

# 基于地理加权回归模型的长江中游地区人均耕地面积变化影响因素分析

周晓艳<sup>1</sup>, 宋祯利<sup>1</sup>, 宋亚男<sup>1</sup>, 王柏源<sup>2</sup>, 韩丽媛<sup>1</sup>

(1. 武汉大学 资源与环境科学学院, 湖北 武汉 430072; 2. 中国土地勘测规划院 地政研究中心, 北京 100035)

**摘要:** [目的] 利用 GWR 模型揭示长江中游地区人均耕地面积变化影响因素的空间异质性, 为今后管理该区域耕地资源提供科学依据。[方法] 在总结该地区人均耕地面积现状的基础上, 分析人均耕地的 Moran's  $I$  指数, 利用相关年份数据分析了最小二乘法 (OLS) 和地理加权回归方法 (GWR) 的差异, 采用 GWR 模型对该区域各市人均耕地面积的影响因素进行分析。[结果] (1) 城镇化率对人均耕地的影响由正相关向负相关变化, 影响程度增强, 系数值空间差异较大; (2) 人口增长率与人均耕地大部分地区呈负相关, 局部地区呈正相关, 影响程度减小, 空间差异较大; (3) 第一产业总产值比重与人均耕地大部分地区呈正相关, 局部呈负相关, 影响程度下降, 空间差异较大; (4) 粮食单产与人均耕地由负相关向正相关变化, 影响程度增强。[结论] GWR 比 OLS 更能反映影响因素的空间异质性, 成功揭示了各因素对人均耕地的影响程度和区域差异。

**关键词:** 长江中游地区; 地理加权回归模型; 人均耕地面积; 影响因素

**文献标识码:** B

**文章编号:** 1000-288X(2016)01-0136-07

**中图分类号:** F301.21

**文献参数:** 周晓艳, 宋祯利, 宋亚男, 等. 基于地理加权回归模型的长江中游地区人均耕地面积变化影响因素分析[J]. 水土保持通报, 2016, 36(1): 136-142. DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2016.01.024

## Analysis on Driving Forces of Cultivated Land Area Change Per Capita in Middle Reaches of Yangtze River Based on Geographically Weighted Regression Model

ZHOU Xiaoyan<sup>1</sup>, SONG Zhenli<sup>1</sup>, SONG Yanan<sup>1</sup>, WANG Baiyuan<sup>2</sup>, HAN Liyuan<sup>1</sup>

(1. School of Resource and Environmental Sciences, Wuhan University, Hubei Wuhan, Hubei 430079, China;

2. The Center for Land Administration, China Land Surveying and Planning Institute, Beijing 100035, China)

**Abstract:** [Objective] The objective of this article is to reveal the spatial heterogeneity of the driving forces of per capita cultivated land area change in middle reaches of the Yangtze River based on geographically weighted regression (GWR) model in order to provide basis for the management of cultivated land resources in this area. [Methods] By investigating the current situation of cultivated land area per capita in this area, the Moran's  $I$  index of cultivated land area per capita was analyzed. A comparison was made between ordinary least squares (OLS) and GWR by using the relevant data. Based on GWR, a regression analysis on the influencing factors of cultivated land area per capita was analyzed in each city. [Results] (1) The influence of urbanization ratio on cultivated land area per capita varied from positive to negative correlations, with an enhancing influence degree and obvious spatial differences. (2) The growth rate of population and the per capita cultivated land area showed negative correlations in most areas, while they showed positive correlations in local areas, with a decreasing influence degree and large spatial difference. (3) In most areas, the proportion of the gross output of the first industry and cultivated land area per capita were positively correlated, while they were negative correlated in local areas, with a decreasing influence degree and large spatial difference. (4) The influence of grain yield per unit area on cultivated land area per capita changed from negative to positive correlations, with an enhan-

收稿日期: 2015-07-09

修回日期: 2015-08-17

资助项目: 国家自然科学基金项目“我国地方政府土地出让竞争研究”(71403193); 教育部人文社会科学研究青年基金(14YJC630216)

第一作者: 周晓艳(1974—), 女(汉族), 湖北省荆门市人, 博士, 副教授, 主要从事城镇化及区域经济、经济空间统计与计量、土地规划与管理研究。E-mail: zhouxiaoyan@whu.edu.cn.

通讯作者: 宋祯利(1989—), 女(汉族), 河北省大名县人, 硕士研究生, 主要研究方向为土地规划与管理研究、城镇化及区域经济、经济空间统计与计量。E-mail: songzhenli@whu.edu.cn.

cing influence degree. [Conclusion] The research shows that GWR is better than OLS in reflecting the spatial heterogeneity of the driving factors, and the results of GWR clearly reveal that different factors bring different degree of effect on cultivated land area per capita in different areas.

