

基于空间自回归和地理加权回归模型的不同尺度下土地利用程度研究

宁秀红 郭龙 张海涛

华中农业大学资源与环境学院, 武汉 430070

摘要 以谷城县 2009 年土地利用现状为研究对象, 在分析不同尺度土地利用程度及其驱动因子空间自相关的基础上, 分别从全局和局部的角度考虑, 建立空间自回归模型和地理加权回归模型。结果表明: 该区土地利用程度及其驱动因子都存在一定的空间自相关性, 并且具有尺度效应; 空间自回归模型可以对各因子进行全局的参数估计, 而地理加权回归模型可以给出局部模型的拟合度及驱动因子的参数估计, 同时不同尺度地理加权回归模型对地理信息反映详略有一定的影响。

关键词 土地利用程度; 空间自相关回归; 地理加权回归; 尺度效应; 地理信息

中图分类号 F 301.24 **文献标识码** A **文章编号** 1000-2421(2013)04-0048-07

随着人地矛盾日趋激化, 土地利用程度逐渐成为土地利用的前沿问题和热点领域^[1-2]。Overmars 等^[3]提出土地利用中可能存在空间自相关性, 应首先进行空间自相关分析, 再构建空间自回归模型进行研究, 传统土地利用程度研究所缺少的空间分析也越来越受重视^[4]。研究人员^[5-7]从自然、经济等各方面探究影响土地利用结构及其变化的主要因素, 在空间自相关分析的基础上, 引入了空间自回归模型或地理加权回归模型, 并在一定程度上预测了土地利用的变化。空间自回归模型是从整体上解释不同驱动力因子对土地利用的影响, 地理加权回归模型是一种用来构建空间变化关系模型的线性回归的局部形式, 且附加了表达空间对象本身相关性和异质性的表达参数, 可以直观地探测空间关系的非平稳性^[8-9], 获得不同地理位置各个驱动力因子的影响程度。目前, 较少有涉及从整体到局部探讨各个因子对土地利用程度影响的研究。此外, 土地利用程度在不同的规模尺度上具有不同的特征, 某个研究尺度上的影响因子可能在其他尺度上并不发生作用, 所以研究尺度的不同对土地利用程度及其变化的研究也存在一定的影响。从不同角度对土地利用程度

的深入研究将为土地开发利用程度评价及分析奠定基础^[10], 对指导土地可持续利用乃至社会经济发展具有非常重要的意义。

笔者结合 GIS 技术, 根据土地利用各个驱动力因子的空间格局及其空间非平稳性在不同尺度上构建空间自回归模型和地理加权回归模型, 分别从整体和局部的角度研究土地利用程度, 并分析其主要驱动力因子的影响力, 为更好地指导该区土地利用提供重要参考信息。

1 材料与方法

1.1 研究区概况

谷城县位于湖北省西北部, 111° 07' 30" ~ 111° 52' E, 30° 53' ~ 32° 29' 40" N, 南北长约 62.50 km, 东西宽约 79.58 km。西北、西南群山环抱, 地势从西南向东北倾斜, 属于亚热带季风气候, 雨量充沛, 四季分明, 年平均气温 15.4 °C, 是湖北省粮食主产区之一, 下辖 7 个镇, 2 个省级开发区和 1 个省级旅游度假区, 总面积 2 553 km², 山地、丘陵占总面积 90%, 主要地类为林地、耕地、水域、建设用地, 未利用地所占比重较低。

收稿日期: 2012-05-08

基金项目: 国家自然科学基金项目(40601073)、中央高校基本科研业务费专项(2011PY112、2011QC041)和华中农业大学自主创新基金项目(2011SC21)

宁秀红, 硕士研究生。研究方向: 自然地理学。E-mail: gis_xh@126.com

通讯作者: 张海涛, 博士, 副教授。研究方向: 地理信息系统与数字国土。E-mail: gis@mail.hzau.edu.cn

1.2 数据准备

本研究所使用的数据主要为谷城县 2009 年土地利用现状图(1 : 10 000)及其属性数据。根据谷城县主要土地利用类型,将土地利用类型分为耕地、林地、水域、建设用地、未利用地 5 类。同时,利用 Aster G-DEM 30 m 数字高程模型构建谷城县高程、坡度和坡向,选取短时间之内相对稳定的自然地理因子(各类土地离最近水域的距离、离最近居民区的距离、离最近主干道的距离)和人口因素作为研究土地利用程度空间格局形成的 7 个驱动力因子,参考文献[11-12]中研究区域面积与基本研究尺度的比例以及王远飞等^[13]最优样方尺寸计算方法: $Q =$

