

基于 Mann-Kendall 方法的水土流失时空格局变化

江振蓝

(闽江学院 地理科学系, 福州 350108)

摘要: 实时准确把握水土流失的时空变异规律是制定合理有效水土流失防治措施的基础。利用 RUSLE 方程对浙江省安吉县 2000—2012 年的水土流失风险进行估算, 获取共 13 期(每年 1 期)的水土流失时间序列数据。在此基础上, 利用 Mann-Kendall 方法进行水土流失时空格局变化分析。结果表明: 研究期间安吉县水土流失风险呈现显著上升趋势, 具体表现为遭受水土流失风险范围呈现显著增长的同时, 遭受水土流失的风险等级也呈现显著上升趋势。利用 Mann-Kendall 方法进行水土流失变化分析, 较空间叠加分析方法更能真实地反映水土流失的时空格局变异规律, 所得结果更为详实, 更符合实际, 可为水土流失的长时间序列动态变化分析提供新思路。

关键词: Mann-Kendall 方法; 水土流失; 时空格局; 趋势分析

中图分类号: S157

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2016)02-0060-06

Analysis on Spatiotemporal Dynamics of Soil and Water Loss by Using Mann-Kendall Approach

JIANG Zhenlan

(Department of Geographical Sciences, Minjiang University, Fuzhou 350108, China)

Abstract: Accurate and timely information on spatiotemporal dynamics of soil loss is crucial for making effective soil and water conservation measures. By using RUSLE formula, an estimation was made on soil loss risks in Anji County of Zhejiang Province during the period from 2000 to 2012, and time series data of soil loss were thus obtained for 13 periods (one period per year). Then an analysis was made on spatiotemporal dynamics of soil and water loss by using Mann-Kendall approach. The results showed an evident trend of increasing risk of soil loss in the county during the study periods, when the area of soil and water loss obviously increased, the level of risk also showed an obvious trend of increase. Mann-Kendall approach, in comparison with spatial overlapping approach, can reveal spatiotemporal dynamics of soil and water loss more accurately and specifically. This approach can provides a new perspective on the analysis of long-term dynamics of soil and water loss.

Keywords: Mann-Kendall approach; soil and water loss; spatiotemporal dynamics; trend analysis

我国是世界上水土流失最为严重的国家之一, 严重的水土流失不仅破坏地力, 而且污染环境, 是生态环境恶化的集中反映, 已成为中国面临的头号环境问题, 对我国的生态安全构成严重威胁^[1-3]。因此, 我国的大多数地方急需进行水土流失治理。要治理水土流失, 我们必须明确水土流失的范围、程度及发生发展规律。遥感具有规则重复观测能力, 可以提供大区域的同质数据, 为区域水土流失长期动态监测提供了可能。如杨洁和汪邦稳基于 CSLE 模型对赣南地区 1980 年、1998 年、2008 年的水土流失进行评价, 揭示其近 30 a

的水土流失变化规律^[4]。Jiang 等利用 USLE 方程估算浙江省安吉县 1985 年、1994 年、2003 年、2008 年水土流失风险, 分析了 1985—2008 年水土流失的时空动态变化特征^[5]。王红岩等对红水河干流区 1990 年、2000 年和 2010 年的水土流失敏感性进行了评价, 并对其时空动态进行了监测分析^[6]。然而, 前人的这些研究, 大多基于研究期间的两期或几期数据进行叠加分析其时空变化规律, 揭示的仅是相应年份水土流失的变化情况, 而对于期间水土流失的变化趋势如何, 却很难做出判断。

Mann-Kendall 检验法为充分揭示水土流失的变化趋势提供了可能。该方法是世界气象组织推荐并已广泛使用的非参数检验方法,不需要样本遵从正态分布,也不受少数异常值的干扰,计算简便^[7],被广泛应用在水文(径流、水质等),气象(气温、降水等),土壤湿度,植被等的趋势分析中^[8-12]。其优点在于检测范围宽、人为影响小、定量化程度高。笔者利用 Mann-Kendall 方法,对浙江太湖苕溪流域植被随时间序列变化的特征进行分析,研究结果不仅从统计学意义上揭示植被随时间的变化趋势,还揭示植被发生突变的时间段^[12]。本文以 2000—2012 年 13 期时间序列的水土流失数据为基础,将 Mann-Kendall 检验方法引入到水土流失时空格局变化分析中,以期为水土流失的动态变化分析提供新思路。

