

# 城镇空间扩张与景观生态风险的耦合关联

——以江西省袁州区为例

王杰云<sup>1,2</sup>, 罗志军<sup>1,2</sup>, 齐松<sup>1,2</sup>

(1.江西农业大学 国土资源与环境学院, 南昌 330045; 2.江西省鄱阳湖流域农业资源与生态重点实验室, 南昌 330045)

**摘 要:**基于城镇扩张强度系数、景观生态风险指数、地统计分析和 GWR 模型,分析了袁州区 2000—2018 年城镇扩张时空动态变化特征,景观生态风险时空分布特征,揭示了袁州区城镇扩张与生态风险之间的耦合联系。结果如下:(1) 2000—2018 年,袁州区城镇用地面积增长了 2.65 倍,扩张强度系数为 0.14%。空间呈东西方沿沪昆高速、袁河发展,往北沿万宜公路发展的倒“T”型发展格局,同时慈化、温汤和新坊扩张也较为明显。(2) 林地作为袁州区优势度最大的景观类型正在逐渐丧失优势,耕地和城镇建设用地面积增长十分显著,此外未利用地和水域景观损失度很高。(3) 中等及以上生态风险区范围显著减小,低生态风险区范围明显增大,中心城区完成从高生态风险向较低生态风险的转化。(4) 城镇用地与景观生态风险总体呈正相关关系,中心城区的回归系数与同期其他地区相比都较低。城镇扩张强度系数与景观生态风险变化率回归系数有正有负,中心城区及其附近乡镇表现为正相关关系。研究结论可为城镇发展与生态保护协调优化提供参考。

**关键词:**城镇扩张; 景观生态风险; 地统计分析; GWR; 袁州区

中图分类号:P901

文献标识码:A

文章编号:1005-3409(2021)05-0142-10

## Coupling Relationship Between Urban Spatial Expansion and Landscape Ecological Risk

— A Case Study of Yuanzhou District in Jiangxi Province

WANG Jieyun<sup>1,2</sup>, LUO Zhijun<sup>1,2</sup>, QI Song<sup>1,2</sup>

(1.College of Land Resources and Environment, Jiangxi Agricultural University, Nanchang 330045, China;

2.Jiangxi Provincial Key Laboratory of Poyang Lake Basin Agricultural Resources and Ecology, Nanchang 330045, China)

**Abstract:**Based on the intensity coefficient of urban expansion, landscape ecological risk index, geostatistical analysis and GWR Model, the spatial and temporal dynamic characteristics of urban expansion and landscape ecological risk in Yuanzhou District from 2000 to 2018 were analyzed, and the coupling relationship between urban expansion and ecological risk in Yuanzhou district was revealed. The results are as follows. (1) From 2000 to 2018, the urban land area of Yuanzhou District increased by 2.65 times, and the expansion intensity coefficient was 0.14%; the space presented as the inverted T-shaped development pattern in the east and west along Shanghai Kunming Expressway and Yuanhe River, and northward along Wanyi highway. At the same time, Cihua, Wentang and Xinfang were also expanding obviously; (2) As the most dominant landscape type in Yuanzhou District, woodland was gradually losing its advantages. The areas of cultivated land and construction land were increasing significantly. In addition, the losses of unused land and water landscape was very high. (3) The range of medium and above ecological risk areas significantly reduced, and the scope of low ecological risk areas significantly increased. The central urban area completed the transformation from high ecological risk to low ecological risk. (4) Urban land use and landscape ecological risk were positively

收稿日期:2020-09-27

修回日期:2020-11-07

资助项目:国家自然科学基金项目(41961042);教育部人文社会科学研究规划资助项目(19YJAZH061);江西省高校人文社科项目(GL18128);江西省教育厅科技项目(GJJ180193)

第一作者:王杰云(1995—),男,江西九江人,硕士研究生,研究方向为城镇扩张与生态安全方面。E-mail:jywangfly2468@163.com

通信作者:罗志军(1976—),男,江西新余人,副教授,博士,主要从事土地管理和 3S 应用方面研究。E-mail:luozj10@163.com

correlated, and the regression coefficient of central urban area was lower than that of other areas in the same period. There were positive and negative regression coefficients between urban expansion intensity coefficient and landscape ecological risk change rate, and there was a positive correlation between urban expansion intensity coefficient and landscape ecological risk change rate. This research conclusion can provide reference for the coordinated optimization of urban development and ecological protection.

**Keywords:** urban expansion; landscape ecological risk; geostatistical analysis; GWR; Yuanzhou District

城镇化会对国家经济、社会结构和生产、生活方式造成深刻变革,涉及城乡结构调整、产业发展转型、基础设施建设、环境资源支撑等诸多方面<sup>[1]</sup>。近年来国家大力推行新型城镇化建设,追求区域协调发展,提高城镇发展质量,以实现区域统筹协调、产业升级转型、生态文明高效、体制改革创新为重点的崭新城镇化过程<sup>[2]</sup>。城镇化主要地理表现形式是空间扩张,城镇空间扩张造成自然生态环境的损失破坏,区域生态安全将受到严重威胁<sup>[3-5]</sup>。生态风险是指受到外界胁迫作用下,某种群、生态系统或景观的正常功能受到干扰或毁损,从而造成系统健康、生产力、遗传能力、经济和美学价值降低的一种状况<sup>[6]</sup>。生态风险上升主要体现在大量生态资源被侵占,生态系统失衡等方面,例如森林斑块消失、破碎化严重,水资源稀缺,生物多样性退化等<sup>[7-8]</sup>,而城镇空间扩张是导致发生的关键因素之一。因此深入探索城镇扩张与景观生态风险之间复杂而紧密的联系,对于科学理解城镇扩张与生态风险耦合内涵,实现区域可持续发展意义深远<sup>[9-11]</sup>。

城镇化与生态环境之间存在密不可分的耦合联系<sup>[12]</sup>,大量学者从不同角度和方法对此进行广泛而深入的探讨。从城市发展的角度出发,城市扩张模式对生态环境造成的挤占影响因城镇规模及其增长率的不同有所差异<sup>[13]</sup>。划定城市增长边界过程中,研究者们通常都会考虑生态环境效应,或通过识别生态风险空间、评估生境质量进行生态适宜性评价<sup>[14-15]</sup>,或选择生态阻力因子作为刚性约束条件与城镇扩张模拟耦合<sup>[16-18]</sup>,最终得到顾及生态安全的综合城镇增长边界。从景观生态学角度出发,以生态保护优先,通过构建综合生态安全格局,识别生态安全与城镇建设冲突区域,实现生态保护与城镇扩张协调发展<sup>[19-20]</sup>。基于景观格局的生态风险分析方面,许多研究者目光聚焦在流域环境上<sup>[21-24]</sup>,研究地方区市景观生态风险总体相对较少<sup>[25-26]</sup>。但也有研究者们开始定量的探索城镇化与生态风险的内部关联关系,通过选取景观格局指数构建景观生态风险模型,然后采用空间分析方法研究区域内景观生态风险时空分异,最后将城镇化水平与生态风险进行线性回归拟合<sup>[27-28]</sup>。以上研究对城镇化和生态环境及其之间的耦合联系