$\frac{2A}{n}$,式中 Q 是样方的面积, A 为研究区域的面积, n 是研究区域中的点的数量,得到谷城县土地利用程度研究的基本尺度为 500 m×500 m(M1),并在此基础上延伸出 650 m×650 m(M2)、800 m×800 m (M3)2 个尺度,以从不同尺度研究土地利用程度。

1.3 土地利用程度的度量

采用庄大方等^[14]提出的土地利用程度综合指数模型,将土地根据其利用方式的不同分为 4 级并赋予分级指数(表 1),从而得到土地利用程度的定量化表示。

表 1 土地利用程度分级赋值表

Table 1 Classification value of land use degree

项目 Item	未利用地 Unused land	林、草、水用地 The land used by forest, grass and water	农业用地 Agricultural land	城镇聚落用地 Urban and rural residential land
分级指数 Graded-index	1	2	3	4
土地利用类型 Land use types	未利用地或难利用 The land unused or difficult to use	林地、草地、水域 The land used by forest, grass and water	耕地、园地、人工草地 Farming, garden and artificial grass land	城镇、居民点、工矿用地、交通过地 Towns, residential areas, industrial land and transportation land

$$L_a = 100 \times \sum_{i=1}^n A_i \times C_i$$

其中, L_a 为某单元的土地利用程度综合指数; A_i 为该单元第 i 级土地利用程度分级指数; C_i 为该单元第 i 级土地利用程度的面积百分比。 L_a 的取值为[100,400]上的连续函数。

1.4 研究方法

1)空间自相关。空间自相关分析常用的有 Moran's I 系数或 Gearys C 系数^[15]。Moran's I 系数的显著水平可以得到检验而且自相关图已标准化^[16],可进行不同尺度间的比较研究。本研究使用 Moran's I 系数自相关图来分析,其计算公式:

$$\text{Moran's } I = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{(\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij}) \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \quad (i \neq j)$$

式中 X_i 和 X_j 分别为 i 和 j 所在位置的观测值, W_{ij} 为权重,通过拓扑关系获得。 N 表示空间实体数目; $W_{ij} = 1$ 表示空间实体 i 与 j 相邻, $W_{ij} = 0$ 表示空间实体 i 与 j 不相邻。 I 的值介于 -1 与 1 之间, I 为正,表示正相关,空间实体呈聚合分布; I 为负值,表示负相关,空间实体呈离散分布; $I = 0$ 表示空间实体是随机分布的。

2)空间回归模型。Anselin^[17]根据自变量与因变量的空间相关性,给出格数据空间回归方程的通用形式:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \epsilon$$

$$\epsilon = \lambda W_2 + \mu, \mu \sim N(0, \Omega), \Omega_{ii} = h_i(z\alpha), \quad h_i > 0$$

式中, W_1 为 $n \times n$ 阶权重矩阵,反映因变量自身的空间趋势; ρ 为空间滞后变量 $W_1 y$ 的系数; β 是与自变量 X 相关的 $k \times 1$ 参数向量; ϵ 为随机误差项向

量;权重矩阵 W_2 反映残差的空间趋势; N 为正态分布; Ω 为方差矩阵,其对角元素为 Ω_{ii} , z 是外生变量, α 是常数项, h_i 是函数关系; λ 为空间自回归结构 W_2 的系数,一般应有 $0 \leq \rho < 1, 0 \leq \lambda < 1; \mu$ 为正态分布的随机误差向量。整个格数据空间回归方程受制于 3 个参数 ρ, λ, α 。根据这 3 个参数的取值,存在不同类型的格数据空间回归方程。当 $\rho \neq 0, \lambda = 0$ 时,为空间滞后模型,它考虑了因变量的空间相关性,即某一空间对象上的因变量不仅与同一对象上的自变量有关,还与相邻对象的因变量有关。当 $\rho = 0, \lambda \neq 0$ 时,为空间误差模型;当假定空间依赖性是通过忽略了的变量产生作用时,空间误差模型是一种比较准确的模型。