1 研究区概况

安吉县地处太湖西南部、浙江西北部、天目山北麓。

表 1 遥感数据一览表

获取时间	数据来源	行列号	空间分辨率	获取时间	数据来源	行列号	空间分辨率
2000-03-17	TM	119/39	30 m	2007-11-28	CBERS-02 B	368/66	19—5 m
2001-10-30	TM	119/39	30 m	2008-11-29	ALOS	—/—	30 m
2002-02-03	TM	119/39	30 m	2009-06-06	TM	119/39	30 m
2003-03-26	TM	119/39	30 m	2010-03-26	HJ-1-A	449/80	30 m
2004-07-26	TM	119/39	30 m	2011-04-19	HJ-1-B	450/80	30 m
2005-10-17	TM	119/39	30 m	2012-03-14	HJ-1-A	449/80	30 m
2006-08-03	CBERS-02	368/65,66	19—5 m				

其他的数据包括 1:10 000 地形图用于计算坡度坡长(LS)因子;1:50 000 土壤图用于获取土壤可蚀性(K)因子;安吉及周边 11 个站点的月均降雨量,用于计算降雨侵蚀力(K)因子。

空间数据均采用横轴墨卡托投影(UTM)50 N 带,生成的空间数据层均采样成 30 m 的空间分辨率。

3 研究方法

3.1 水土流失量估算

本文采用修正型通用土壤流失方程(RUSLE)进行水土流失估算,其表达式为:

$$A=R \times K \times LS \times C \times P$$

式中:A——年平均水土流失量[t/(hm²·a)];R——降水侵蚀力因子[(MJ·mm)/(hm²·h·a)];K——土壤可蚀性因子[(t·h)/(MJ·mm)];L——坡长因子;S——坡度因子;C——地表植被覆盖因子(0~1);P——水土保持因子(0~1)。R 因子值采用安吉及周边 11 个站点的月均降雨量进行估算,然后运用

位于东经 119°14′—119°53′,北纬 30°23′—30°53′,属于典型的亚热带海洋性季风气候。境内地形起伏高差大,具有明显的垂直气候特征。安吉县生态环境优良,2006 年成为中国的第一个“生态县”,全县森林覆盖率达到 71%。该县坚持以“生态经济”为立县之本,生态农业、生态工业和生态旅游已成为其主要的支柱产业。但由于近些年白茶种植和竹林开发,造成了大量林地的破坏,加剧了水土流失,已成为当地的主要生态环境问题之一^[13]。

2 研究数据与处理

遥感数据主要用于土地利用分类和确定地表植被覆盖(C)因子,包括 TM(Landsat Thematic Mapper)影像,中巴资源卫星(CBERS)影像,中巴资源卫星环境与灾害监测预报卫星(HJ-1 A /1 B 星)影像和 ALOS (Advanced Land Observation Satellite)影像。具体的数据见表 1。

回归拟合的方法进行空间化;K 值采用 Williams 等在 EPIC 模型中提出的方法,即利用土壤有机碳含量和土壤颗粒分布进行计算;LS 因子值利用 Wischmeier 和 Smith 设计的经验模型进行计算;C 因子值综合采用遥感分类法和线性像元分解法确定;P 值是在对研究区实际考察的基础上,结合经验值,水田的 P 值确定为 0—1,其他地类基本上没有采用水保措施,P 值为 1。各因子具体的计算方法和步骤见参考文献[5]和[13]。

利用以上步骤所构建的水土流失评估方法,对安吉县 2000—2012 年 13 个年份(每年 1 期)的水土流失进行估算,获得研究区相应年份的年均土壤流失量 A。为了更直观地分析水土流失的动态变化规律,将土壤流失量按中华人民共和国水利部公布的《土壤侵蚀分类分级标准》进行划分^[14],共分为:微度(无明显)侵蚀[<500 t/(km²·a)]、轻度侵蚀[500~2 500 t/(km²·a)]、中度侵蚀[2 500~5 000 t/(km²·a)]、强烈侵蚀[5 000~8 000 t/(km²·a)]、极强烈侵蚀[8 000~15 000 t/(km²·a)]和

剧烈侵蚀[$>15\ 000\ \text{t}/(\text{km}^2 \cdot \text{a})$]六个等级,获得相应年份的水土流失风险图。

水土流失估算精度验证主要是通过实地调查,结合 1 m 分辨率的 DOM 影像、DEM 和土地利用类型图,参照中华人民共和国水利部颁布的土壤面蚀分级标准和按土壤发生层的侵蚀程度分级标准^[14],在每个年份的遥感影像图上选取 240 个点进行土壤侵蚀分级,形成土壤侵蚀精度检验的参照数据。运用混淆矩阵和参照数据对其进行精度检验,以总体精度和 Kappa 系数两个指标对模型估算结果的可靠性进行检验^[5,15]。2000—2012 年水土流失风险图的总体精度均大于 89%,Kappa 系数均大于 0—85(表 2)。