做出了初步探索。在相关研究基础之上<sup>[29-31]</sup>,本研究首先以城镇扩张强度指数来表征袁州区 2000—2018 年城镇扩张时空特征变化,然后利用景观格局指数构建景观生态风险模型,再以地统计方法分析生态风险空间异质结构并通过插值得到袁州区景观生态风险等级时空分布可视化图,最后通过构建 GWR 模型,探索城镇扩张与景观生态风险耦合联系。

## 1 研究区与数据来源

### 1.1 研究区概况

袁州区位于江西省宜春市西南部,处于 113°54′—114°37′E,27°33′—28°05′N,东西跨度约 68 km,南北跨度长约 58 km,土地总面积 2 541.90 km<sup>2</sup>。袁州区自然资源十分丰富,林地面积所占比例最大,植物物种多种多样,森林覆盖率达 62.7%,辖内明月山被列为国家森林公园。区内地貌以丘陵、山地为主,东部和袁河两岸分布部分平原地带。气候条件优越,属中亚热带季风性湿润气候,降水充沛,热量丰富。袁州区辖区内含 17 个镇,3 个乡,8 个街道。人口总数为 107.92 万人,其中包含城镇人口 62.44 万,农村人口 45.48 万。2000 年以来,袁州区处于经济发展快速时期,2018 年全区生产总值达 300.78 亿,增长率 7%。城市和乡镇用地面积猛增,2000 年城镇用地面积 39 km<sup>2</sup>,2018 年城镇建设用地面积达到 103.48 km<sup>2</sup>,增长 64.48 km<sup>2</sup>,用地面积大幅上升。随着经济发展,人口快速增长和新型城镇化的加速推进,未来城镇建设用地面积将持续扩张,袁州区需要同时兼顾城镇发展、生态保护和经济增长等多方面因素,走生产、生态、生活协调发展道路。

### 1.2 数据来源

本研究从美国地质调查局 USGS 官网上(<https://www.usgs.gov/>)获取 Landsat TM/ETM+/OLI 卫星影像数据,选取 2000 年、2010 年和 2018 年成像时间在 6—9 月且平均含云量低于 10% 的影像,各期影像空间分辨率均为 30 m。结合袁州区当地地类实际情形,将土地利用类型分为耕地、林地、水域、建设用地和未利用地 5 类。在 ENVI 5.1 软件中对影像进行大气校正、几何纠正、影像增强、影像镶嵌与裁剪等预处理,采用监督分类法与人机交互结合方法进行解

译判读,最终利用混淆矩阵和 Kappa 系数对分类结果进行精度检验,总体分类精度均超过 85%,解译结果精度较好,满足相关研究分析的需要。此外水系数据和路网数据通过 OpenStreetMap 官方网站(<https://www.openstreetmap.org/>)获取。

## 2 研究方法

### 2.1 城镇扩张强度系数

城镇扩张强度系数是城镇扩展数量特征研究的常用指标,用以表征城镇扩张程度和速度。城镇扩张强度指数是指城镇用地空间在研究期内其拓展面积占区域土地总面积的百分比<sup>[32]</sup>。结合相关研究成果<sup>[33]</sup>,以袁州区中心城区、圩镇中心、工业园区等建成区作为城镇用地空间,研究袁州区城镇扩张的时间和空间变化特征,其公式见式(1)。

$$I=\frac{S_k-S_{k-\Delta t}}{S\times\Delta t}\times100\%$$

(1)

式中: $I$  表示城镇扩张强度系数; $S_k$  表示第  $k$  年城镇建设用地面积; $S_{k-\Delta t}$  表示距第  $k$  年时间间隔  $\Delta t$  年份的建设用地面积; $S$  表示研究区域内总面积。

### 2.2 景观生态风险模型

2.2.1 景观生态风险小区划分 综合考虑景观类型的种类、斑块平均面积和研究区总面积等因素,将研究区划分为  $3\text{ km}\times3\text{ km}$  的等间距单元网格,以每个网格作为研究样本区,共得到 349 个景观生态风险小

区。通过公式计算研究样本区内各地类景观格局指数并得到景观生态风险值,以此值表示研究区景观生态风险水平。

2.2.2 景观生态风险指数 景观损失度反映在自然和人为干扰作用下,不同景观类型自然属性损失的相对大小,可以用来定量衡量景观生态风险水平。通过计算各景观组分面积比重,同时引入景观损失度来描述各研究样本区的景观生态风险指数 ERI,从而构建景观生态风险模型。模型公式见式(2)。

$$ERI_k=\sum_{i=1}^N\frac{A_{ki}}{A_k}R_i$$

(2)

式中:ERI 表示第  $k$  个风险小区景观生态风险指数; $N$  为表示景观类型种类; $R_i$  表示景观类型  $i$  的损失度指数; $A_{ki}$  表示第  $k$  个风险小区  $i$  类景观组分的面积; $A_k$  表示第  $k$  个风险小区的总面积。

模型中景观损失度  $R_i$  由景观脆弱度  $S_i$  和景观干扰度  $U_i$  进行积运算所得。其中景观脆弱度  $S_i$  基于 MATLAB 平台,采用层次分析法得出,AHP 权重结果如下:建设用地权重 0.061 8,林地权重 0.093,耕地权重 0.159 9,水域权重 0.262 5,未利用地权重 0.418 5。景观干扰度  $U_i$  由景观破碎度  $C_i$ 、景观分离度  $F_i$ 、景观优势度  $D_i$  进行加权累加所得,相应权重通过专家咨询法,分别赋予景观破碎度权重 0.5,分离度权重 0.3,优势度权重 0.2。相应计算景观格局指数的公式及生态含义见表 1。