3)地理加权回归模型。地理加权回归模型(GWR)的实质是局部加权最小二乘法,其中的权为

待估点所在的地理空间位置到其他各观测点的地理空间位置之间的距离函数。这些在各地理空间位置上估计的参数随研究的地理空间位置变化的情况表征了空间数据的非平稳性,模型的表达式如下:

$$y_i = \beta_0(\mu_i, \nu_i) + \sum_{k=1}^q \beta_k(\mu_i, \nu_i) \chi_{ik} + \varepsilon_i \quad i=1, 2, \dots, n$$

y_i 为 (μ_i, ν_i) 第 i 个采样点的坐标(如经纬度), $\beta_k(\mu_i, \nu_i)$ 是第 i 个采样点上的第 k 个回归参数,是地理位置的函数, $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$, $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 (i \neq j)$ 。在该模型中最优带宽的选择至关重要,本文采用 Brunson 等^[18]提出的用于地理加权回归分析中权函数带宽选择的 AIC 准则,其公式为:

$$AIC = -2n \ln L(\hat{\sigma}) + n \ln(2\pi) + n \left[\frac{n + tr(S)}{n - 2 - tr(S)} \right]$$

帽子矩阵 S 的迹 $tr(S)$ 是带宽 b 的函数, $\hat{\sigma}$ 是随机误差项方差的极大似然估计。对于同样的样本数据,使 AIC 值最小的地理加权回归权函数所对应的带宽是最优的带宽。

2 结果与分析

2.1 空间自相关分析

1) 基本尺度土地利用程度及其驱动因子空间自

表 2 不同尺度土地利用程度综合指数及其驱动因子空间自相关表¹⁾

Table 2 Different scales land use degree comprehensive index and its driving factors spatial autocorrelation

变量 Variable	尺度 Scale	距离 Distance							
		1 km	3 km	5 km	7 km	9 km	11 km	13 km	15 km
I	M1	0.710	0.541	0.471	0.421	0.385	0.356	0.334	0.314
	M2	0.731	0.567	0.496	0.444	0.406	0.377	0.352	0.331
	M3	0.737	0.581	0.507	0.453	0.414	0.385	0.361	0.340
P	M1	0.897	0.736	0.611	0.522	0.457	0.411	0.378	0.351
	M2	0.894	0.733	0.613	0.525	0.459	0.413	0.379	0.352
	M3	0.885	0.743	0.624	0.532	0.464	0.420	0.386	0.359
S	M1	0.887	0.836	0.801	0.768	0.737	0.706	0.677	0.650
	M2	0.907	0.862	0.828	0.795	0.763	0.732	0.701	0.673
	M3	0.930	0.882	0.846	0.811	0.777	0.746	0.716	0.687
A	M1	0.248	0.112	0.077	0.061	0.051	0.044	0.039	0.035
	M2	0.256	0.122	0.086	0.069	0.058	0.050	0.044	0.040
	M3	0.289	0.144	0.102	0.081	0.069	0.060	0.053	0.048
E	M1	0.953	0.833	0.767	0.720	0.683	0.648	0.616	0.587
	M2	0.941	0.835	0.772	0.726	0.688	0.654	0.620	0.591
	M3	0.987	0.844	0.779	0.729	0.690	0.656	0.624	0.595
RE	M1	0.609	0.335	0.252	0.205	0.173	0.149	0.130	0.116
	M2	0.548	0.319	0.243	0.198	0.167	0.144	0.126	0.111
	M3	0.623	0.324	0.241	0.192	0.161	0.139	0.122	0.108
RO	M1	0.971	0.829	0.690	0.572	0.480	0.409	0.356	0.315
	M2	0.961	0.826	0.690	0.573	0.479	0.409	0.353	0.313
	M3	0.998	0.826	0.690	0.566	0.471	0.402	0.349	0.309
W	M1	0.957	0.788	0.654	0.563	0.508	0.468	0.433	0.401
	M2	0.937	0.780	0.649	0.561	0.506	0.467	0.430	0.398
	M3	0.968	0.777	0.647	0.554	0.499	0.462	0.427	0.396

1) M1: 500 m × 500 m; M2: 650 m × 650 m; M3: 800 m × 800 m; I: 土地利用程度综合指数 Index of land use degree; P: 人口密度 Population density; S: 坡度 Slope; A: 坡向 Aspect; E: 高程 Elevation; RE: 距居民距离 Resident distance; RO: 距道路距离 Road distance; W: 距水域距离 Water distance. 下同 The same as below.