表 2 安吉县 2000—2012 年水土流失估算精度评价

年份	总体精度/%	Kappa 系数	年份	总体精度/%	Kappa 系数
2000	92—1	0—91	2007	90—0	0—87
2001	90—4	0—89	2008	90—4	0—89
2002	92—2	0—92	2009	91—9	0—90
2003	91—3	0—90	2010	90—3	0—86
2004	92—0	0—91	2011	91—1	0—87
2005	91—6	0—89	2012	90—9	0—89
2006	89—4	0—85			

3.2 利用 Mann-Kendall 检验法分析水土流失变化规律

Mann-Kendall 检验法的趋势检验假设数据的序列为 $x_1, x_2, \dots, x_n (n \geq 10^{[16]})$, Mann-Kendall 统计量 (S_k) 由方程(1)计算:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sign}(x_j - x_k), (k=2, 3, 4, \dots, n) \quad (1)$$

$$\text{式中: } \text{sign}(x_j - x_k) = \begin{cases} 1 & \text{if } x_j - x_k > 0 \\ 0 & \text{if } x_j - x_k = 0 \\ -1 & \text{if } x_j - x_k < 0 \end{cases}$$

趋势的变化由式(2)计算的 UF_k 检验值判断。

$$UF_k = \frac{[S_k - E(S_k)]}{[\text{var}(S_k)]^{1/2}}, (k=1, 2, 3, \dots, n) \quad (2)$$

式中: $UF_1=0, E(S_k)$ 和 $\text{var}(S_k)$ —— S_k 的均值和方差。

UF_k 将组成一条序列变化曲线,如果该曲线落在置信区间($-U_{\alpha/2}, +U_{\alpha/2}$)内,那么原序列不存在显著变化趋势,反之,原序列存在显著的变化趋势。若 $UF_k > 0$,表明序列具有上升趋势; $UF_k < 0$ 则表明序列具有下降趋势。

本文给定显著性水平 $\alpha = 0.05$, 置信区间为 $(-1.96, 1.96)$, 运用 Mann-Kendall 趋势检验进行水土流失风险随时间变化的趋势分析。若 UF_k 值大于 0, 则表明水土流失风险呈上升的趋势, 小于 0 则表明呈下降趋势。 UF_k 若落在 $(-1.96, 1.96)$ 区间, 即当 $|UF_k| <$

1.96 时, 变化趋势不显著, 反之变化趋势显著。

4 结果与分析

4.1 水土流失的时空变化特征

2000 年和 2012 年水土流失统计结果见图 1。为了更直观地说明安吉县水土流失的时空动态变化规律, 将 2000 年和 2012 年水土流失风险图进行叠加, 并将其变化类型分为三类, 即水土流失未发生变化区域; 2000 年和 2012 年水土流失风险等级保持不变的区域; 水土流失恶化区; 2012 年较 2000 年水土流失风险等级上升的区域; 水土流失恢复区; 2012 年较 2000 年水土流失风险等级下降的区域(图 2)。

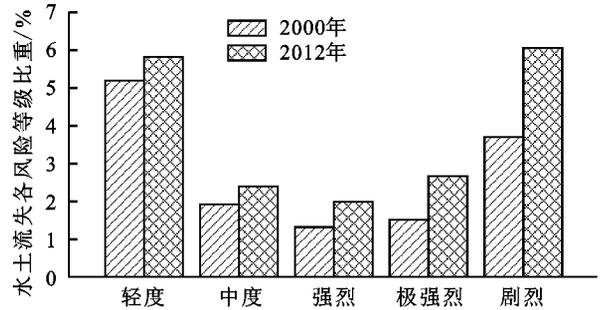


图 1 安吉县 2000 年、2012 年各风险流失区比重

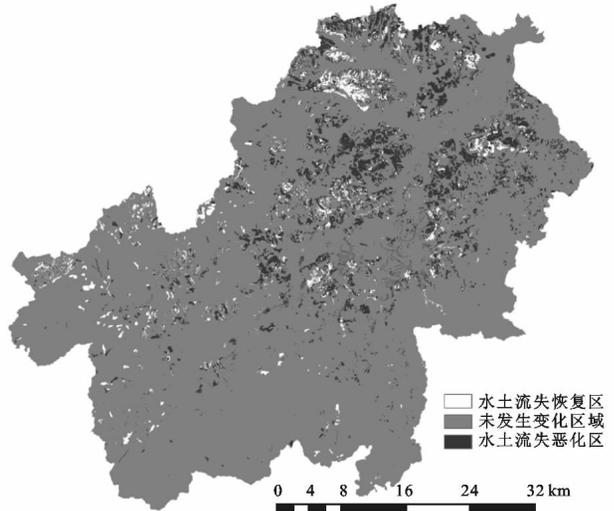


图 2 安吉县 2000—2012 年水土流失变化

从图 1 可以直观看出, 在 2000—2012 年, 安吉县遭受水土流失风险的范围在扩大, 遭受的风险等级在增加, 具体表现为无明显流失区从 2000 年占全县面积的 86.35% 下降至 2012 年的 81.07%, 而轻度、中度、强烈、极强烈和剧烈流失区则呈现扩展趋势, 水土流失总体上呈现恶化趋势。其中: 剧烈流失区扩展速度最为迅速, 从 2000 年的 3.17% 扩展至 2012 年的 6.06%, 超过了轻度流失区(5.82%), 成为 2012 年比重最大的水土流失风险等级, 其后依次为极强烈、强烈、轻度和中度流失区。图 2 进一步说明研究区水土流失状况的这种变化趋势, 水土流失恶化区明显大于