表 1 景观格局指数计算方法及其生态含义

景观格局指数	公式及其生态含义
景观破碎度 $C_i$	$C_i=n_i/A_i$ ; 式中 $n_i$ 为景观类型 $i$ 的斑块数; $A_i$ 为景观类型 $i$ 的总面积。景观破碎度表征景观类型被分割的破碎程度,反映景观空间结构的复杂性,它是由于自然或人为干扰所导致的景观由单一、均质和连续的整体趋向于复杂、异质和不连续的斑块镶嵌体的过程
景观分离度 $F_i$	$F_i=\frac{1}{2}\sqrt{n_i/A}\cdot P_i$ , $P_i=A/A_i$ ; 式中: $A$ 表示景观斑块总面积占比。景观分离度表征某一景观类型中不同元素或斑块个体分布的分离程度,分离程度越大,表明景观在地域分布上越分散,景观分布越复杂
景观优势度 $D_i$	$D_i=(Q_i+M_i)/4+L_i/2$ ; 式中: $Q_i$ = 斑块 $i$ 的样方数/总样方数, $M_i$ = 斑块 $i$ 数目/总斑块数, $L_i$ = 斑块 $i$ 面积/样方总面积。景观优势度表征某类景观斑块在景观类型中所占重要性的比重,其值越大,所占优势就越大
景观干扰度 $U_i$	$U_i=aC_i+bF_i+cD_i$ ; 式中: $a, b, c$ 表示景观破碎度、分离度、优势度对应权重,依据专家咨询法分别赋予权重 0.5, 0.3, 0.2, 且 $a+b+c=1$ 。景观干扰度表示不同景观类型所代表的生态系统受到人为活动等所受的干扰程度
景观脆弱度 $S_i$	研究采用层次分析法(AHP),构造权重矩阵,得到不同景观类型脆弱度指数。景观脆弱度表征景观类型所代表的生态系统在受到外界干扰时的易损性
景观损失度 $R_i$	$R_i=U_i\times S_i$ ; $R_i$ 表示反映不同景观类型所代表的生态系统在受到自然和人为干扰时其自然属性损失的程度

### 2.3 地统计分析

景观生态风险指数作为区域化变量,其空间异质性可以通过地统计学来分析。本研究通过构建半变异函数模型对区域化变量的空间变异结构进行研究,半变异函数公式见式(3)。

$$\gamma(h)=\frac{1}{2N(h)}\sum_{i=1}^{N(h)}[Z(x_i)-Z(x_i+h)]^2$$

$$[i=1,2,\cdots,N(h)]$$

(3)

式中: $\gamma(h)$  为半变异函数  $h$  表示步长,即配对样本之间的空间距离; $Z(x_i)$  和  $Z(x_i+h)$  表示在位置  $x$  和



$x_i+h$  处的景观生态风险指数的观测值; $N(h)$  为间隔距离为  $h$  的样本总配对数。

半变异函数模型常用来研究变量空间变异结构,探索其空间相关性与空间异质性的规律,其参数主要包含块金值(Nugget),基台值(Sill)和变程(Range)。块金值(Nugget)指当配对样本空间间隔  $h=0$  时,半变异函数值却不等于 0,这种由于测量误差及空间变异导致的随机性的发生就表现为块金值。随着空间距离  $h$  逐渐增大,半变异函数值  $\gamma(h)$  达到相对稳定的常数时,此时这个稳定常数值即为基台值(Sill)。从块金值到基台值之间的空间距离变化大小即为变程(Range),它体现配对样本观测值之间空间相关性的变化范围。此外,块金值和基台值之比,多用来表示系统变量之间的空间相关程度<sup>[26]</sup>。它表示由随机因素造成的空间异质性比例大小,其值越小,则观测值之间空间自相关性造成的空间变异占比越大。

为实现可视化形式直观地表现景观生态风险指数的空间分布,本研究以普通克里金插值方法对袁州区景观生态小区的景观生态风险指数进行插值,从而获得全区景观生态风险等级空间分布图。

2.4 地理加权回归模型

地理加权回归模型(GWR)在传统最小二乘回归模型(OLS)基础上进行扩展,将变量的地理位置嵌入到回归参数中,利用局部加权最小二乘方法进行逐点参数估计<sup>[34]</sup>。GWR 充分考虑到空间变量的局部特性,解决变量关系随着地理位置的改变产生的空间非平稳性问题,体现了变量的空间异质性。其模型公式见式 4。

$$y_i=\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{k=1}^p\beta_k(u_i,v_i)x_{ik}+\epsilon_i$$

$(i=1,2,\cdots,n)$

(4)

式中: $y_i$  为因变量, $(u_i,v_i)$  为采样点  $i$  的坐标; $\beta_0(u_i,v_i)$  为截距项; $\beta_k(u_i,v_i)$  为  $i$  点上第  $k$  个回归系数,是与地理位置相关的函数; $p$  为解释变量个数; $x_{ik}$  为解释变量  $x_k$  在  $i$  点的值; $\epsilon_i$  表示随机干扰项。

地理加权回归模型核心是构建空间权重矩阵,本研究选取高斯函数作为距离衰减函数,计算空间权重值。高斯函数公式见式 5。

$$W_{ij}=\exp[-(d_{ij}/b)^2]$$

(5)

式中: $d_{ij}$  为样本点  $i,j$  之间的距离; $b$  为带宽,是描述权重与距离之间函数关系的非负衰减参数,带宽越大,权重随距离的增加衰减的越慢,带宽越小,权重随距离的增加衰减越快<sup>[32]</sup>。研究采用最小信息准则(AIC)方法评价模型拟合优良性,计算最适宜带宽。

3 结果与分析

3.1 袁州区城镇扩张特征分析

从 2000 年以来,袁州区城镇用地面积总体保持增长、2000—2010 年扩张面积 28.28 km<sup>2</sup>、扩张强度系数 0.11%。2010—2018 年扩张面积达到 36.20 km<sup>2</sup>、年均扩张速率达 4.53 km<sup>2</sup>/a、增幅较快。从 2000—2018 年整个发展周期来看,袁州区一直处于发展增长期、2000 年城镇用地面积为 39 km<sup>2</sup>、2010 年为 67.28 km<sup>2</sup>、2018 年达 103.48 km<sup>2</sup>、城镇用地面积是 2000 年的 2.65 倍、城镇扩张强度指数为 0.14%、总体而言,袁州区新时期城镇化发展迅猛,发展速度大幅提升,处于城镇化发展快速期。不同时期城镇建设用地扩张面积见表 2。

表 2 袁州区不同时期城镇建设用地扩张情况

时段	城镇建设用地 扩张面积/km <sup>2</sup>	年均扩张速率/ (km <sup>2</sup> ·a <sup>-1</sup> )	扩张强度 系数/%
2000—2010	28.28	2.83	0.11
2010—2018	36.20	4.53	0.17
2000—2018	64.48	3.58	0.14

从 2000—2018 年、城镇建设用地扩张主要集中在中心城区、金园街道、下浦街道三处、呈现较为明显的往北和东西方扩张的倒“T”形扩张形状。袁州区城区作为区域发展中心、建设用地需求强烈、呈现急速向外扩张的趋势。往北扩张、金园街道从 2000 年以来建设用地扩张十分明显,由于紧靠中心城区北部,区位条件优越,同时拥有便捷的交通,与三阳镇、柏木乡形成向北发展廊道,与万载县连通。往东西方向扩张,沪昆高速从东向西连接新余市、袁州区、萍乡市。沿线下浦街道、彬江镇通过沪昆高速与分宜县,新余市相通,湖田乡、西村镇沿沪昆高速与萍乡市相连,沪昆高速为袁州区城镇扩张提供了良好的交通条件,沿线地区城镇建设扩张面积显著高于全区其他地方。同时袁河自西向东从西村镇流向彬江镇,沿途经过中心城区,为城镇发展提供良好的水资源条件。由此袁州区形成了东西方向沿沪昆高速、袁河发展,往北沿万宜公路发展的倒“T”形城镇扩张发展格局。

