

江西省县域尺度耕地变化的地域格局分析

朱传民, 黄雅丹, 吴佳, 彭琼

(东华理工大学 地球科学学院 江西省数字国土重点实验室, 江西 抚州 344000)

摘要: 以县域为基本空间单元, 借助 GIS 技术, 利用探索式空间数据分析 (ESDA) 相关理论, 对江西省耕地数量变化的区域差异格局、特征与驱动机制进行了研究。结果表明, 经全局空间自相关指数 Moran's I 值计算, 研究期内区域耕地数量变化的差异呈现出一定的空间集聚特征, 且有进一步集聚的趋势; 各县域 Local Moran's I 反映了耕地变化在局域空间上具有一定的均质性, “北部平原—周边山区—内部岗丘”的区域化分异特征; 局域空间自相关 (LISA) 的 4 种集聚类型中, 正相关的“高一高”和“低—低”类型占主体部分, 约占 60%。其中, “高一高”关联的主要有北部平原区、周边部分山区县, 而赣东南西三面群山向内部平原过渡的岗地、丘陵地区等则表现出一定的“低—低”关联特征。不同类型区, 影响耕地数量变化的主导因素有所不同。

关键词: 耕地; 空间自相关; Moran 指数; 地域格局

文献标识码: A

文章编号: 1000-288X(2012)04-0288-04

中图分类号: F301.2

Analyzing Regional Pattern of Cultivated Land Change on County Scale in Jiangxi Province

ZHU Chuan-min, HUANG Ya-dan, WU Jia, PENG Qiong

(College of Geosciences, Digital Land Key Laboratory of Jiangxi Province, East China Institute of Technology, Fuzhou, Fujian 344000, China)

Abstract: Based on global and local spatial autocorrelation analyses of exploratory spatial data, this study analyzed regional pattern and driving forces of cultivated land use change in Jiangxi Province from 1980 to 2007 by adopting GIS technology and Geoda software. The results indicate that during 1980—2007, the global spatial autocorrelation of cultivated land change in the study area was significant, as shown by the value of Global Moran's I . The changes of cultivated land in Jiangxi Province displayed a clear spatial clustering effect along with a spatial homogeneity within individual zones such as northern plain, surrounding mountains, and inner hills. The majority of the counties had a positive spatial correlation in land use change. Specifically, “high-high” correlations were mainly found in the northern plain and surrounding mountains of the province, while “low-low” correlations were found in the hilly areas. The main driving forces influencing cultivated land change varied in different regions.

Keywords: cultivated land; spatial autocorrelation; Moran's index; regional pattern

耕地不仅是农业生产的基础, 而且是人类生存的根基, 是人类社会必不可少的资源^[1]。在工业化、城镇化进程加快的背景下, 人口不断增加与耕地面积逐渐减少并存, 耕地保护的难度日趋加大。因此, 加强区域耕地资源数量变化的特征、规律与空间格局等研究, 对指导区域耕地保护与实现社会经济持续、健康发展具有重要意义。传统的耕地变化空间差异测度方法较多假设研究的区域实体之间是相互独立的, 对

其空间关系考虑较少, 难以反映出其变化的区域总体差异与局部空间异质性特征。

ESDA (exploratory spatial data analysis) 是一系列空间数据分析方法和技术的集合, 以空间关联度为核心, 通过对事物或现象空间分布格局的描述与可视化, 发现空间集聚和空间异常, 揭示研究对象之间的空间相互作用机制^[2-4]。其提出了空间关系定量测度, 即空间权重矩阵的概念, 为区域空间差异的定

收稿日期: 2011-08-06

修回日期: 2011-11-05

资助项目: 江西省社会科学“十一五”规划项目“基于县域单元的区域经济发展时空格局演变 ESDA 分析”(10JL07); 江西省教育厅科技项目 (GJJ10173); 江西省数字国土重点实验室开放基金 (DLLJ201008)

作者简介: 朱传民 (1979—), 男 (汉族), 山东省枣庄市人, 讲师, 主要从事区域发展、土地利用与管理研究。E-mail: minchzhu@126.com。