水土流失恢复区,前者(占全县面积 8.84%)为后者(占全县面积 2.81%)的 3 倍多,水土流失过程以恶化为主,呈现出明显的恶化趋势。

4.2 基于 Mann-Kendall 检验的水土流失时空格局变化

在 95%的置信水平下,置信区间为(-1.96, 1.96),对 2000—2012 年的水土流失风险进行 Mann-Kendall 检验,结果如图 3 所示。

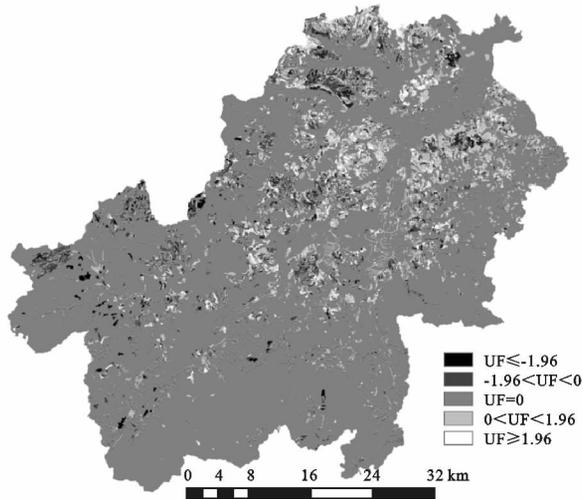


图 3 基于 Mann-kendall 检验的 2000—2012 年水土流失变化趋势

对图 3 进行统计,水土流失风险显著下降的占 0.91%,不显著下降的占 7.95%,而显著上升的占 2.26%,不显著上升的占 12.80%,说明研究期间水土流失风险变化以不显著变化类型为主,但显著恶化区域大于显著恢复区,不显著恶化区域大于不显著恢复区,全区水土流失呈现恶化趋势,与空间叠加分析法所揭示变化规律一致。

为了定量说明 Mann-Kendall 检验法和空间叠加分析法研究结果的异同性,将 Mann-Kendall 检验的水土流失变化趋势(图 3)分为水土流失恶化区($UF_k > 0$)、水土流失不变区域($UF_k = 0$)和水土流失恢复区($UF_k < 0$)三类,得到基于 Mann-Kendall 检验的水土流失变化类型图,与图 2(空间叠加分析结果)进行叠加,统计结果见表 3。

由表 3 可知,Mann-Kendall 检验法和空间叠加分析法分析结果的异同性主要体现在:(1) 基于空间叠加分析的绝大部分水土流失变化区域(恶化区的 94.5%和恢复区的 92.9%)在 Mann-Kendall 检验结果中仍保持相应的变化类型不变;(2) 空间叠加分析的水土流失不变区域明显大于 Mann-Kendall 检验结果,前者为 88.3%,后者为 76.1%;(3) 空间叠加分析相对于 Mann-Kendall 检验法减少的水土流失不变区域大

致 50%(各占全县的 6%)分别在 Mann-Kendall 检验结果中表现为水土流失恢复区和水土流失恶化区,使得 Mann-Kendall 检验中的水土流失恢复区和水土流失恶化区较空间叠加分析结果明显增加,分别为空间叠加分析结果中恢复区和恶化区的 3.2 倍和 1.7 倍。

表 3 Mann-Kendall 检验法和空间叠加分析法的结果对比

区域	空间叠加分析/%			总和
	恢复区	不变区	恶化区	
恢复区	2~60	5~85	0~40	8~9
不变区	0~02	76~02	0~04	76~1
恶化区	0~19	6~46	8~41	15~1
总和	2~8	88~3	8~9	100

综合以上,说明利用 Mann-Kendall 检验方法不仅能够发现利用空间叠加分析方法探测到的绝大部分变化区域,还可以揭示空间叠加分析未能探测到的变化区域。这主要是由于水土流失在研究期间呈现波动式变化,空间叠加方法仅利用 2000 年、2012 年的现状数据进行水土流失变化分析,其分析结果为 2000 年和 2012 年水土流失两年间的变化情况,无法揭示期间水土流失变化的波动特征,而 Mann-Kendall 检验利用 2000—2012 年 13 个年份的水土流失数据进行时间序列变化分析,揭示的是 2000—2012 年水土流失间随时间的变化趋势,能够充分挖掘期间水土流失变化的真实情况,其分析结果更符合实际。