此外,西北方向慈化镇城镇扩张现象较为突出,这主要是因为慈化镇沿交通干线城镇发展水平较为迅速。新坊乡位于东南方向,与安福县连通,近年来随着工业发展水平上升,城镇用地面积增长较大。温汤镇因为明月山国家级森林公园坐落于镇西南角,随着地方旅游业的蓬勃发展,景区基础设施不断加大建设和完善,经济发展迅速,城镇用地扩张较为明显(图 1)。

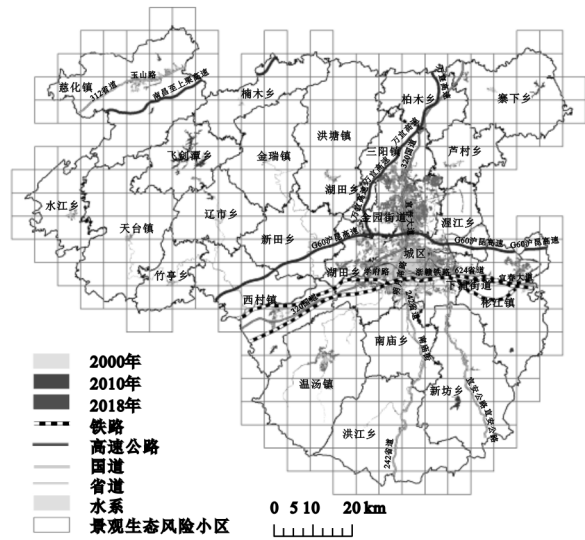


图 1 袁州区 2000—2018 年城镇建设用地时空分布

3.2 景观生态风险时空变化分析

3.2.1 景观格局指数分析 由表 3 得出,从 2000—2018 年以来、林地作为袁州区优势度最高的景观类型面积一直在减少,从 2000 年的 1 949.803 2 km<sup>2</sup>减少到 2018 年的 1 321.515 km<sup>2</sup>,景观优势度也从 0.671 5 下降为 0.565 4。林地破坏问题严重很大部分原因是城镇化和人口快速增长导致的,通过毁林建房,毁林耕种等手段,造成林地景观破碎度显著增加,斑块数上升,破碎化明

显加重。景观分离度从 0.093 6 增加到 0.160 4,景观损失度也由此增大。袁州区水域面积较小,景观优势度较低,从 2010—2018 年、受退耕还湖,保护湿地等政策影响,面积稍有增加,景观破碎度和分离度也有所下降,由于其特殊景观生态地位,景观脆弱度指数较高,景观损失度稍有下降,从 0.260 1 下降为 0.235 6。受农业经济发展和人口增长影响,耕地面积出现大幅上涨,耕地面积从 2000 年的 314.002 8 km<sup>2</sup>增加到 2018 年 859.016 7 km<sup>2</sup>,景观优势度也达到 0.490 4。耕地景观破碎度和分离度都明显减小,干扰度从 0.375 下降到 0.244 6,景观类型表现更为集聚,景观损失度也较低。从 2000—2018 年、城镇用地面积大幅增加,景观分离度从 0.825 2 减小到 0.428 2,破碎度从 0.041 8 减小到 0.029 9,干扰度减小,表现出连续和聚集形态。其他建设用地景观优势度有所上升、2010—2018 年景观损失度下降明显。未利用地在 2000—2010 年面积大幅减少,从 80.481 6 km<sup>2</sup>减少到 20.997 3 km<sup>2</sup>,这段时间主要由于袁州区城镇化发展初期呈现无序状态,对荒草地、沙地等潜力资源开发较为严重。未利用地景观破碎度下降较大,斑块数从 9 956 个减少到 772 个,此外未利用地由于受到人为干扰影响最大,景观脆弱度指数也最高。

表 3 袁州区 2000—2018 年景观格局指数

地类	年份	面积/km <sup>2</sup>	斑块数	破碎度 $C_i$	分离度 $F_i$	优势度 $D_i$	干扰度 $U_i$	脆弱度 $S_i$	损失度 $R_i$
林地	2000	1949.8032	5246	0.0269	0.0936	0.6715	0.1758	0.0973	0.0171
	2010	1622.5164	5102	0.0314	0.1110	0.6160	0.1722	0.0973	0.0168
	2018	1321.5150	7073	0.0535	0.1604	0.5654	0.1880	0.0973	0.0183
水域	2000	45.6012	1946	0.4267	2.4386	0.2236	0.9897	0.2625	0.2598
	2010	44.5446	1876	0.4212	2.4512	0.2251	0.9909	0.2625	0.2601
	2018	46.6767	1722	0.3689	2.2411	0.2039	0.8976	0.2625	0.2356
耕地	2000	314.0028	6847	0.2181	0.6643	0.3333	0.3750	0.1599	0.0600
	2010	689.2578	10196	0.1479	0.3693	0.4721	0.2792	0.1599	0.0446
	2018	859.0167	10026	0.1167	0.2938	0.4904	0.2446	0.1599	0.0391
城镇用地	2000	38.9997	163	0.0418	0.8252	0.0590	0.2803	0.0618	0.0173
	2010	67.2750	203	0.0302	0.5339	0.0731	0.1899	0.0618	0.0117
	2018	103.4750	309	0.0299	0.4282	0.0951	0.1624	0.0618	0.0100
其他建设用地	2000	109.6343	10420	0.9504	2.3471	0.3268	1.2447	0.0618	0.0769
	2010	94.0686	9065	0.9637	2.5514	0.3310	1.3134	0.0618	0.0812
	2018	184.7407	11171	0.6047	1.4422	0.3589	0.8068	0.0618	0.0499
未利用地	2000	80.4816	9956	1.2371	3.1253	0.3156	1.6192	0.4185	0.6777
	2010	20.9943	772	0.3677	3.3362	0.1287	1.2105	0.4185	0.5066
	2018	22.6656	1577	0.6958	4.4167	0.1995	1.7128	0.4185	0.7168

3.2.2 景观生态风险时空分布 通过 ArcGIS 10.2 中地统计分析工具对景观生态风险指数进行探索性数据分析,然后以普通克里金插值方法对景观生态风

险指数进行插值,通过计算半变异函数并构建经验模型,研究发现 3 个时期指数模型拟合结果较好,相关参数见表 4。

由表4可以得出:(1)2000年、2010年和2018年半变异函数模型块金值都接近于0,表明由随机因素造成的空间异质性作用较小;(2)变程从2000年14 984 m增加到2018年17 564 m,说明空间相关性导致的空间异质性作用范围变长,主要是由于各种景观类型相互转化造成的。同时发现基台值逐渐减小,说明生态风险空间变异随着时间的推移有所减小;(3)通过对比3个年份的块金/基台值,随机因素引起的空间变异均远小于空间自相关引起的。同时发现2000年的块金/基台值>25%,表明该时期空间变异由随机因素影响较为显著。2010年、2018年块金/基台值均小于25%,表明此时空间异质特点主要取决于自身空间相关程度。总体来看、从2000—2018年、块金值/基台值呈现先减小后稍有增加的趋势。这主要是因为2000年时期经济社会发展相对较慢,生态风险空间变异由自然随机因素引起的比重较大,2010年时期处于社会经济发展高涨期,空间变异结构主要由于自身相关性引起。近年来,国家政府十分注重保护生态环境,受此影响自然随机变异所占比重稍有增加。