量研究提供了新的思路。目前,ESDA 相关研究主要集中在社会问题^[5-7]、经济发展差异^[8-9]、人口分布与流动^[10-12]、城镇发展与空间结构^[13]、房地产空间格局^[14]、农业发展^[15]等领域,这些成果也为本研究的实证分析提供了有益借鉴。

1 研究方法

1.1 数据来源

采用的数据主要来源于历年《江西统计年鉴》和《新中国五十年的江西》等文献资料。在空间尺度上,以市辖县(市)为基本空间单元采集数据。以2008年的江西省行政单位归属为依据,对之前的行政区划调整及名称变更的单元进行修正。

1.2 研究方法

1.2.1 全局空间自相关 全局空间自相关可以定量的测度某种地理现象在空间上的总体关联与差异程度。用于测度全局空间自相关的统计指标主要有 Moran's I , Geary's C 与 Getis's G , 其中 Moran's I 较为常用^[16]。其数学模型为:

$$I = \frac{\sum_{i \neq j}^n \sum_{j \neq i}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i \neq j}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij}} \quad (1)$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i(j)} x_{i(j)}, \quad S^2 = \frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^2$$

式中: x_i, x_j ——研究单元 i 与 j 的地理属性观测值; \bar{x} ——区域变量的平均值; S^2 ——均方差; W_{ij} ——空间权重值,通常表示为 N 维的矩阵 $W_{(n \times n)}$, 根据研究的需要可由空间距离与空间拓扑实现。标准化 Z_{score} 常用于检验 Moran's I 的显著性水平:

$$Z_{score} = \frac{1 - E(I)}{\sqrt{\text{var}(I)}} \quad (2)$$

式中: $E(I), \text{var}(I)$ ——Moran's I 的期望值与方差。Moran's I 的取值范围 $[-1, 1]$, 在给定的显著性水平下,当 Moran's $I > 0$ 时,存在正的空间自相关,空间地理现象呈集聚态势;当 Moran's $I < 0$ 时,存在负的空间自相关,空间地理现象呈离散状态;当 Moran's $I = 0$ 时,则呈随机分布,不存在空间自相关。

1.2.2 局域空间自相关 LISA(local indicators of spatial association)是对全局空间自相关进行分解的一系列指标^[6,17]。其可以度量区域 i 与其周边区域之间的空间差异程度及其显著性。对第 i 个研究单元而言,与统计量 Global Moran's I 有内在联系的局域空间关联性指标 Local Moran's I 数学模型:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j \quad (i \neq j) \quad (3)$$

式中: z_i, z_j ——研究单元 i 与 j 的观测值的标准化;

w_{ij} ——空间权重。通常亦采用 Z_{score} 值检验其显著性程度。在某显著水平下, $I_i > 0$, 则研究单元 i 与周围区域之间的空间差异小,即耕地数量动态变化快的与变化慢的区域有局域各自集聚现象;如 $I_i < 0$, 研究单元的变化程度与其周边区域的变化程度存在显著的差异。

同时,在某显著水平下,结合 Moran 散点图,可形成 LISA 区域聚类,其可以测度局域空间的异质状况,诊断局域空间集聚的“热点”与“冷点”。

2 结果与分析

2.1 总体差异及空间格局变化

以耕地动态变化系数作为统计变量,以县域为基本单元,从1980—2007年分3个时段开展研究。耕地动态变化系数(I_{dc})为:

$$I_{dc} = |(x_{t_2} - x_{t_1}) / x_{t_1}| / (t_2 - t_1) \times 100\% \quad (4)$$

式中: t_1, t_2 ——研究时段初、末年($t_2 > t_1$); x_{t_1}, x_{t_2} ——研究时段初、末年的耕地面积。本研究以区域为基础,以 Rook 相邻规则确定江西省县域实体之间在空间上的相邻性。

为更好地反映耕地变化空间差异的演变特征,把整个研究时段进一步划分为3个子时段I、II和III。运用公式(1),计算时段I(1980—1990年)的 Moran's I 值为 -0.01 ,其指数小于0,表明各区域耕地变化程度呈离散状态,但不十分显著。时段II(1990—2000年) Moran's I 值为 0.11 ,时段III(2000—2007年)为 0.13 ,在95%置信区间其指数大于0,表明江西省耕地数量变化的区域分布呈正相关,存在较显著的集聚特征,即耕地变化快的地区其周边区域变化也快,反之亦然。随着时间的变化,全局 Moran's I 值由时段I的 -0.01 增加到时段III的 0.13 ,总体上表明江西省耕地数量变化的区域差异由最初的离散状态,逐渐变为较显著的集聚状态,且存在进一步集聚的趋势。