4.3 基于 Mann-Kendall 检验的各风险流失区面积的变化趋势

在 95%的置信水平下,置信区间为(-1.96, 1.96),对 2000—2012 年各等级风险流失区面积变化进行 Mann-Kendall 检验,结果如图 4 所示。

由图 4 可知,除微度(无明显)流失区呈显著减少趋势外($UF_k = -3.54$),轻度、中度、强烈、极强烈和剧烈流失区均呈显著增加趋势,说明研究区遭受水土流失风险范围显著扩大,遭受风险等级显著上升,这与空间叠加分析法所揭示的水土流失变化规律一致。但轻度、中度、强烈、极强烈和剧烈流失区的 UF_k 值分别为 2.44, 2.81, 4.15, 4.03, 2.07,表明强烈流失区的扩展最为迅速,其次为极强烈风险区,而剧烈流失区的扩展速度相对较小,这与空间叠加分析法所揭示的各等级风险流失的变化速度排序(扩展速度从大到小依次为剧烈、极强烈、强烈、轻度和中度流失区)不相一致。这主要是由于各风险类型面积的变化随时间并非线性变化,而是呈波动式变化,利用两个现状数据进行对比分析,可能扩大或掩盖水土流失的变化情况,掩盖水土流失的真实情况。如剧烈流失区面

积在 2000—2001 年略有减少后,经历了 2001—2003 年、2003—2005 年、2005—2008 年、2008—2010 年的升—降—升—降—升的波动上升过程(图 4F),仅利用 2000 年的面积(较小)和 2012 年的面积(最大)进

行简单的叠加对比分析,造成 2012 年较 2000 年剧烈流失区扩展面积大,扩大了这种变化趋势,忽视了期间的波动变化特征,造成了剧烈流失区的扩展速度最快的假象。