通过对349个景观风险小区的景观风险指数进行克里金插值,得到2000年、2010年、2018年景观生态风险空间分布。为便于直观展示和比较生态风险变化情况,结合自然断点法分布区间,以自定义间隔将其划分为5个风险等级:I级低生态风险区(ERI<

0.032),II级较低生态风险区( $0.032\leq\text{ERI}<0.046$ ),III级中等生态风险区( $0.046\leq\text{ERI}<0.060$ ),IV级较高生态风险区( $0.060\leq\text{ERI}<0.074$ ),V级高生态风险区( $\geq 0.074$ )。袁州区不同时期景观生态风险等级分布见图2。

表4 景观生态风险指数半变异函数及其参数

年份	模型	块金值	基台值	变程/m	块金值/ 基台值/%
2000	指数函数	0.046632	0.183762	14984	25.38
2010	指数函数	0.006845	0.132066	16136	5.18
2018	指数函数	0.013869	0.104770	17564	13.24

由图2看出,2000年高和较高生态风险区主要集中在中心城区、金园街道、下浦街道、湖田乡、西村镇和飞剑潭水库等处,中心城区和周围街道景观生态风险较高主要由于该时期内,城镇化发展处于相对无序状态,城区和城郊划出大量的未利用土地,景观脆弱度高,同时受到人类干扰因素强,生态风险等级因此也最高。西村镇、湖田乡和彬江镇由于袁河的流经,飞剑潭乡存在飞剑潭水库,均由于水域的景观脆弱度较高,受自然和人为干扰因素影响大,生态风险指数因此也较高。低生态风险区主要存在于南边和西北方乡镇,如温汤镇,洪江乡、慈化镇、楠木乡等,温汤镇因为林地覆盖率高,植被成片,景观类型规整,同时镇域内坐落着明月山国家风景旅游区,注重生态保护,因此生态风险等级也最低。

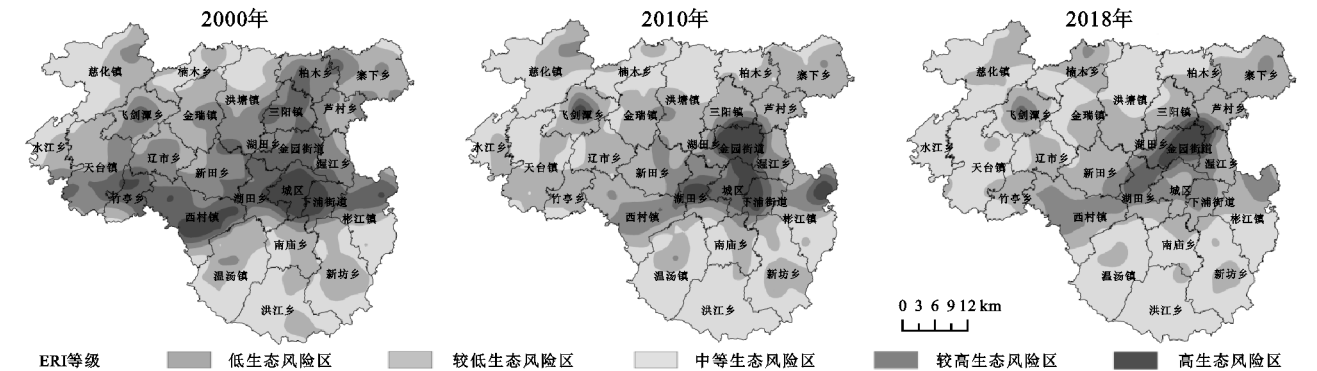


图2 袁州区2000—2018年景观生态风险等级分布

2010年以后袁州区城市发展重心往金园街道方向靠拢,与2000年相比较,高生态风险区往金园街道方向发展,同时湖田乡,彬江镇也在城镇化进程中生态风险等级升高,这两处乡镇生态风险高的原因与2000年中心城区相同,均是由于城镇化快速发展初期的相对无序扩张,同时城镇周郊存在较大面积的未利用地,为后期发展提供资源。飞剑潭乡由于水库的影响生态风险依然很高。对比2000年,袁河流经的乡镇如西村镇、湖田乡、彬江镇生态风险等级有很大

部分由较高生态风险区转化为中等生态风险区,这体现了当地保护河流生态的意识在提高。低和较低生态风险区在西北边和南方范围有所扩大,主要体现在楠木乡、天台镇、洪塘镇等地。

与2010年相比,2018年高和较高生态风险区主要分布在金园街道和湖田乡,高风险区范围显著减小,飞剑潭水库景观生态风险等级也下降为较高生态风险区。中心城区由于城市化发展达到末期,城市建设用地集中连片,斑块完整,景观类型十分稳定,因此



部分地区下降为较低生态风险区,大部分地区降低为中等生态风险区。同时袁河流经乡镇如彬江镇、下浦街道生态风险等级也由较高风险降为中等风险。低生态风险区范围进一步扩大,变化较为明显地区分布在新坊乡、洪塘镇、水江乡和天台镇。同时对不同时期景观生态风险等级分布进行面积和比例统计,得到面积和比例见表 5。

结合图 2 和表 5,从 2000—2018 年以来,袁州区高和较高生态风险区范围出现较大幅度减小,低生态风险区面积分布逐渐扩大。高风险和较高风险区所占比例逐渐下降,占比从 2000 年的 20.53%下降为 2018 年的 4.17%,较高生态风险区面积从 407.61 km<sup>2</sup>减小到 61.21

km<sup>2</sup>,面积减少尤为显著。中等生态风险区面积也出现显著减小,面积从 606.21 km<sup>2</sup>减小为 264.8 km<sup>2</sup>。低生态风险区面积出现明显扩大分布,面积从 614.5 km<sup>2</sup>增长到 1 237.9 km<sup>2</sup>,所占比例也增加到 48.7%。

得出总体结论:2000—2018 年以来,袁州区中等及以上生态风险级别分布范围均显著减小,低生态风险区范围明显增大,景观生态风险呈逐渐下降趋势。其中原因主要是城镇化和人口增长造成建设用地扩张显著,耕地面积增加较大,景观斑块更加完整,损失度减小,景观生态风险度降低,同时近年来袁州区大力推进生态文明建设,既注重保护生态环境,又要经济健康可持续发展,因此景观生态风险整体呈下降趋势。