2.2 局域空间差异性测度

为更好地探究1980—2007年期间江西省耕地资源变化差异的局部特征,利用公式(3)分别计算时段I、II和III县域 I_{dc} 的 Local Moran's I 值及其显著性。时段IV(1980—2007年),各县的局域 Moran's I 范围在 $[-1.20, 2.62]$,极差为 3.82 ,其中近60%的区域耕地变化具有一定的集聚性。

其中,时段I约有50%的区域具有一定的集聚态势,时段II则提高到60%。时段III局域 Moran's I_i 最大值 $I_{(上栗县)} = 8.11$,最小 $I_{(资溪县)} = -1.33$,极差高达 9.44 ,在3时段中差异最大,表现出相对较强的局域均质特征(表1)。

表 1 江西省县域 Local Moran's I_i 相关参数

时段	最小	最大	中值	局域 Moran's $I_i > 0$ 区域比重/%	局域 Moran's $I_i < 0$ 区域比重/%	极差
时段 I	-1.48	0.65	-0.01	54.32	45.68	2.13
时段 II	-1.08	4.62	0.11	60.49	39.51	5.70
时段 III	-1.33	8.11	0.13	49.38	50.62	9.44
时段 IV	-1.20	2.62	0.08	58.02	41.98	3.82

2.3 基于局域 Moran's I_i 的耕地变化空间关联聚类与分布特征

据空间自相关原理,计算出各研究单元的变量 Z 及其空间滞后向量 W_z , 分别以其作为横轴、纵轴,即

研究单元观测值标准化值 ($Std-I_{dc}$) 为横轴,观测值相应空间滞后 ($Lag-I_{dc}$) 为纵轴,将江西省各研究单元的耕地变化局域 Moran's I_i 分解构成 Moran 散点图(图 1)。

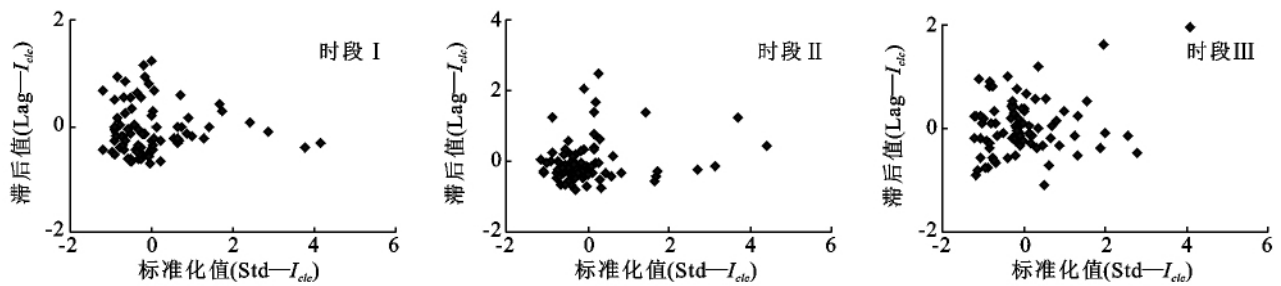


图 1 江西省县域耕地数量变化区域差异 Moran 散点图

当 $Std-I_{dc} > 0$, 研究单元属于耕地数量变化较大区域,反之为相对较小区域,时段 IV 此值大于 0 的区域占 49.38%。其由时段 I 的 34.57% 上升到时段 III 的 39.51%,从空间关联角度表明江西省耕地变化相对较快的区域在增多;当 $Lag-I_{dc} > 0$, 研究单元的周围区域属于变化较快区域,反之属于变化较慢区域。时段 IV, $Lag-I_{dc} > 0$ 的区域约占 51.85%, 从时