**Keywords:** middle reaches of the Yangtze River; geographically weighted regression model; cultivated land area per capita; driving forces

耕地是人类生存的基础资源,耕地的变化和流向体现了社会经济的基础动态,并影响着粮食安全和区域经济的可持续发展<sup>[1]</sup>。所以,分析耕地面积变化及其影响因素,对耕地资源的合理利用,促进社会经济可持续发展具有重要意义。

已有国内学者常用主成分分析、聚类分析和多元线性回归等分析方法对耕地变化影响因素进行分析<sup>[1-2]</sup>,但这些方法忽略了地理数据的空间效应,可能导致计算结果及推论不够可靠<sup>[3]</sup>。地理加权回归模型(geographically weighted regression, GWR),是用于研究空间非平稳性时提出的新方法<sup>[4]</sup>,能够将空间权重矩阵运用在线性回归模型之中,并很好地展现了结果的空间结构分异。从现有成果来看, GWR 模型在国外已被广泛应用于经济学、地理学、环境学、犯罪学等众多领域<sup>[5-10]</sup>,在国内主要应用于区域经济和地价两个方面<sup>[4, 11-12]</sup>,其他领域也开始重视该方法的应用<sup>[13-14]</sup>。但采用该方法在区域范围内从空间角度研究耕地面积变化影响因素的成果尚不多见,仅有少数学者做了相关研究。邵一希等<sup>[15]</sup>利用该方法对常州市土地利用格局进行了研究,得出了各驱动因子对土地利用格局影响因素的空间分异特征;苑韶峰等<sup>[3]</sup>利用 GWR 模型和 STIRPAT 模型对中国 31 个省市进行了耕地非农化的社会经济驱动因素异质性研究。

本研究拟在分析长江中游地区人均耕地面积现状的基础上,利用探索性空间数据分析方法探讨人均耕地面积的空间相关性,比较 GWR 模型与普通回归模型的差异,并重点利用 GWR 模型探讨该区域人均耕地变化的影响因素及其空间异质性变化,得到该区域内不同地区各影响因素的变化特征,以期为今后动态监测、合理利用、因地制宜管理该区域耕地资源提供科学依据。

## 1 研究区域与数据来源

### 1.1 研究区域与现状分析

长江中游地区位于中国中部,是指长江三峡以东,由长江及其支流冲积而成的地势低平的广大区域,在行政区划上被界定为湖南、湖北、江西、安徽 4 个中部省区<sup>[16]</sup>。该地区以亚热带季风气候为主,降水丰沛,雨热同期,河网密布,湖泊众多,有利于农作物的生长和灌溉,是全国商品粮基地的重要区域,不

仅为本地区提供基本口粮,对全国的粮食安全也具有重大意义。且该区域承接全国东、中、西部的经济发展,逐步成长为支撑全国经济发展和人口集聚的新增长极,各地工业化、城镇化进程较快,产业转型压力大,土地利用类型转变较快,土地供需矛盾突出,耕地利用和区域经济的可持续发展受到严重威胁。

2013 年该区域地区生产总值约为  $8.54 \times 10^{12}$  元,约占全国 GDP 总量的 14.5%,人均 GDP 约为 36 492 元,处于全国较高水平(2013 年全国人均 GDP 约 43 320 元),总面积约  $7.0 \times 10^5 \text{ km}^2$ ,年末总人口约为  $2.34 \times 10^8$  人。2013 年全国人均耕地面积约为  $0.099 \text{ hm}^2$ ,联合国粮食组织(FAO)规定的人均耕地面积警戒线是  $0.053 \text{ hm}^2$ 。而该地区 2013 年末共有耕地约  $1.43 \times 10^7 \text{ hm}^2$ ,人均耕地面积约  $0.059 \text{ hm}^2$ ,湘鄂赣皖人均耕地面积分别为  $0.057, 0.055, 0.064, 0.060 \text{ hm}^2$ 。由此可见,该区域人均耕地面积不仅远低于全国人均耕地面积,而且基本接近人均耕地面积警戒线。因此,分析该地区耕地面积变化的影响因素,稳定地区耕地面积,是亟待解决的现实问题。

### 1.2 数据来源与处理

本文选取 2002, 2007, 2013 年 3 个时间截面,以上述 4 省的 59 个地级市为研究单元,其中安徽省 2011 年撤地级巢湖市,设县级巢湖市,故 2013 年研究数据中共 58 个研究单元。各省市的耕地面积、人口总量、GDP 值、各产业总产值比重、农民人均纯收入等指标数据,来源于各省市的统计年鉴、《国民经济和社会发展统计公报》和统计局网站,人均耕地、人口增长率、人均 GDP 值、城镇化率、粮食单产等指标通过相应计算方法计算得出,全国 GDP 和全国人均 GDP 数据来源于国家统计局网站,全国人均耕地面积根据中国发展门户网与中国行业研究网中统计资料计算得出。分析过程中对数据的处理主要选用 SPSS 19.0 和 ArcGIS 9.3 空间数据分析的相关模块。

## 2 研究方法

### 2.1 全局空间自相关

全局空间自相关的值是用来描述研究区域某种属性值的整体分布情况,用以判断该属性值在空间上集聚的特点和研究区内相似属性的平均集聚程

度<sup>[17]</sup>。本文选取常用的 Moran's  $I$  指数进行空间自相关分析,用以反映研究对象的空间不平稳性,其计算公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (1)$$