表 5 袁州区景观生态风险等级面积及比例统计

年份	低生态风险区		较低生态风险区		中等生态风险区		较高生态风险区		高生态风险区	
	面积/km <sup>2</sup>	比例/%	面积/km <sup>2</sup>	比例/%	面积/km <sup>2</sup>	比例/%	面积/km <sup>2</sup>	比例/%	面积/km <sup>2</sup>	比例/%
2000	614.52	24.18	799.33	31.45	606.21	23.85	407.61	16.04	114.09	4.49
2010	980.56	38.58	1070.06	42.10	276.00	10.86	104.39	4.11	110.77	4.36
2018	1237.93	48.70	933.19	36.71	264.80	10.42	61.21	2.41	44.65	1.76

3.3 城镇扩张与景观生态风险耦合关系

3.3.1 城镇建设用地面积与生态风险指数耦合分析

研究以生态风险指数为因变量,城镇建设用地面积为解释变量,通过进行地理加权回归(GWR)分析,探索两者之间的耦合联系。在 ArcGIS 10.2 中通过 GWR 工具建立回归模型,模型以高斯函数为内核作为距离权重衰减函数,采用 AICc 值评价模型优良度,寻找最佳带宽。对比发现选择 Adaptive 核类型具有较好的拟合优度,其通过选定最近邻点个数来表示带宽变化,相应模型参数见表 6。

表 6 中,带宽大小通过最近邻点个数(Neighbors)来表示,由于研究区样本均匀分布,点个数越多,函数拟合相对更为平滑,空间权重随距离衰减更为平缓。 $R^2$  表示模型拟合优度,其值范围在[0,1],

值越大拟合越好,2000 年模型拟合精度相对较好,其他两个时期拟合结果相对较差。由 GWR 标准化残差分布图(图 3)可以得出,各景观风险小区 97%以上局部回归模型标准化残差落在[-2.5,2.5]区间内,模型总体构建较好。

表 6 地理加权回归模型检验参数

模型参数	2000 年	2010 年	2018 年
Neighbors	33	80	46
ResidualSquares	0.0178	0.0881	0.0400
EffectiveNumber	10.6658	3.8202	11.2112
Sigma	0.0173	0.0340	0.0210
AICc	-358.9608	-309.0789	-489.3178
$R^2$	0.5650	0.2712	0.3670
$R^2$ Adjusted	0.4941	0.2443	0.2959

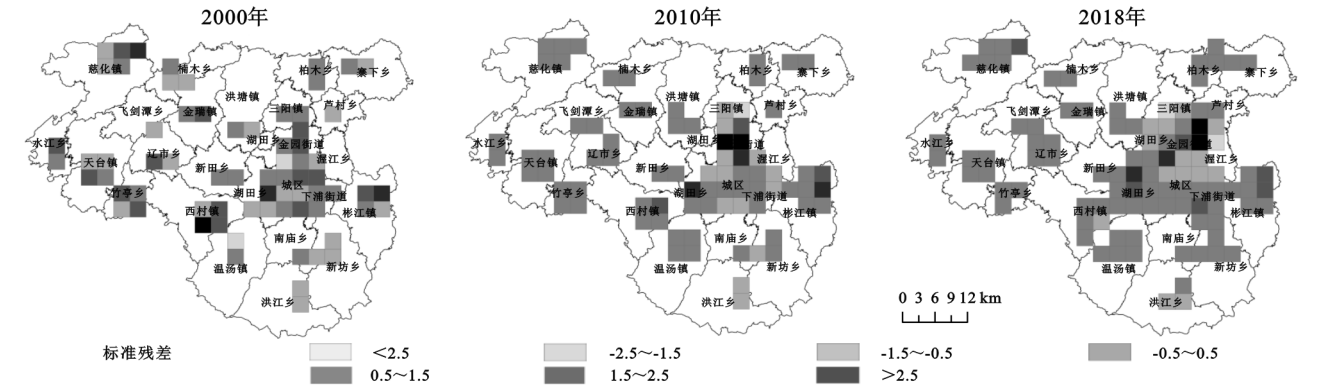


图 3 地理加权回归(GWR)模型标准化残差空间分布

由回归系数分布图所示(图 4),总体来看,3 个时期城镇用地面积与景观生态风险指数呈正相关关系,

但是从 2000—2018 年回归系数逐渐减小说明这种正向影响关系正在逐渐减弱。随着城镇化发展不断推

进,城镇建设用地面积不断扩张,导致城镇中心斑块集中成片,景观破碎度和分离度不断下降,同时由于城镇用地状态相对稳定,脆弱度指数较低,因此景观生态风险指数上升幅度也较小。3 个时期中心城区的回归系数与同期其他地区相比都较低,主要是由于中心城区城镇化程度较高,城镇用地面积增长对生态风险指数的影响幅度较小,生态结构稳定性较高。但是总体而言

随着城镇化进程向前推进,袁州区景观生态风险一直在增加,给当地的生态环境造成了不小压力。

3.3.2 城镇扩张指数与生态风险变化指数耦合分析

研究同时以 2000—2018 年的景观生态风险指数变化率作为因变量,城镇扩张强度指数作为解释变量,进行地理加权回归(GWR)建模,相应模型参数设置和模型检验方法同上。

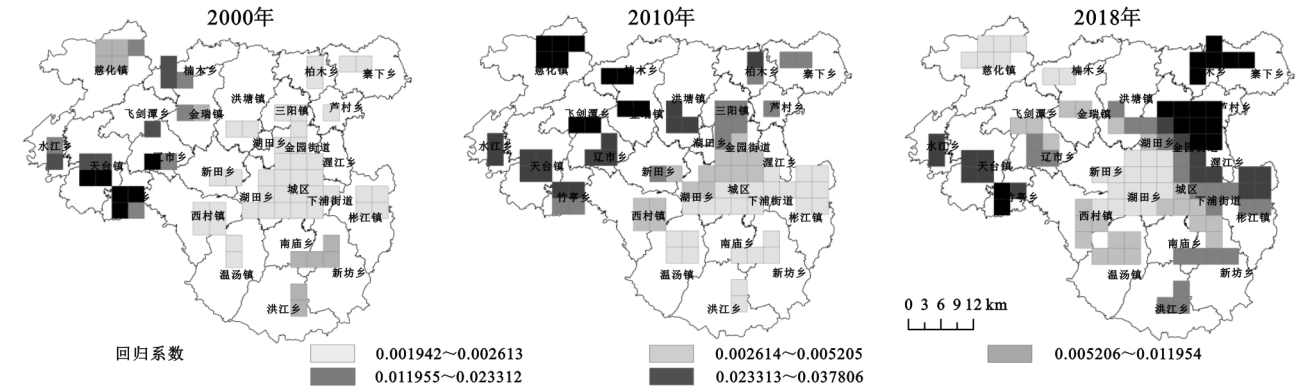


图 4 城镇用地面积与生态风险指数回归系数分布

表 7 地理加权回归模型检验参数

模型参数	2000—2010 年	2010—2018 年	2000—2018 年
Neighbors	12	20	40
ResidualSquares	0.0003	0.0008	0.0002
EffectiveNumber	32.1663	26.2059	12.9987
Sigma	0.0025	0.0032	0.0015
AICc	-697.8118	-866.6216	-1051.8416
R <sup>2</sup>	0.6926	0.4843	0.2760
R <sup>2</sup> Adjusted	0.4965	0.3150	0.1806