间角度其仍是不断增加,进一步验证了 $Std-I_{dc}$ 指标反映情况。

据 $Std-I_{dc}$ 和 $Lag-I_{dc}$ 的属性组合可得到正、负空间关联两种、4 类不同的耕地数量变化差异类型及所占比重(表 2)。4 类型分别为正相关的“高一高”类型区(H-H)、“低—低”类型区(L-L),负相关的“低—高”类型区(L-H)、“高一低”类型区(H-L)。

表 2 江西省县域耕地数量变化区域差异类型

研究时段	高一高		高一低		低—低		低—高	
	组配	比率/%	组配	比率/%	组配	比率/%	组配	比率/%
时段 I	S ₊ L ₊	11.11(22.22)	S ₊ L ₋	24.69(50.00)	S ₋ L ₋	44.44(16.67)	S ₋ L ₊	19.75(18.75)
时段 II	S ₊ L ₊	13.58(54.55)	S ₊ L ₋	20.99(17.65)	S ₋ L ₋	46.91(7.89)	S ₋ L ₊	18.52(13.33)
时段 III	S ₊ L ₊	18.52(13.33)	S ₊ L ₋	20.99(11.76)	S ₋ L ₋	32.10(23.08)	S ₋ L ₊	28.40(13.04)
时段 IV	S ₊ L ₊	29.63(8.33)	S ₊ L ₋	20.99(5.88)	S ₋ L ₋	28.40(43.48)	S ₋ L ₊	20.99(11.76)

注:S₊表示 $Std-I_{dc} > 0$, S₋表示 $Std-I_{dc} < 0$, L₊表示 $Lag-I_{dc} > 0$, L₋表示 $Lag-I_{dc} < 0$ 。括号中数值为在 $p=0.05$ 显著水平下的区域占该类型的比重。

为直观呈现不同类型的空间分布,结合 LISA 显著性水平,将研究单元的组合类型与其空间相匹配,可得出江西省耕地变化的空间分布及特点。

(1) “H—H”类型区,归属此类型的区域,其 $Std-I_{dc} > 0$ 和 $Lag-I_{dc} > 0$ (Local Moran's $I_i (+)$) 存在正的空间自相关,研究单元本身与周边区域耕地变化均较快,但局域空间差异小、均质性较强。其耕地变化程度绝大多数区域高于相应时段全省的平均水平。

3 时段属该类型的区域逐步增加,主要有北部平原区的星子、九江、新建、都昌等地区。经济发展较快,城镇化水平较高,建设占用大量耕地,其是北部平原区耕地减少较快的主要原因之一。同时,赣西北、东北与赣南山区,也表现出此现象,如瑞昌、修水、武宁、铜鼓、玉山、婺源、龙南等地区。

(2) “L—L”类型区,此类型区的 $Std-I_{dc}$ 和 $Lag-I_{dc}$ 均小于 0,研究单元与其周边区域耕地变化

均较慢,局域空间差异小。其中时段Ⅱ,该类型区中有81.58%的区域耕地变化程度在该省平均水平以下($I_{dc-Ⅱ}=0.41$)。3时段此类型的区域在4种类型中最多,时段Ⅱ高达46.91%,显著类型区主要有丰城、高安、樟树、上高、新干等岗地、丘陵区。

(3)“L—H”类型区,此类型区的局域 Moran's I_i 为负,耕地变化的局部空间差异较大,即研究单元本身耕地变化较慢,形成局域异质“冷点”,但其周边地区耕地变化较快。3时段此类型区分别有16,15和23个,分别占总数的19.75%,18.52%和28.40%。3时段显著类型区主要有弋阳、靖安、分宜、南康、上饶等地区。

(4)“H—L”类型区,研究单元耕地变化较快,形成局域异质“热点”,但其周边地区耕地变化较慢,耕地变化的局域空间差异较大。此类型区域占总区域数的比重由时段Ⅰ的24.69%,减少到时段Ⅲ的20.99%。3时段均约有60%的区域耕地变化程度高于该省的平均水平。显著类型区主要分布在部分经济发展水平较高的县,同时丘陵、岗地、盆地边缘的部分山区县也有此现象,如石城、寻乌、全南、浮梁等县,自然灾害毁耕地及退耕还林等是此类型区耕地减少的主要原因之一。