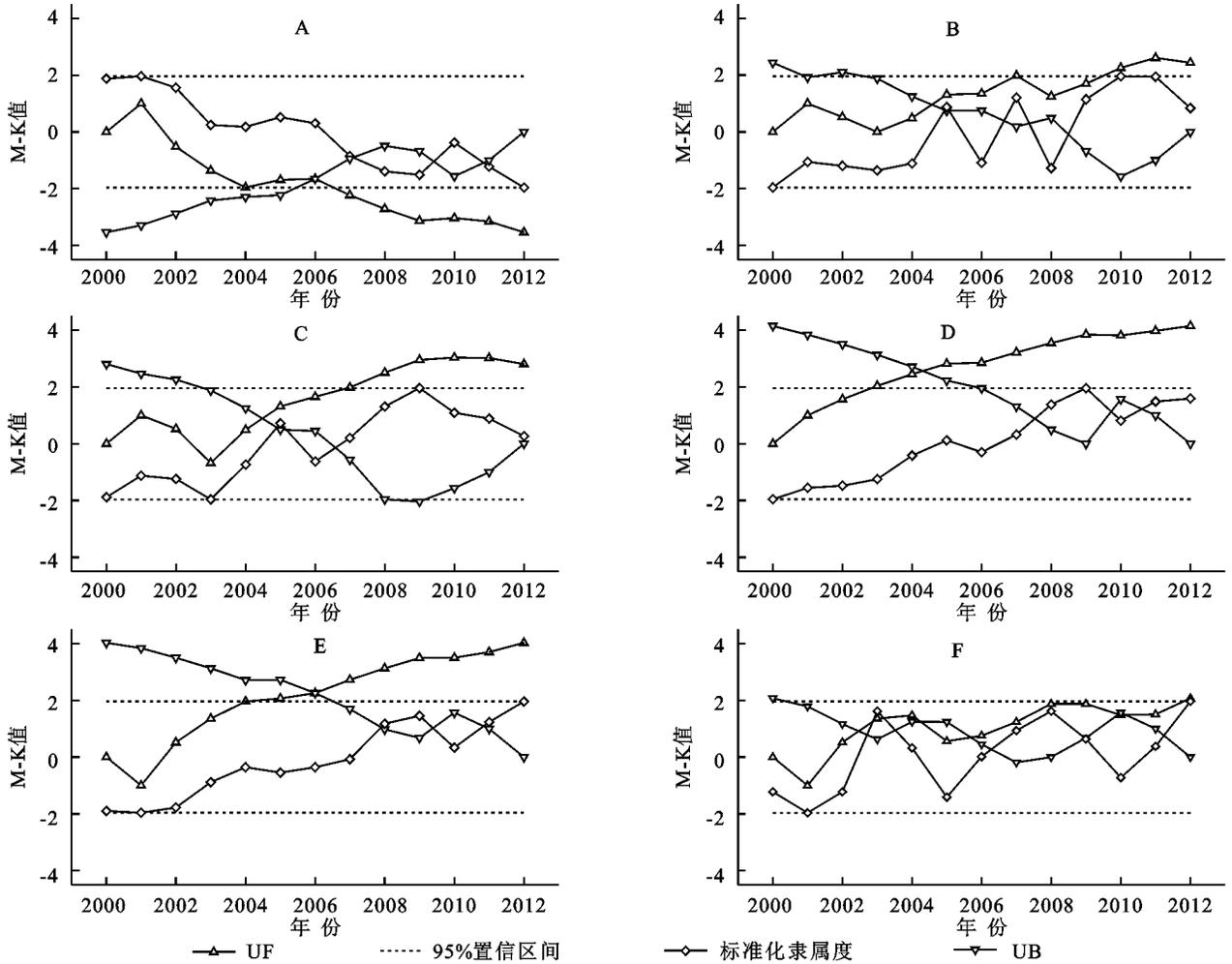


图 4 2000—2012 年各风险等级流失区面积变化的 Mann-Kendall 检验

为了更好地说明这一问题,以 2000—2012 年不同时间间隔,即 1 a, 2 a, 3 a, 4 a, 6 a 和 12 a 的水土流失风险图进行叠加分析,统计如图 5 所示。由图 5 可知,基于空间叠加的水土流失变化分析,随着研究时间间隔的不同,其分析结果也可能不尽相同。如以 1 a 时间间隔的水土流失变化波动最为剧烈,不同年份之间的变化没有明显的规律;以 2 a 时间间隔的水土流失变化表现为除 2000—2002 年变化不大外,2002—2004 年、2006—2008 年、2010—2012 年水土流失恶化速度大于恢复速度,水土流失呈现恶化趋势,而 2004—2006 年、2008—2010 年水土流失则呈相反的变化趋势;以 3 a 时间间隔的水土流失变化分析结果表明 2003—2006 年,水土流失状况有所缓解,而其他时段水土流失呈现恶化趋势;4 a, 6 a 和 12 a 时间间隔的水土流失变化分析结果均表明水土流失

恶化速度大于水土流失恢复速度,水土流失呈现恶化趋势。

综上所述,基于空间叠加的水土流失变化分析,随着研究时间尺度的不同,得到的结果可能是不同的,具有一定的不确定性。但随着研究时间间隔增长,水土流失变化规律趋于稳定,变化的总体规律得到体现。但该方法利用两个时间段的数据进行比较分析,无法体现期间的波动变化特征,将有可能夸大或掩盖水土流失变化的真实情况。而 Mann-Kendall 检验方法则是以 2000—2012 年每年 1 期共 13 期数据进行变化趋势分析,能够充分体现研究期间水土流失的波动变化特征,较空间叠加分析方法所得结果更为详实,更符合实际,能真实地反映水土流失的时空格局变化趋势,可为水土流失的动态变化分析提供新方法。