由表 7 可得,2000—2010 年的  $R^2$  值为 0.692 6,拟合优度相对较好,其他两个时间跨度拟合结果相对较一般。GWR 标准化残差超过 95%的采样区标准化残差值在  $[-2.5, 2.5]$ ,总体来看模型构建较好。同时对每个研究单元回归系数进行可视化表达,GWR 回归系数空间分布图见图 5。

与景观生态风险变化率两者回归系数总体有正有负、正值集中于中心城区附近、表明城镇扩张强度增加会导致生态风险指数变化率上升、造成生态压力加大。负值主要分布于飞剑潭和天台等西部乡镇、这些地区城镇化程度相对来说较低、发展较慢、城镇扩张强度增加、生态风险变化率减小、但结合图 4 生态风险依然处于增长趋势。2010—2018 年、总体来看在大部分区域内城镇扩张强度指数和生态风险指数变化率仍是正相关关系、主要分布在中心城区往金园街道方向、但在天台、竹亭和辽市等乡镇仍处于负相关区域。整体 2000—2018 年、中心城区、下浦街道和金园街道等地区城镇扩张强度指数与景观生态风险变化率之间表现为正向关系,城镇化强度增加导致景观生态风险变化加剧,生态压力也逐渐增加。负值区域分布在温汤、新坊和洪江等乡镇,这些地区植被覆盖范围较为广泛,生态风险变化幅度因此较小。

由图 5 可得,2000—2010 年、城镇扩张强度指数

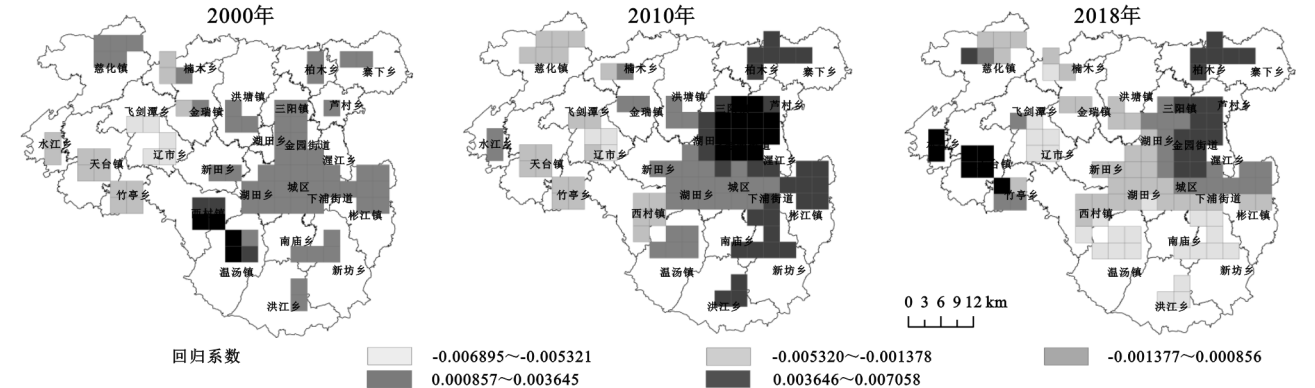


图 5 城镇扩张指数与生态风险变化率回归系数分布



## 4 结论

(1) 2000—2018年,袁州区城镇扩张面积达到64.48 km<sup>2</sup>、扩张强度系数为0.14%、城镇用地面积是2000年的2.65倍。城镇扩张空间分布呈现东西方向沿沪昆高速、袁河发展、往北沿万宜公路发展的倒“T”形发展格局、同时西北方慈化镇、西南方温汤镇、东南方新坊乡扩张也较为明显。

(2) 从2000—2018年景观格局指数分析中得出、林地作为袁州区优势度最大的景观类型正在逐渐丧失优势、受人口增长和城镇化等影响耕地和建设用地面积增长十分显著。未利用地和水域景观脆弱度较高,同时受外界干扰因素影响大,因此未利用地和水域景观损失度也很高。

(3) 对景观生态风险半变异函数构建模型并分析参数得出结论,袁州区2000年、2010年、2018年景观生态风险指数存在较强的空间自相关性,随机因素造成的空间异质作用较小。同时由景观生态风险等级分布图和统计表、2000—2018年期间,袁州区中等及以上生态风险级别分布范围均显著减小,低生态风险区范围明显增大,其原因主要是城镇化和人口增长导致的建设用地和耕地扩张,景观斑块更加完整,损失度减小,景观生态风险度降低。同时由于近年积极推进生态文明建设和打造“山水林田湖草”生命共同体,生态环境得到改善生态风险因此降低。

(4) 通过构建GWR模型,分析得出2000—2018年袁州区城镇建设用地与景观生态风险总体呈正相关关系,且随时间推移回归系数在逐渐减小。中心城区的回归系数与同期其他地区相比都较低,主要是由于中心城区城镇化程度较高,生态稳定性更高。城镇扩张强度系数与景观生态风险变化率相关关系有正有负,中心城区、下浦街道和金园街道等地区城镇扩张强度指数与景观生态风险变化率之间表现为正相关,城镇化强度增加导致景观生态风险变化加剧。负值区域主要分布在温汤、新坊和洪江等乡镇,这些地区植被覆盖范围较为广泛,生态风险变化幅度因此较小。

研究通过对袁州区2000—2018年城镇扩张和景观生态风险进行分析,然后探寻两者之间耦合关系并得出相应结论,但研究也存在诸多不足之处。构建景观生态风险指数模型过程中,仅仅从土地利用的角度考虑了各景观类型的面积权重,没有考虑其他生态因子如地形、降水、土壤类型等影响,因此景观生态风险指数缺乏一定的生态涵义。此外深入探讨城镇扩张