式中: $W_{ij}$ ——空间权重函数,若相邻则值为 1,不相邻为 0; $X_i, X_j$ —— $X$  在相应空间单元  $i$  和  $j$  上的取值; $\bar{X}$ —— $X$  的平均值; $n$ ——空间单元总数; $i$ ——所在单元。 $I$  值区间为  $[-1, 1]$ , 若为  $[0, 1]$  则表示正相关即变量趋于空间集聚,若为  $[-1, 0]$  则表示负相关即变量趋于分散,值越趋近于 1 或者 -1,表明空间分布差异性越大。

## 2.2 地理加权回归模型(GWR)

在进行回归分析时常运用传统的线性回归模型:最小二乘法(OLS),其模型为:

$$y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{ij} + \epsilon_i \quad (2)$$

式中: $y_i$ ——研究区域  $i$  的观测值; $x_{ij}$ ——第  $i$  区域中第  $j$  个变量值; $\epsilon_i$ ——独立分布的随机误差项。

但该模型仅是对参数进行了平均或全局意义上的估计,很难体现参数在空间上的非平稳性。GWR 模型中的参数是表示区域地理位置的函数,是对传统线性回归模型的改进,其主要优势为能够将空间权重矩阵运用在线性回归模型之中,并很好地展现了结果的空间结构分异<sup>[15]</sup>,其计算公式为:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^p \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \epsilon_i \quad (3)$$

式中: $y$ —— $n \times 1$  维因变量向量,表示观测值; $\beta_0(u_i, v_i)$ —— $i$  点的回归系数,表示自变量对因变量的影响程度; $(u_i, v_i)$ ——观测点  $i$  的地理位置; $\beta_k(u_i, v_i)$ —— $i$  点上的第  $k$  个回归系数,是地理位置的函数; $x_{ik}$ —— $n \times k$  维因变量矩阵,表示独立变量  $x_k$  在  $i$  点的值; $p$ ——独立变量个数; $\epsilon$ ——方差为常数的正态分布函数,代表随机误差项。

GWR 模型中的权重设定为某观测点到其他观测点的距离的函数,权重确定的常用函数有高斯函数、距离阈值函数、反距离函数等。此外,GWR 模型的精度在很大程度上受到带宽的影响,确定带宽的常用方法有赤池信息准则法(Akaike information criterion, AIC)和交叉确认法(cross-validation, CV)等。由于 AIC 法兼顾了不同模型存在不同自由度的差异,且使用 CV 法时必须使得回归点和数据点一致,而 AIC 法没有此限制,因此相对于 CV 法来讲,AIC 法能够快速简单地解决问题<sup>[18]</sup>,故本文 GWR 模型计算以高斯函数确定权重,以 AIC 法确定最优带宽。

## 2.3 参数设定与空间自相关检验

### 2.3.1 变量选取

本文以长江中游地区各市人均耕地面积作为研究对象。影响耕地面积变化的因素主要分为自然因素和社会经济因素。由于研究区域内自然因素差异不大,且以自然条件相似的地区为研究区域,能使研究结果具有最大可比性,体现相同自然条件下区域内部的发展差异<sup>[19]</sup>,因此本文主要考虑社会经济因素对耕地面积变化的影响。在社会经济因素中主要包括经济、社会、科技、政策等因素。考虑到数据的量化与可得性,初步确定总人口、人口增长率、城镇化率、GDP 值、GDP 指数、人均 GDP 值、各产业总产值占地区总产值的比重、粮食单产、农民人均纯收入等 11 个社会经济指标。

在此基础上运用 SPSS 19.0 软件采用主成分分析法和相关系数检验法,对数据进行累积贡献率及共线性检验。分析得出特征值大于 1 的前 4 个主成分贡献率达 89%,对原始信息做了充分的概括,符合分析要求。在前 4 个主成分中得分值较高的有城镇化率、人口增长率、第一产业总产值比重、粮食单产 4 个因素,且经检验这 4 个因素之间不存在多重共线性问题。故本文选择  $X_1$ (城镇化率)、 $X_2$ (人口增长率)、 $X_3$ (第一产业总产值比重)、 $X_4$ (粮食单产)4 个指标代表社会经济因素,用以研究其对人均耕地面积变化的影响。

### 2.3.2 空间自相关检验

GWR 模型分析的前提条件是变量存在空间自相关的特性,因此在构建 GWR 模型之前,先利用 Moran's  $I$  指数对因变量进行空间相关性检验。

根据上述公式(1)计算出 2002, 2007, 2013 年的人均耕地面积的 Moran's  $I$  指数分别为 0.407 8, 0.401 0, 0.303 9, 正态统计量  $Z$  值分别为 5.052 8, 4.968 1, 3.719 7, 其结果均大于正态函数在 1% 显著水平时的临界值 2.58(见表 1), 表明各市人均耕地面积之间存在着相似值或相异值之间的空间集聚现象,即存在空间相关性和空间异质性,所以运用 GWR 模型对人均耕地面积影响因素进行分析具有必要性和可行性。