相关分析。图 1 所采用的权重距离范围为 0.5 ~ 15 km, 首先可以看出土地利用程度综合指数及其驱动因子均表现出一定的空间相关性, 并且随着距离的增加空间相关性逐渐减弱, 符合地理学第一定律, 同时也为之后建立空间自回归模型和地理加权回归模型提供依据。

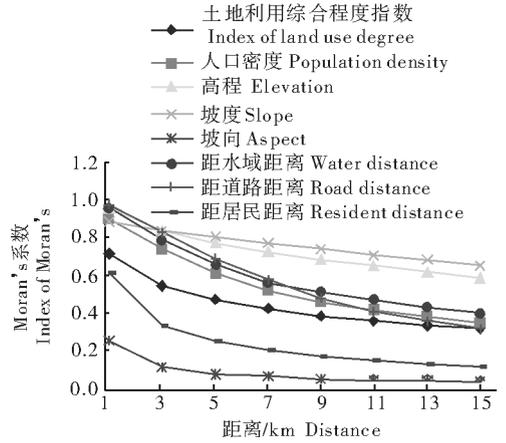


图 1 基本研究尺度土地利用程度综合指数及其驱动因子空间自相关图

Fig. 1 Land use degree comprehensive index and its driving factors spatial autocorrelation at based scale

土地利用程度综合指数的空间相关性表明了在地 土地利用研究中空间自相关性分析的必要性。整体 比较 7 个驱动力因子,可以发现对于不同的驱动力 因子在同一距离权重下表现出不同的空间相关性, 其中坡度和高程表现出较高的空间相关性,而坡向 因子从 10~11 km 之后,基本上就没有空间自相关 性了,这说明坡向因子相对于其他因子来说,更具有 随机分布的特性,且地形梯度对除坡向以外的各个 因子都具有较强的影响力。

2)不同尺度土地利用程度及其驱动因子空间自 相关分析。由表 2 可知,土地利用程度空间自相关 的尺度效应表现出明显的规律,即随着空间尺度的 增大,空间自相关性有增强的趋势(人口密度、坡度、 高程、坡向也都表现出此特性)。主要有两方面原 因:一是空间自相关性系数表征的是邻近位置上变 量的相似性,当尺度增大时,邻近变量差异性会被融 合,其最明显的表现就是空间自相关系数增大了,但 这与实际空间位置的信息出入也会随之增大;二是 采用平均值法对数据进行聚合处理是线性过程,但 I 值随距离变化的曲线是非线性的,2 个点的平均 I 值往往处于曲线的凹面,因此要比这些单元的平均

自相关性高^[11]。距居民距离随尺度的增大,空间相 关性会表现出相反的尺度效应,即随着尺度的增大, 空间相关性减弱(距水域距离、距道路距离同样也 表现出此特性)。这是因为此 3 个驱动因子的空间 信息是由水域/道路/居民的位置信息与另一变量 (土地利用类型)的位置差值所决定,当研究尺度增 大时,另一变量的位置信息是不变(即土地利用类型 的位置信息不变),会导致相邻位置间的差异性增 大,空间自相关系数就会减小。

2.2 空间自回归模型

空间自相关分析结果表明,土地利用程度综合 指数及其驱动因子都存在较强的空间依赖性,可以 进行空间自回归分析。因此,以 2009 年土地利用程 度的空间格局作为被解释变量,以自然地理信息(高 程、坡度、坡向、耕地、离最近水域的距离、离最近 居民区的距离、离最近主干道的距离)和社会经济数据 (人口密度)作为解释变量,建立了基于最大似然估 计的空间滞后模型、空间误差模型,以此来从整体上 研究在各个驱动力因子对土地利用程度的贡献大 小。谷城县土地利用程度在 3 个尺度上的回归结果 见表 3。

