甘肃天水市为例 [J]. 土壤，2011，43(4)：637－643.

[34] 彭锐，黄河清，郑 林. 鄱阳湖区 1959 年至 2005 年降水过程的持续性特征与减灾对策 [J]. 资源科学，2009，31(5)：731－742.

[35] 李秀彬. 地区发展均衡性的可视化测度 [J]. 地理科学，1999，19(3)：255－256.

[36] 陈凤臻. 全球变化下松辽平原生态环境变迁研究 [D]. 长春：吉林大学，2009.

[37] 李丽娟，郑红星. 华北典型河流年径流演变规律及其驱动力分析 [J]. 地理学报，2000，55(3)：309－317.

[38] 张 菲，刘景时，巩同梁. 喜马拉雅山北坡卡鲁曲径流与气候变化 [J]. 地理学报，2006，61(11)：1141－1148.

[39] Xu Z X，Akeuchi T K，Ishidaira H. Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation [J]. Journal of Hydrology，2003，(279)：144－150.

[40] Xu Z X，Akeuchi T K，Ishidaira H. Long－term trends of annual temperature and precipitation time series in Japan [J]. Journal of Hydroscience and Hydraulic Engineering，2002，202：11－26.

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net