表 1 2002, 2007, 2013 年人均耕地面积的空间自相关检验

项目	2002 年	2007 年	2013 年
Moran's $I$ 值	0.407 8	0.401 0	0.303 9
$Z$ 值	5.052 8	4.968 1	3.719 7
$p$ 值	0.000 000	0.000 001	0.000 199

## 2.4 地理加权回归模型 (GWR) 与最小二乘法 (OLS) 比较

GWR 模型计算前,先不考虑空间因素利用公式(2)对 2013 年数据做 OLS 估计,用来与 GWR 模型估计的参数进行比较(表 2)。

由表 2 可知 4 个因素都通过了 1% 的显著性水

平的检验,接下来分析 OLS 计算结果中残差的空间自相关性,结果 Moran's  $I$  值为 0.26,  $Z$  值为 3.25,表明 OLS 结果中的残差分布仍具有空间集聚状态,OLS 模型分析结果拟合度不够可靠。

根据 GWR 模型即公式(3)进行模型计算,得出计算结果(见表 3)。

表 2 2013 年长江中游人均耕地面积变化因素的全局 OLS 估计结果

解释变量	回归系数	标准差	$T$ 统计值	$P$ 值
$X_1$ (城镇化率)	-0.414	0.220	-1.881	0.001
$X_2$ (人口增长率)	-0.132	0.119	0.180	0.006
$X_3$ (第一产业总产值比重)	0.191	0.202	0.949	0.000
$X_4$ (粮食单产)	0.318	0.135	1.020	0.000

注: $R^2=0.8023$ ;  $R_{校正}^2=0.7897$ ; 自由度=53;  $AICc=92.71$ ,  $AICc$  为赤池信息准则估计值(Akaike information criterion)。下同。

表 3 2002, 2007, 2013 年 GWR 模型分析结果

项目	2002 年			2007 年			2013 年		
$R^2$	0.896			0.890			0.868		
Adjusted $R^2$	0.863			0.853			0.826		
AICc	67.852			72.543			80.284		
解释变量	最大值	最小值	平均值	最大值	最小值	平均值	最大值	最小值	平均值
$X_1$	0.303	0.029	0.169	0.223	0.072	0.121	-0.324	-0.694	-0.507
$X_2$	-0.069	-0.353	-0.240	-0.029	-0.196	-0.101	0.105	-0.201	-0.082
$X_3$	0.861	0.509	0.707	0.760	0.562	0.698	0.319	-0.007	-0.130
$X_4$	0.141	-0.186	-0.035	0.149	-0.086	0.016	0.412	0.036	0.234

对 2013 年数据的 GWR 模型分析结果中的残差进行空间自相关分析,得到的 Moran's  $I$  值为 0.12,  $Z$  值为 2.19,说明 GWR 模型可以降低模型中可能存在的空间自相关特性,所分析的结果更为准确。

通过对比分析,GWR 模型在 2013 年数据的拟合优度即校正后的  $R^2$  (82.6%) 明显比 OLS 模型中的拟合优度 (78.97%) 高,且 GWR 模型的 AICc 值 (80.28) 比 OLS 模型的 (92.71) 小很多, Fotheringham 等<sup>[20]</sup> 学者认为 GWR 与 OLS 分析结果相比, AICc 值相差大于 3 以上,则 GWR 模型的使用性较 OLS 模型好。并且从 GWR 模型的输出结果中可以看出,该模型对每个研究单元均作了局部回归,不像一般回归模型仅有平均或全局上的估计。从表 3 中可以看出,解释变量的回归系数有正有负范围变动幅度比较大,反映了各回归系数具有明显的空间变异。

## 3 结果与分析

### 3.1 城镇化率对人均耕地面积影响的空间异质性分析

一般而言,城镇化与耕地保护是对立统一的关系<sup>[21]</sup>,一方面城镇化发展必然占用耕地,另一方面城镇化发展促进耕地集约利用。随着社会经济发展,城

镇化对耕地资源的影响及驱动方向因时而异、因类(城镇化模式)而异<sup>[22]</sup>。“内涵式”模式城镇化在土地资源的利用上主要表现为城市经济发展迅速,吸引大量外来人口,城市中单位面积土地所容纳的人口比农村多,土地利用高度集约;而且农村剩余劳动力向城市转移,不仅可以空闲出许多非农用地,还可以提高耕地的经营规模,通过复垦和土地整理可以有效地增加耕地面积<sup>[21]</sup>。“外延式”模式城镇化在土地资源的利用上主要表现为城市边界的扩张和蔓延,以及由此带来的大量农用地转为非农用地,致使耕地面积减少。