表 3 不同尺度空间滞后模型结果¹⁾

Table 3 The result of spatial log model at different scales

项目 Item	回归系数 Regression coefficients			标准误差 Standard error			z			P		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3
C	58.857	64.384	74.698	2.161	2.892	3.878	27.243	22.265	19.261	0.000	0.000	0.000
RE	-0.025	-0.026	-0.026	0.001	0.001	0.001	-29.690	-26.086	-22.518	0.000	0.000	0.000
RO	0.000	-0.001	-0.001	0.000	0.000	0.000	-3.610	-3.841	-4.093	0.000	0.000	0.000
W	0.001	0.002	0.002	0.000	0.000	0.000	6.016	5.414	4.961	0.000	0.000	0.000
A	-0.021	-0.020	-0.023	0.004	0.005	0.007	-5.612	-3.776	-3.143	0.000	0.000	0.002
S	-0.419	-0.455	-0.467	0.038	0.050	0.063	-11.141	-9.169	-7.405	0.000	0.000	0.000
E	0.002	0.003	0.002	0.001	0.002	0.002	1.579	1.614	0.959	0.114	0.107	0.338
P	0.006	0.008	0.010	0.001	0.001	0.001	10.561	10.093	10.816	0.000	0.000	0.000
R^2	0.722	0.739	0.742									
LIK	-46 357.400	-27 451.600	-18 317.100									
AIC	92 732.700	54 921.300	36 652.200									
SC	92 798.100	54 982.000	36 709.300									

1) C: 常数 Constant; R^2 : 类决定系数 Coefficient of determination; LIK: 最大似然对数值 Maximum likelihood logarithm; AIC: Akaike 信息指标 Akaike information criterion; SC: Schwartz 指标 Schwartz criterion. 下同 The same as below.

表 3、表 4 中 R^2 取值范围为 0~1, 值越大拟合 度越好, LIK 值越大契合越好, 对于 AIC 和 SC 信息 标准方向是正的, 值越小契合度越好。通过对比同 一尺度 2 个模型的拟合度指标可知, 空间误差模型 优于空间滞后模型。对比不同尺度的空间误差模 型, 发现随着尺度的增大, 模型的拟合度会越来越 好, 其原因主要是增大尺度, 单位尺度所包含的信息

量就越大, 经过融合后, 与周围信息的相似度增强, 模型的拟合度也就会越好, 但是与实际的出入也会 随着尺度的增大而增大。从 2 个模型显著性检验来 看, 空间滞后模型中只有高程没有通过显著性检验, 说明除高程外其他驱动力因子对土地利用程度综合 指数都具有较大的影响, 而空间误差模型所有因子 均通过显著性检验, 表明所有驱动力因子对土地利

用程度综合指数均具有较大影响。同时,空间误差模型相对于空间滞后模型,对驱动因子的辨别能力较强;从回归系数来看,坡度在 2 个模型中都表现为对土地利用程度综合指数的贡献最大,这表明土地

利用程度受坡度影响较大。总体来说,通过构建空间自回归模型可以对整个区域的信息有整体、直观地把握,明确了影响谷城县土地利用程度综合指数的各个驱动因子的整体影响力。

表 4 不同尺度空间误差模型结果

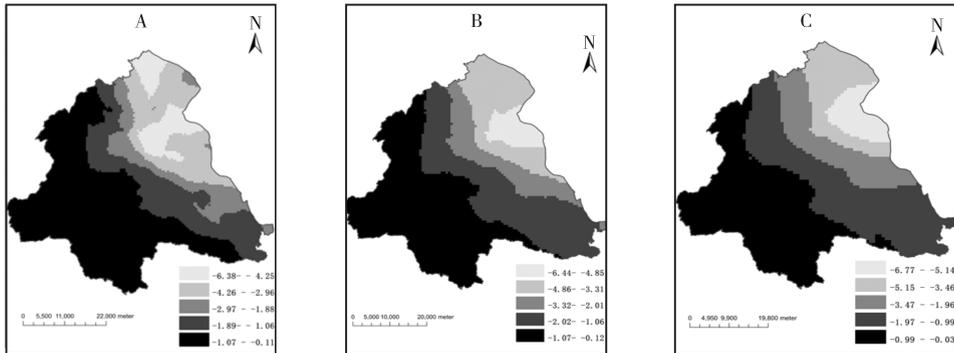
Table 4 The result of spatial error model at different scales