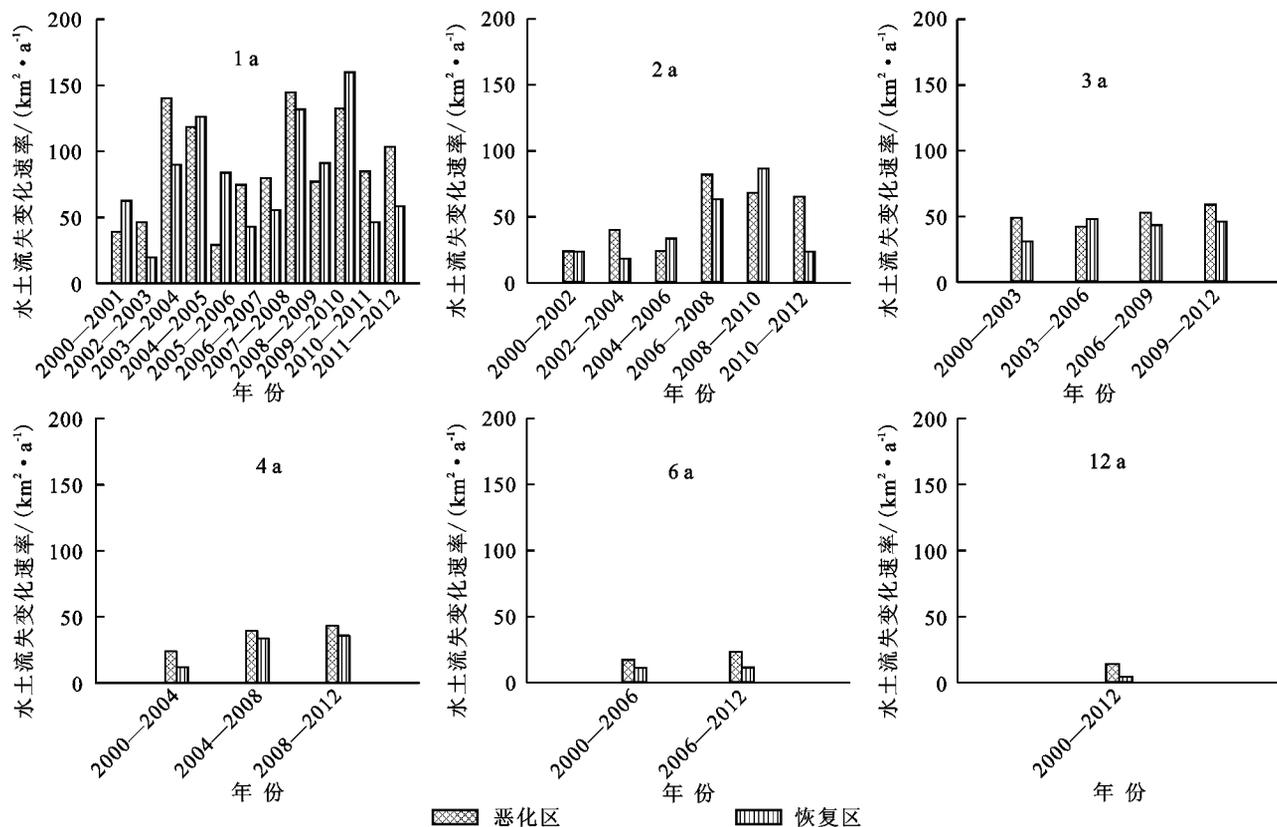


图5 不同时间尺度的水土流失风险变化规律

5 结论

(1) 2000—2012年,安吉县遭受水土流失风险呈现上升趋势,不仅遭受水土流失风险的面积在扩展,遭受风险等级也在增强,水土流失情况呈恶化趋势。

(2) 基于 Mann-Kendall 检验方法和空间叠加分析法揭示的安吉县水土流失变化趋势总体上一致,但 Mann-Kendall 检验方法所揭示的水土流失恶化区和恢复区面积明显大于空间叠加分析结果,利用 Mann-Kendall 检验方法不仅能够发现利用空间叠加分析方法探测到的绝大部分变化区域,还可以揭示空间叠加分析未能探测到的变化区域。这主要是基于时间序列数据的 Mann-Kendall 检验方法用于水土流失时空动态变化分析,可以充分挖掘研究期间水土流失变化的波动特征,充分揭示可能被空间叠加分析方法夸大或掩盖的水土流失真实变化情况,分析结果更为详实、合理。

(3) 基于 Mann-Kendall 检验的水土流失变化趋势分析,不仅可以从空间可视化角度有效地揭示水土流失的时空变化格局,还可从统计学定量化角度揭示水土流失的变化趋势,其分析结果能真实地反映水土流失的时空格局变化趋势,可为水土流失的动态变化分析提供新思路。

参考文献:

[1] Fu B. Blue skies for China[J]. Science, 2008, 321(5889):

611-611.

- [2] Ouyang W, Skidmore A K, Hao F, et al. Soil erosion dynamics response to landscape pattern[J]. Science of the Total Environment, 2010, 408(6): 1358-1366.
- [3] Yang T, Xu C, Zhang Q, et al. DEM-based numerical modelling of runoff and soil erosion processes in the hill-y-gully loess regions [J]. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 2012, 26(4): 581-597.
- [4] 杨洁,汪邦稳. 赣南地区碎土流失的时空变化和评价研究[J]. 中国水土保持, 2011(12): 10-12.
- [5] Jiang Z L, Su S L, Jing C W, et al. Spatiotemporal dynamics of soil erosion risk for Anji County, China[J]. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 2012, 26(6): 751-763.
- [6] 王红岩,李强子,吴利桥,等. 基于 RS 和 GIS 的水土流失敏感性评价及动态监测[J]. 水土保持研究, 2015, 22(2): 64-68.
- [7] Mann H B. Nonparametric tests against trend[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1945, 13: 245-259.
- [8] Zhang Q, Xu C, Tao H, et al. Climate changes and their impacts on water resources in the arid regions: a case study of the Tarim River basin, China[J]. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 2010, 24(3): 349-358.