如图 1 所示,从 2002—2013 年城镇化率回归系数从正值变为负值,且具有明显时空差异。从时间角度来看,城镇化率回归系数值范围,2002 年是 0.029~0.303,2007 年是 0.072~0.223,2013 年是 -0.694~-0.324。从系数弹性角度分析,2002—2013 年系数弹性增大,即城镇化率对人均耕地影响程度增强。从系数正负角度分析,2002—2007 年城镇化率与人均耕地面积存在正相关,即此阶段城镇化的集聚效应较强,其发展带来了人均耕地面积的增加。2013 年,城镇化率与人均耕地面积为负相关,即近年来该地区城镇化发展中用地扩张明显,导致了耕地面积的减少。

从空间角度来看,在长江中游南部湖南、江西省城镇化率对人均耕地的影响程度比北部湖北、安徽省影响程度大,整体表现出由正相关向负相关发展且相关程

度增强的趋势。近年来长江中游沿岸湖北省东南部、湖南省东部以及江西省西南部地区,城镇化率对人均耕地的影响程度变化较大。

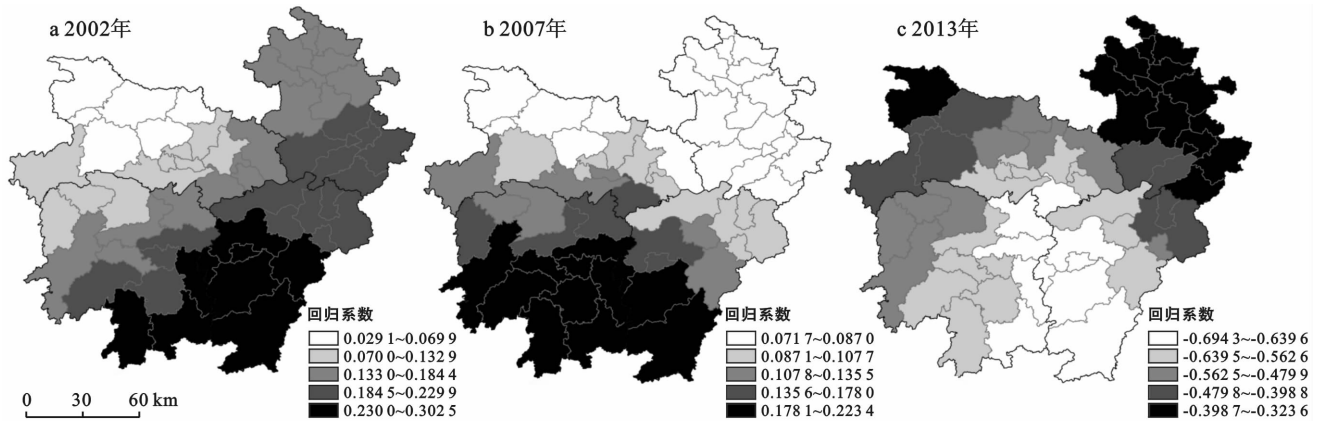


图 1 长江中游地区 2002、2007、2013 年 GWR 模型城镇化率回归系数空间分布

### 3.2 人口增长率对人均耕地面积影响的空间异质性分析

人口增长作为一种普遍的社会现象,对耕地变化具有重要影响。随着人口的增加耕地压力会越来越大,主要原因是人口增加不仅会加大对粮食的需求以影响耕地面积,同时占用一部分耕地用于建设居民点,公共基础设施等,使耕地负荷增加<sup>[2]</sup>。

如图 2 所示,人口增长率的回归系数大部分为负值,但系数值的空间变化存在较大差异。从时间角度来看,人口增长率回归系数值范围,2002 年是一 0.353 ~ -0.069,2007 年是一 0.196 ~ -0.029,2013 年是一 0.201 ~ 0.105。从系数弹性角度分析,2002—2013 年系数弹性减小,即人口增长率对人均耕地影响程度减弱。从系数正负角度分析,人口增长率与人均耕地

面积主要呈负相关,即人口增长会使人均耕地面积减少。但系数负值范围在减少,反映出人口增长率与人均耕地面积的负效应减弱。在 2013 年,东北部地区系数值出现正值,即人口增长率与人均耕地面积呈正相关。这是因为 2013 年人口增长率在这些地区出现负值,例如,淮北市、宿州市、滁州市 2013 年人口增长率分别为 -1.73%, -1.49%, -0.58%,即出现总人口减少的现象。从空间角度看,人口增长率对人均耕地的影响,在长江中游西部的湖北、湖南省影响程度由减小到增大,且均为负相关;在长江中游东部的安徽、江西省影响程度的变化与西部相反,且局部地区由负相关发展为正相关。近年来长江中游西部地区人口变动对耕地面积的影响较东部大,反映出不同地区人口增长对人均耕地面积影响的差异性。