项目 Item	回归系数 Regression coefficients			标准误差 Standard error			z			P		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3
C	264.282	262.844	262.092	2.697	2.915	3.080	97.987	90.162	85.099	0.000	0.000	0.000
RE	-0.042	-0.037	-0.033	0.001	0.001	0.002	-36.589	-28.296	-22.805	0.000	0.000	0.000
RO	-0.007	-0.006	-0.005	0.001	0.001	0.001	-10.971	-9.883	-8.780	0.000	0.000	0.000
W	0.010	0.008	0.007	0.001	0.001	0.001	10.900	9.106	7.757	0.000	0.000	0.000
A	-0.020	-0.016	-0.023	0.004	0.006	0.008	-5.099	-2.924	-2.993	0.000	0.004	0.003
S	-0.998	-1.274	-1.417	0.063	0.086	0.112	-15.841	-14.744	-12.680	0.000	0.000	0.000
E	-0.013	-0.010	-0.009	0.004	0.004	0.004	-3.550	-2.403	-2.046	0.000	0.016	0.041
P	0.013	0.017	0.023	0.002	0.002	0.002	8.899	10.002	12.150	0.000	0.000	0.000
R^2	0.750	0.765	0.771									
LIK	-45 939.800	-27 237.300	-18 170.900									
AIC	91 895.600	54 490.600	36 357.900									
SC	91 953.700	54 544.500	36 408.600									

2.3 地理加权回归模型

空间滞后模型和空间误差模型是在一般回归分析的基础上引入了处理空间依赖性的技术,从它们的回归系数可以看出,不同驱动力因子对土地利用程度的影响程度不同,但是同一个驱动力因子在不同栅格单元中的贡献是相同的,不随空间位置而变化,故在本质上空间自相关模型属于全局模型^[19]。而地理加权回归模型(GWR)可以获得不同驱动力因子随空间地理位置变化而变化的参数估计,笔者对 3 种尺度下土地利用程度构建 GWR 模型,并分析其模型参数估计,得到在不同地理位置驱动力对

土地利用程度贡献值的大小。以坡度因子为例进行阐述。3 种尺度下坡度系数的空间分布见图 2。相对于空间自回归模型全局唯一坡度系数来说,地理加权回归模型的坡度系数随空间地理位置变化而变化,并通过属性查询可得到具体位置坡度系数的大小,了解坡度因子在该地理位置的贡献值大小。同理,也可得到其他驱动力因子的相关信息,从而可判断某空间位置土地利用程度主要受哪些驱动力因子的影响,并且能够得出不同驱动力因子的贡献值的大小,这些信息对于指导土地合理利用有重要的参考价值。



A: 500 m×500 m; B: 650 m×650 m; C: 800 m×800 m.

图 2 不同尺度坡度系数空间分布

Fig. 2 Different scales of slope coefficient spatial distribution

3 个模型中坡度系数范围基本一致,即坡度对土地利用程度在整个范围上基本呈现一致,但是随着尺度增大,模型对研究区坡度信息描述的详细程度就会减弱,它所能表达的空间信息也就越粗糙,而

在实际应用中,小尺度的模型能更好地反映某地区的空间地理信息,为量化地比较各个模型 Akaike 信息标准及拟合度,对 GWR 模型采用类似于空间自回归模型的检验方法(表 5,图 3)。