3 结论

与一般分析方法相比,以空间关联测度为核心的ESDA,从空间关系的角度,能较好地揭示耕地资源变化差异的空间分布特征及局域异质性。从江西省宏观层面,耕地变化的分布存在一定的集聚特征;纵向上,由时段Ⅰ到时段Ⅲ其指数增大,表明其集聚性有进一步加强趋势;耕地资源变化的空间格局呈现出一定的“北部平原—周边山区—内部岗丘”的区域化分异特征;以 $Std-I_{dc}$ 及其 $Lag-I_{dc}$ 的属性匹配,划分了正、负自相关的两种,4类型区,不同类型区的耕地变化特征及主要驱动机制各异。耕地数量减少是我国中部地区目前发展中面临的共性问题^[18]。江西省正处于经济快速发展和产业结构不断升级演化的阶段,工业化和基础设施建设等占用少量耕地是不可避免的^[19]。在此情况下,针对不同类型区,如何加强耕地保护,实现耕地总量动态平衡,是今后应进一步研究的重点内容。

[参 考 文 献]

- [1] 汤江龙,彭晓英,纪昌品. 山西省耕地面积变化影响因素分析[J]. 东华理工学院学报:自然科学版,2005,28(2):173-178.
- [2] 吕晨,樊杰,孙威. 基于ESDA的中国人口空间格局及影响因素研究[J]. 经济地理,2009,29(11):1797-1802.
- [3] Anselin L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis [C] // Longley P A, Goodchild M F, Maguire D J. Geographical Information Systems. 2nd edn. New York: John Wiley & Sons, 1999:253-266.
- [4] 李丁,李平安,王鹏. 基于ESDA的甘肃省县域经济空间差异分析[J]. 干旱区资源与环境,2009,23(12):1-5.
- [5] Mcguffog I, Western J S, Mulns P. Exploratory spatial data analysis techniques for examining urban crime[J]. British Journal of Criminology, 2001,41(2):309-329.
- [6] 宣国富,徐建刚,赵静. 基于ESDA的城市社会空间研究:以上海市中心城区为例[J]. 地理科学,2010,30(1):22-29.
- [7] 余建辉,张文忠. 基于社会属性的北京市居民群体空间自相关分析[J]. 地理研究,2010,29(5):820-829.
- [8] 王世杰,赵军. 甘肃省区域经济时空差异GIS-ESDA分析[J]. 干旱区资源与环境,2009,23(8):5-8.
- [9] Ertur C, Koch W. Regional disparities in the European Union and the enlargement process: An exploratory spatial data analysis, 1995—2000 [J]. Ann. Reg. Sci., 2006,40(4):723-765.
- [10] 刘望保,闫小培,陈忠暖. 基于EDSA—GIS的广州市人口空间分布演化研究[J]. 经济地理,2010,30(1):34-39.
- [11] 徐丽华,岳文泽. 上海市人口分布格局动态变化的空间统计研究[J]. 长江流域资源与环境,2009,18(3):222-228.
- [12] 陈刚强,李郇,许学强. 中国城市人口的空间集聚特征与规律分析[J]. 地理学报,2008,63(10):1045-1054.
- [13] 马荣华,顾朝林,蒲英霞. 苏南沿江城镇扩展的空间模式及其测度[J]. 地理学报,2007,62(10):1011-1022.
- [14] 梅志雄,黎夏. 基于ESDA和Kriging方法的东莞市住宅价格空间结构[J]. 经济地理,2008,28(5):862-866.
- [15] 赵亮,陶红军. 中国农产品国际贸易空间自相关性分析:基于均值数据视角[J]. 湖南农业大学学报,2009,10(4):17-21.
- [16] Getis A, Ord J K. The analysis of spatial association by the use of distance statistics[J]. Geographical Analysis, 1992,24(3):189-206.
- [17] Luc Anselin. Local indicators of spatial association—LISA [J]. Geographical Analysis, 1995,27(2):93-115.
- [18] 叶长盛,刘平辉,吴佳. 抚州市临川区耕地数量变化及驱动因素探析[J]. 东华理工学院学报:社会科学版,2006,25(1):36-40.
- [19] 刘平辉,叶长盛,姜勇彪,等. 产业发展阶段和耕地利用变化的关系研究:以江西省为例[J]. 东华理工学院学报:社会科学版,2006,25(4):350-355.