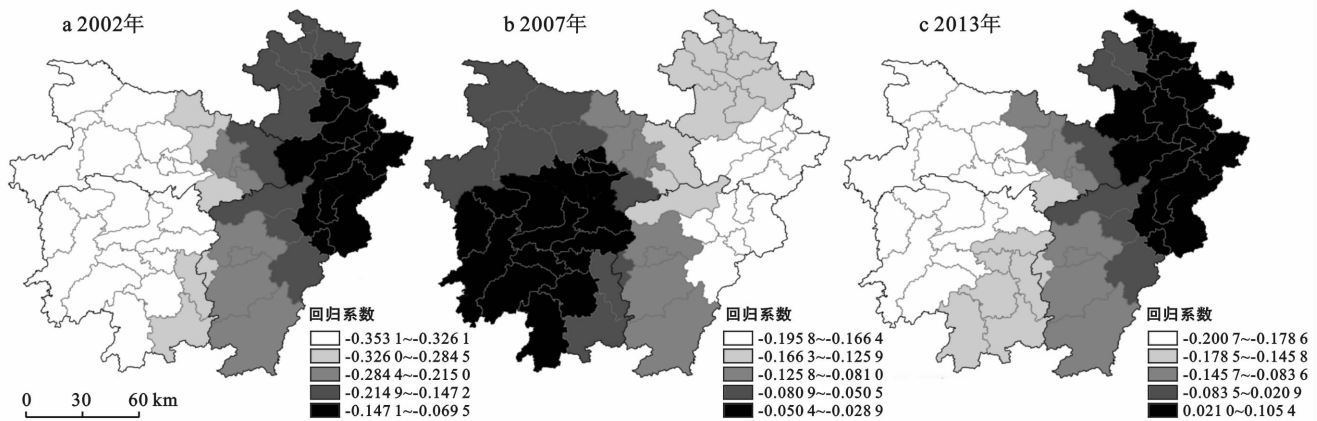


图 2 长江中游地区 2002、2007、2013 年 GWR 模型人口增长率回归系数空间分布

### 3.3 第一产业总产值比重对人均耕地面积影响的空间异质性分析

各种产业的发展均需要落实到土地上来。一般

而言,农业对土地的依赖程度最大,工业次之,而第三产业相对较小。因此,农业越发达用于耕作的农用地越多。第一产业总产值比重的变化在一定程度上反

映着产业结构的调整,产业结构的不断调整又促使土地在利用空间布局、方式上有新的不同。此外,产业结构的内部调整也会促进土地资源优化配置。近年来,随着农产品价格的下降,农民收入提高的速度相对减缓,致使农民种植粮食作物的积极性降低,将大量的耕地转变为茶园、果园等用地<sup>[23]</sup>。

如图 3 所示,第一产业总产值比重的回归系数在全局主要是正值,2013 年局部地区出现负值,系数值时空变化较大。从时间角度来看,第一产业总产值比重的回归系数值范围,2002 年是 0.509~0.861,2007 年是 0.562~0.760,2013 年是一 0.007~0.319。从系数弹性角度分析,2002—2013 年系数弹性减小,即该因素对人均耕地的影响减弱。从系数正负角度分析,第一产业总产值比重和人均耕地主要呈正相关。这是由于农业的发展依赖于耕地,农业越发达用于耕作的农用地越多。但随着产业结构的演变,第一产业总产值比重不断减小,而第二、三产业比重逐渐增大,致使该因素对人均耕地的影响程度减弱。2013 年在

湖北东南部地区出现负值,这主要是农业内部结构调整造成的。以武汉为例,2007 年粮食作物播种面积为  $2.38 \times 10^5 \text{ hm}^2$ ,而 2013 年为  $2.22 \times 10^5 \text{ hm}^2$ ;2007 年末茶园面积为 3 194  $\text{hm}^2$ ,2013 年末发展为 8 574  $\text{hm}^2$ ,大约增长了 168%;果园面积也由 8 174  $\text{hm}^2$  增加到 8 503  $\text{hm}^2$ 。从空间角度来看,该因素对人均耕地的影响,在长江中游东部的安徽和江西省的影响程度较西部湖北、湖南省大,近几年影响程度整体迅速下降,并在湖北东南部出现负相关。

### 3.4 粮食单产对人均耕地面积影响的空间异质性分析

从中国农业发展的历程来看,科技进步是促进粮食单产提高的重要动力<sup>[24]</sup>。因此,粮食单产代表着农业科技水平,农业科技水平的提高可以增加粮食产量,促进土地集约利用,减小对耕地资源的压力。但在当前农业科技水平条件下,科技投入对提高粮食单产的边际效应减小,在中短期内耕地资源数量逐渐成为粮食产量增加的限制性因子<sup>[25]</sup>。