与景观生态风险之间耦合关系时,并未将GWR与其他回归模型进行对比<sup>[35]</sup>,因此模型最优性值得商榷,需进一步完善研究。

### 参考文献:

- [1] 陆大道.我国的城镇化进程与空间扩张[J].城市规划学刊,2007,51(4):47-52.
- [2] 单卓然,黄亚平.“新型城镇化”概念内涵、目标内容、规划策略及认知误区解析[J].城市规划学刊,2013,57(2):16-22.
- [3] Salvati L, Ferrara C, Ranalli F. Changes at the fringe: Soil quality and environmental vulnerability during intense urban expansion[J]. Eurasian Soil Science, 2014, 47(10):1069-1075.
- [4] Tian Y, Wang L. The effect of urban-suburban interaction on urbanization and suburban ecological security: A case study of suburban Wuhan, central China[J]. Sustainability, 2020, 12(4), 1600, <https://doi.org/10.3390/su12041600>
- [5] 吴艳霞,罗恒,梁志康.长江经济带生态安全测度研究[J].生态学报,2020,40(19):1-15.
- [6] 李国旗,安树青,陈兴龙,等.生态风险研究述评[J].生态学杂志,1999,18(4):3-5.
- [7] 张瑾青,罗涛,徐敏,等.闽三角地区城镇空间扩张对区域生态安全格局的影响[J].生态学报,2020,40(15):1-11.
- [8] Lin M, Lin T, Sun C, et al. Using the eco-erosion index to assess regional ecological stress due to urbanization: A case study in the Yangtze river delta urban agglomeration[J]. Ecological Indicators, 2020, 111, <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2019.106028>.
- [9] 李平星,樊杰.区域尺度城镇扩张的情景模拟与生态效应:以广东西江经济带为例[J].生态学报,2014,34(24):7376-7384.
- [10] Zhang W, Chang W J, Zhu Z C, et al. Landscape ecological risk assessment of Chinese coastal cities based on land use change[J]. Applied Geography, 2020, 117, <https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2020.102174>.
- [11] 刘菁华,李伟峰,周伟奇,等.京津冀城市群扩张模式对区域生态安全的影响预测[J].生态学报,2018,38(5):1650-1660.
- [12] 刘耀彬,李仁东,宋学锋.中国城市化与生态环境耦合度分析[J].自然资源学报,2005,20(1):105-112.
- [13] 于溪,李强,肖逸雄,等.基于GlobeLand30的中国城市扩张模式及其对生态用地的影响[J].地理与地理信息科学,2018,34(3):5-12.
- [14] 刘焱序,彭建,孙茂龙,等.基于生态适宜与风险控制的城市新区增长边界划定:以济宁市太白湖新区为例[J].应用生态学报,2016,27(8):2605-2613.

[15] 李骞国,王录仓,石培基,等.基于生境质量的绿洲城镇增长边界划定:以黑河中游地区为例[J].经济地理, 2020,40(3):92-101.

[16] 丛佃敏,赵书河,于涛,等.综合生态安全格局构建与城市扩张模拟的城市增长边界划定:以天水市规划区(2015—2030 年)为例[J].自然资源学报,2018,33(1):14-26.

[17] 周锐,王新军,苏海龙,等.基于生态安全格局的城市增长边界划定:以平顶山新区为例[J].城市规划学刊, 2014,58(4):57-63.

[18] 冯琰玮,甄江红,峰一,等.干旱区城市增长边界划定方法与实证:以内蒙古呼和浩特市为例[J].经济地理, 2019,39(3):76-83.

[19] 李绥,石铁矛,付士磊,等.南充城市扩展中的景观生态安全格局[J].应用生态学报,2011,22(3):734-740.

[20] 王玉莹,金晓斌,沈春竹,等.东部发达区生态安全格局构建:以苏南地区为例[J].生态学报,2019,39(7): 2298-2310.

[21] 张学斌,石培基,罗君,等.基于景观格局的干旱内陆河流域生态风险分析:以石羊河流域为例[J].自然资源学报,2014,29(3):410-419.

[22] 刘春艳,张科,刘吉平.1976—2013 年三江平原景观生态风险变化及驱动力[J].生态学报,2018,38(11): 3729-3740.

[23] 刘世梁,刘琦,张兆苓,等.云南省红河流域景观生态风险及驱动力分析[J].生态学报,2014,34(13):3728-3734.

[24] 李青圃,张正栋,万露文,等.基于景观生态风险评价的宁江流域景观格局优化[J].地理学报,2019,74(7): 1420-1437.

[25] 石玉琼,王宁练,李团胜,等.榆林市景观生态风险及其时空分异[J].干旱区研究,2019,36(2):494-504.

[26] 卿凤婷,彭羽.基于景观结构的北京市顺义区生态风险时空特征[J].应用生态学报,2016,27(5):1585-1593.

[27] 周迪,施平,吴晓青,等.烟台市城镇空间扩展及区域景观生态风险[J].生态学杂志,2014,33(2):477-485.

[28] 胡和兵,刘红玉,郝敬锋,等.流域景观结构的城市化影响与生态风险评价[J].生态学报,2011,31(12):3432-3440.

[29] 刘彦文,刘成武,何宗宜,等.基于地理加权回归模型的武汉城市圈生态用地时空演变及影响因素[J].应用生态学报,2020,31(3):987-998.

[30] 王飞,叶长盛,华吉庆,等.南昌市城镇空间扩展与景观生态风险的耦合关系[J].生态学报,2019,39(4):1248-1262.

[31] Liu S, Wang D, Lei G, et al. Elevated risk of ecological land and underlying factors associated with rapid urbanization and overprotected agriculture in Northeast China[J]. Sustainability, 2019,11(22):6203.

[32] 刘盛和,吴传钧,沈洪泉.基于 GIS 的北京城市土地利用扩展模式[J].地理学报,2000,55(4):407-416.

[33] 王海军,夏畅,张安琪,等.基于空间句法的扩张强度指数及其在城镇扩展分析中的应用[J].地理学报,2016, 71(8):1302-1314.

[34] 覃文忠.地理加权回归基本理论与应用研究[D].上海: 同济大学,2007.

[35] 任国平,刘黎明,卓东.都市郊区景观生态质量空间差异及影响因素分析[J].农业工程学报,2016,32(21):252-263.

(上接第 141 页)

[22] 田义超,黄远林,张强,等.北部湾南流江流域植被净初级生产力时空分布及其驱动因素[J].生态学报,2019, 39(21):8156-8171.

[23] 袁丽华,蒋卫国,申文明,等.2000—2010 年黄河流域植被覆盖的时空变化[J].生态学报,2013,33(24):7798-7806.

[24] Sheng Yue, Paul Pilon, George Cavadias. Corrigendum to “Power of the Mann-Kendall and Spearman’s rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series”[J]. Hydrol., 2002,264(1):262-263.

[25] 徐泽华,韩美,张广彩,等.山东降水时空分布变化及其影响因素[J].水土保持研究,2018,25(3):272-278.

[26] 袁丽华,蒋卫国,申文明,等.2000—2010 年黄河流域植被覆盖的时空变化[J].生态学报,2013,33(24):7798-7806.

[27] 黄葵,卢毅敏,魏征,等.土地利用和气候变化对海河流域蒸散发时空变化的影响[J].地球信息科学学报, 2019,21(12):1888-1902.

[28] 鲍振鑫,严小林,王国庆,等.气象因子在海河流域蒸发悖论中的作用机理[J].水资源与水工程学报,2014,25 (3):1-7.