表 5 不同尺度地理加权回归模型拟合度¹⁾

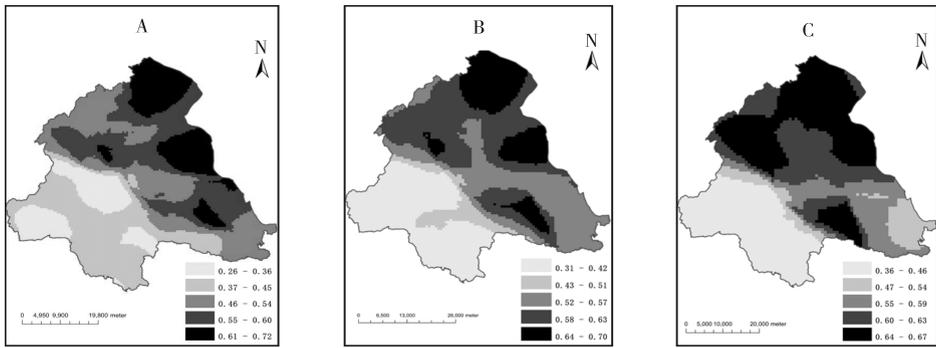
Table 5 Comparing different scales of geographic weighted regression models

变量 Variable	R ²	AIC _c
M1	0.726	92 751.329
M2	0.732	54 758.309
M3	0.734	36 296.754

1) AIC_c 为修正的 Akaike 信息准则 AIC_c is the corrected Akaike information criterion.

由表 5 可知,同一尺度地理加权回归模型比空间滞后模型和空间误差模型拟合度小,但地理加权模型可提供各个驱动力因子随空间地理位置变化而变化的参数估计,借助于GWR模型可得到驱动力

因子在不同地理位置对土地利用程度综合指数的影响,从而可更清楚地了解该位置驱动力因子对土地利用程度综合指数贡献值的大小,对指导研究区土地可持续利用乃至社会经济发展具有更重要的意义。由表 5 可知,随着尺度的增大,地理加权回归模型的整体拟合度增大,AIC_c 值减小,即尺度越大,地理加权回归模型对研究区的拟合程度越好。由图 3 可知,大尺度是以平滑了近邻区域的细节差异来提高模型的拟合度,这不利于反映研究区真实信息,因此在选择研究尺度时,要权衡模型拟合度与模型所能反映的空间地理信息的详略程度,根据需要选择合适的尺度。



A: 500 m×500 m; B: 650 m×650 m; C: 800 m×800 m.

图 3 不同尺度下地理加权回归模型拟合度空间分布

Fig. 3 Different scales of geographical weighted gression models' goodness of fit spatial distribution

3 讨论

土地利用程度不仅反映了土地利用中土地本身的自然属性,也反映了人类和自然因素对土地利用的综合效应^[19]。土地利用程度综合指数的大小决定了土地利用程度的高低。在实际生活中,土地利用程度不仅与其地貌特征有关,更与人类对土地的影响息息相关,因此可将土地利用程度综合指数作为因变量,探讨人类和自然因素对土地利用程度的驱动作用。

本研究首先分析不同尺度下土地利用程度的空间相关性,发现不同尺度土地利用程度综合指数及其驱动力因子都表现出较强的空间正相关,且具有尺度效应,由于信息融合,土地利用程度综合指数、坡度、坡向、高程空间自相关系数随着尺度的增大而增大,距水域距离、距道路距离、距居民距离则会随着尺度增大而减小。

在空间自相关分析基础上,笔者使用考虑空间相关性的格数据回归^[20]的方法,以土地利用程度综

合指数为因变量,驱动力因子为自变量建立 2 个常用的格数据空间回归模型,即空间滞后模型和空间误差模型分析各个驱动因子对土地利用程度的全局影响。同时,为探测各个驱动力因子对土地利用程度的影响随空间位置的变化情况,引入了地理加权回归模型,虽然该模型拟合度相对于空间自回归模型来说较弱些,但它可以判定不同空间位置模型拟合度的优劣,更有意义的是它还可以得出各个驱动力因子随空间位置变化的权重值。

因此,在研究土地利用程度时可将空间自回归模型作为基础模型,再结合地理加权回归模型从局部的角度分析,相对于只构建空间自回归模型或地理加权回归模型来说,可以获得更多有效信息,更有可能为研究区土地利用规划提供决策参考信息。另外,笔者通过构建不同尺度空间自回归模型和地理加权回归模型,发现它们都会由于近邻区域信息被平滑而导致模型的拟合度会随着尺度的增加而增大,为此需根据研究区域的实际情况选择合适的尺度来建立模型。