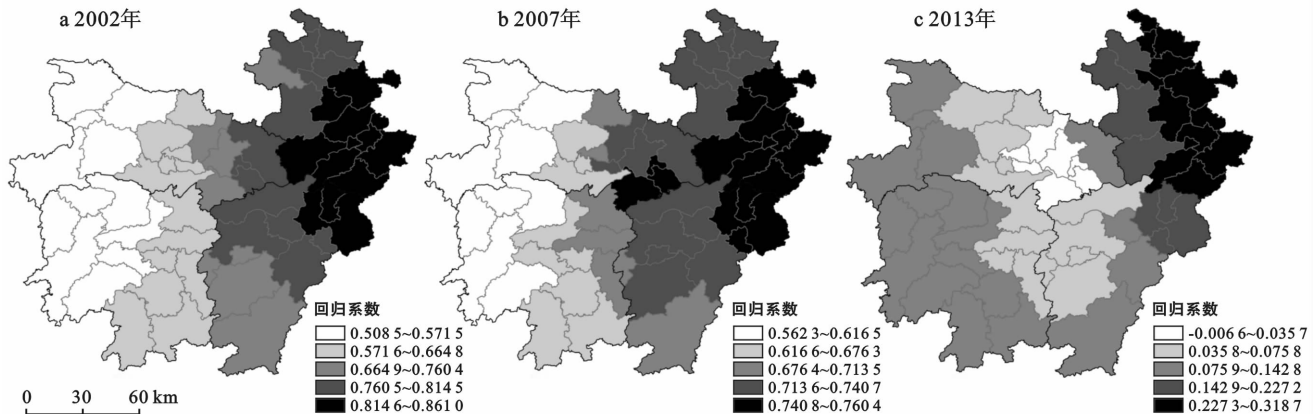


图 3 长江中游地区 2002、2007、2013 年 GWR 模型第一产业总产值比重回归系数空间分布

如图 4 所示,粮食单产的回归系数从负值变为正值,且系数值的空间变化差异不大。从时间角度分析,粮食单产的回归系数值范围,2002 年是一 0.186~0.141,2007 年是一 0.086~0.149,2013 年是 0.036~0.412。从系数弹性角度分析,2002—2013 年系数弹性出现了由减小到增大的趋势,影响程度也出现相应的波动趋势。从系数正负角度分析,2002—2007 年系数的负值区域减少正值区域增大,2013 年系数全为正值,说明粮食单产对人均耕地的正效应增强。即在 2002、2007 年时间段内,科技投入对粮食增产的效果明显,耕地需求量相对减少,故大部分地区出现人均耕地减少的现象。

近几年农业科技水平的提高和科技应用的推广,

如培育良种、合理施肥提高粮食单产,机械化的使用节省劳动力等,为农业经营者带来较大利益,促进了经营者对耕种的积极性;同时,科技投入对粮食产量提高的边际效应减小,耕地资源的数量成为粮食产量稳定增加的保证,这加大了经营者对耕地开发和保护的重视,致使粮食单产与人均耕地面积的正效应增强。从空间角度来看,粮食单产对人均耕地的影响,在长江中游东部的安徽和江西省影响程度一直较大,且均为正相关;在长江中游西部的湖北、湖南省影响程度由大变小,由负相关变为正相关。

## 4 结论

通过对影响人均耕地面积因素的研究,可知

GWR 模型比 OLS 模型能更好地解释存在空间关联及非均质性的现象。同时,文中运用 GWR 模型成功

揭示了各因素对研究区域人均耕地的影响程度和区域差异。

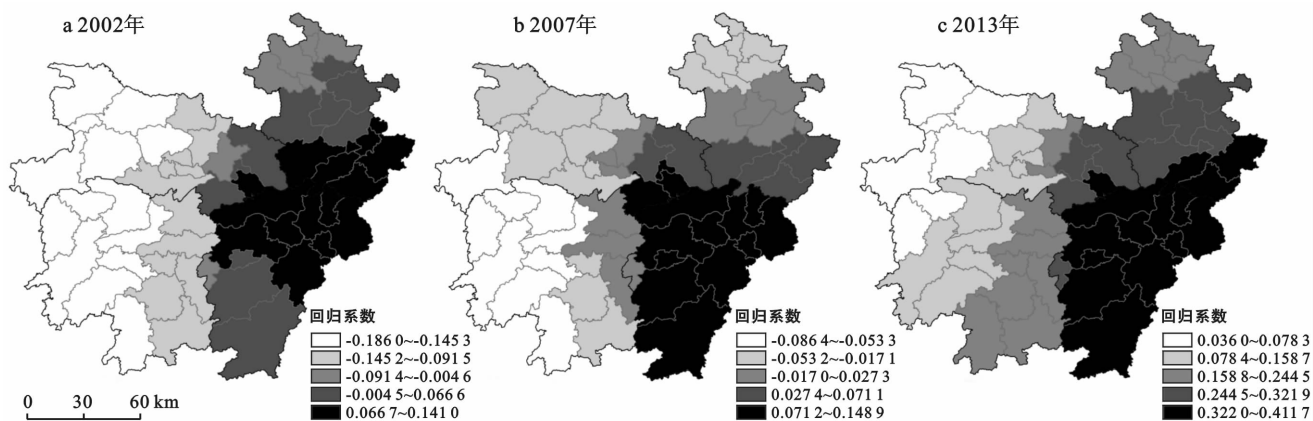


图 4 长江中游地区 2002、2007、2013 年 GWR 模型粮食单产回归系数空间分布

长江中游地区人均耕地面积面临严峻挑战,短时间内人均耕地变化主要是由社会经济因素引起的。在城镇化率、人口增长率、第一产业总产值比重和粮食单产 4 个因素中,城镇化率是影响人均耕地的重要因素,不同城镇化阶段对其造成的影响不同,影响程度明显增强,区域差异表现为南部地区的影响程度比北部地区更强;人口增长率是影响人均耕地的另一重要因素,表现为人口的增长会使人均耕地面积减少,但影响程度在逐渐减小,区域差异表现为西部地区的人均耕地对人口变动的反应更为明显;第一产业总产值比重是影响人均耕地的主要因素,第一产业总产值比重的增加会使人均耕地面积增加,且这种影响在该区域的东北部更为明显,但影响程度在近年亦明显下降;粮食单产是影响人均耕地面积的另一因素,影响程度增强,初期主要表现为粮食单产提高使人均耕地减少,但近年粮食单产提高人均耕地增加的现象增强,且在该区域东部地区粮食单产一直是影响人均耕地的重要因素。