(下转第 72 页)

参考文献:

- [1] 武雪芬,李玉贤,侯怀恩,等.山银花修剪枝中绿原酸含量测定[J].中药材,1996,19(2):69-70.
- [2] 粟时颖,郑兴.山银花研究进展[J].南华大学学报.医学版,2009,37(6):744-748.
- [3] 李锦桑,吴洪文.山银花化学成分与药理活性研究进展[J].北方药学,2014,11(2):71-73.
- [4] 蒋国斌,谈献和.中药材连作障碍原因及防治途径研究[J].中国野生植物资源,2007,26(6):32-34.
- [5] 邱立友,戚元成,王明道,等.植物次生代谢物的自毒作用及其与连作障碍的关系[J].土壤,2010,42(1):1-7.
- [6] 张子龙,王文全.药用植物连作障碍的形成机理及其防治[J].中国农业科技导报,2009,11(6):19-23.
- [7] 郭兰萍,黄璐琦,蒋有绪,等.药用植物栽培种植中的土壤环境恶化及防治策略[J].中国中药杂志,2006,31(9):714-717.
- [8] 董艳,董坤,郑毅,等.种植年限和种植模式对设施土壤微生物区系和酶活性的影响[J].农业环境科学学报,2009,28(3):527-532.
- [9] 赵莉.氮添加对紫花苜蓿根区土壤养分及土壤微生物量的影响[J].水土保持研究,2014,21(6):35-42.
- [10] 王天志,李永梅.金银花的研究进展[J].华西药学期刊,2000,15(4):292-298.
- [11] 肖丹,熊康宁,兰安军,等.贵州省绥阳县喀斯特石漠化分布与岩性相关性分析[J].地球与环境,2006,34(2):77-81.
- [12] 鲍士旦.土壤农化分析[M].3版.北京:中国农业出版社,1999.
- [13] 鲁如坤.土壤农业化学分析方法[M].北京:中国农业科技出版社,1999.
- [14] 刘凤枝.农业环境监测实用手册[M].北京:中国标准出版社,2001.
- [15] 中国科学院南京土壤研究所土壤物理研究室.土壤物理性质测定法[M].北京:科学出版社,1978.
- [16] 广东土壤普查办公室.广东土壤[M].北京:科学出版社,1993.
- [17] 范海荣,常连生,王洪海,等.城市草坪土壤肥力综合评价[J].草业科学,2010,27(10):17-22.
- [18] 高磊,陈建耀,王江,等.东莞石马河沿岸土壤重金属污染及生态毒性研究[J].土壤学报,2014,51(3):538-546.
- [19] 王月玲,蔡进军,张源润,等.半干旱退化山区不同生态恢复与重建措施下土壤理化性质的特征分析[J].水土保持研究,2007,14(1):11-15.
- [20] 刘文利,吴景贵,傅民杰,等.种植年限对果园土壤团聚体分布与稳定性的影响[J].水土保持学报,2014,28(1):129-135.
- [21] 刘敏英,郑子成,李廷轩.不同植茶年限土壤团聚体的分布特征及稳定性研究[J].茶叶科学,2012,32(5):402-410.
- [22] Barthes B, Roose E. Aggregate stability as an indicator of soil susceptibility to runoff and erosion: validation at several levels[J]. Catena, 2002,47(2):133-149.
- [23] 查轩,唐克丽,张科利,等.植被对土壤特性及土壤侵蚀的影响研究[J].水土保持学报,1992,6(2):52-58.
- [24] 洪春来,贾彦博,杨肖娥,等.农业土壤中汞的生物地球化学行为及其生态效应[J].土壤通报,2007,38(3):590-595.
- [9] Yue S, Pilon P, Cavadias G. Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series[J]. Journal of Hydrology, 2002,259(1):254-271.
- [10] 张建云,章四龙,王金星,等.近50 a来中国六大流域年际径流变化趋势研究[J].水科学进展,2007,18(2):230-234.
- [11] 徐宗学,张玲,阮本清.北京地区降水量时空分布规律分析[J].干旱区地理,2006,29(2):186-192.
- [12] 江振蓝,荆长伟,李丹,等.运用 Mann-Kendall 方法探究地表植被变化趋势及其对地形因子的响应机制:以太湖苕溪流域为例[J].浙江大学学报:农业与生命科学版,2011,37(6):684-692.
- [13] 江振蓝,苏世亮,荆长伟,等.基于探索性空间数据分析的安吉县水土流失空间变异规律研究[J].浙江大学学报:理学版,2011,38(6):708-715.
- [14] 中华人民共和国水利部.土壤侵蚀分类分级标准[M].北京:中国水利水电出版社,2007.
- [15] 江振蓝.水土流失时空过程及其生态安全效应研究:以浙江省安吉县为例[D].杭州:浙江大学,2013.
- [16] Su S, Li D, Zhang Q, et al. Temporal trend and source apportionment of water pollution in different functional zones of Qiantang River, China[J]. Water Research, 2011,45(4):1781-1795.

~~~~~

(上接第65页)