参 考 文 献

- [1] 郭龙,张海涛,于波,等.基本农田易侵占区域的划定[J].华中农业大学学报,2011,30(6):740-745.
- [2] 张勇荣,周忠发,马士彬.山区城市土地利用空间结构特征分析——以贵州省六盘水市市区为例[J].湖北农业科学,2012(14):2958-2963.
- [3] OVERMARS K P, DE KONING G H J, VEIDKAMP A. Spatial autocorrelation in multi-scale land use models [J]. Ecological Modelling, 2003, 164: 257- 270.
- [4] 谢正峰,王倩.广州市土地利用程度的空间自相关分析[J].热带地理,2009,29(2):129-133.
- [5] ZHAO Y L, MURAYAMAY J. Effect characteristics of spatial resolution on the analysis of urban land use pattern: a case study of CBD in Tokyo using spatial autocorrelation index [G]// MURAYAMA Y L, DU G. Cities in global perspective: diversity and transition. Tokyo: IGU Urban Commission, 2005: 585-594.
- [6] ZHAO Y L, MURAYAMAY J. Effect of spatial scale on urban land-use pattern analysis in different classification systems: an empirical study in the CBD of Tokyo [J]. Theory and Application of GIS, 2006, 14(1): 29-42.
- [7] 邱炳文,王钦敏,陈崇成,等.福建省土地利用多尺度空间自相关分析[J].自然资源学报,2007,22(2):311-321.
- [8] 邵一希,李满春,陈振杰,等.地理加权回归在区域土地利用格局模拟中的应用——以常州市孟河镇为例[J].地理科学,2010,30(1):92-97.
- [9] 覃文忠.地理加权回归基本理论与应用研究[D].上海:同济大学图书馆,2007.
- [10] 曹瑞芬,蔡银莺.基于 AHP 的土地利用开发程度分析及评价——以武汉市为例[J].华中农业大学学报,2011,30(1):65-69.
- [11] 邱炳文.福建省耕地多尺度空间分布特征分析[J].农业工程学报,2008,24(11):63-67.
- [12] 刘吉平,吕宪国,崔炜炜.别拉洪河流域湿地变化的多尺度空间自相关分析[J].水科学进展,2010,21(3):393-398.
- [13] 王远飞,何洪林.空间数据分析方法[M].北京:科学出版社,2007.
- [14] 庄大方,刘纪元.中国土地利用程度的区域分异模型研究[J].自然资源学报,1997,12(2):105-111.
- [15] 陈小勇,林鹏.我国红树植物分布的空间自相关分析[J].华东师范大学学报,2000(3):104-109.
- [16] 谢花林,刘黎明,李波,等.土地利用变化的多尺度空间自相关分析[J].地理学报,2006,61(4):389-400.
- [17] ANSELIN L. Spatial econometrics: methods and models[M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988: 284.
- [18] BRUNSDON C, FOTHERINGHAM A, CHARLTON M. Geographically weighted summary statistics——a framework for localised exploratory data analysis[J]. Computers, environment and urban systems, 2002, 26(6): 501-524.
- [19] 王秀兰,包玉海.土地利用动态变化研究方法[J].地理科学进展,1999,18(1):81-87.
- [20] 王劲峰,廖一兰,刘鑫.空间数据分析教程[M].北京:科学出版社,2010.

Comprehensive degree of land-use at different scales based on spatial autocorrelation regression and geographically weighted regression models

NING Xiu-hong GUO Long ZHANG Hai-tao

College of Resources and Environment, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China

Abstract The spatial distribution of Valley County land use degree in 2009 was studied and the spatial autocorrelation of land use degree and its driving factors in different scales were analyzed. A spatial autoregressive model and geographically weighted regression model was established from the perspective of global local. The results showed that there was a certain spatial autocorrelation in land use degree and its driving factors with scale effect. Spatial regression model could estimate the overall parameter of various factors while geographically weighted regression model could give the local parameter of various factors. Scales of geographical weighted regression model could reflect the detailed geographical information to some extent.

Key words land use degree comprehensive index; spatial autocorrelation regression; geographically weighted regression; scale effect; geographic information

(责任编辑:陆文昌)