影响长江中游地区各地市人均耕地变化的因素以及作用程度不尽相同。因此在对该区域耕地资源管理时要优化城镇化发展模式,控制人口增长速度,合理调整产业结构,重视农业科技投入,调动农民保护耕地及种粮积极性,同时不同区域要差别化监管,制定因地制宜的政策,以实现区域资源与经济的协调、可持续发展。

#### [ 参 考 文 献 ]

[1] 肖蓉,王雷,夏建国. 川西南山区耕地面积变化及社会经济驱动力分析:以四川省雅安市为例[J]. 中国农业资源与区划,2008,29(5):7-12.  
[2] 吴美琼,陈秀贵. 基于主成分分析法的钦州市耕地面积

变化及其驱动力分析[J]. 地理科学,2014,34(1):54-59.

- [3] 苑韶峰,杨雨露,杨桂山,等. 耕地非农化的社会经济驱动因素异质性研究:基于 STIRPAT 和 GWR 模型的实证分析[J]. 经济地理,2013,33(5):137-143.  
[4] 吕萍,甄辉. 基于 GWR 模型的北京市住宅用地价格影响因素及其空间规律研究[J]. 经济地理,2010,30(3):472-478.  
[5] Wheeler D C, Waller L A. Comparing spatially varying coefficient models: A case study examining violent crime rates and their relationships to alcohol outlets and illegal drug arrests [J]. Journal of Geographical Systems, 2009,11(1):1-22.  
[6] Kenneth R S, Michael P S, Stuart A. W. Advantages of geographically weighted regression for modeling benthic substrate in two greater yellowstone ecosystem streams[J]. Environmental Modeling & Assessment, 2013,18(2):209-219.  
[7] Shahabeddin T J, Bahram M, Hadi M. Application of geographically weighted regression model to analysis of spatiotemporal varying relationships between groundwater quantity and land use changes(case study: Khanmirza Plain, Iran)[J]. Environmental Monitoring and Assessment, 2014,186(5):3123-3138.  
[8] Binbin L, Martin C, Paul H, et al. Geographically weighted regression with a non-euclidean distance metric: A case study using hedonic house price data[J]. International Journal of Geographical Information Science, 2014,28(4):660-681.  
[9] Mohd F D, Neil P, Seraphim A. Estimating the effects of light rail transit(LRT) system on residential property values using geographically weighted regression(GWR)[J]. Applied Spatial Analysis and Policy, 2015,8(1):1-25.

- and Development Economics, 1996,1(1):85-101.
- [18] Agency. E E. Effectiveness of Urban Wastewater Treatment Policies in Selected Countries[M]. Copenhagen: European Environment Agency, 2005.
- [19] Jeunesse I L, Rounsevell M, Vancloster M. Delivering a DSS tool to a river contract: A way to implement the participatory approach principle at the catchment scale[J]. Physics and Chemistry of the Earth, 2003,28(12):547-554.
- [20] Giupponi C, Mysiak J, Fassio A, et al. MULINO-DSS: A computer tool for sustainable use of water resources at the catchment scale[J]. Mathematics and Computers in Simulation, 2004,64(1):13-24.
- [21] 李鹏,刘澄玉,李丽萍,等. 多尺度多变量模糊熵分析[J]. 物理学报,2013,62(12):1205121-1205129.
- [22] 吴杰康,祝宇楠,韦善革,等. 采用改进隶属度函数的梯级水电站多目标优化调度模型[J]. 电网技术,2011,35(2),48-52.
- [23] 倪九派,李萍,魏朝富,等. 基于 AHP 和熵权法赋权的区域土地开发整理潜力评价[J]. 农业机械学报,2009,25(5):202-209.
- [24] 章海波,骆永明,赵其国,等. 香港土壤研究 VI 基于改进层次分析法的土壤肥力质量综合评价[J]. 土壤学报,2006,43(4):577-583.
- [25] 邹志红,孙靖南,任广平. 模糊评价因子的熵权法赋权及其在水质评价中的应用[J]. 环境科学学报,2005,25(4):552-556.
- [26] 龙腾锐,赵欣,林于廉,等. M-AHP-熵权组合赋权法在垃圾渗滤液处理技术评价中的应用[J]. 环境工程学报,2010,4(11):2455-2460.
- [27] 李灿,张凤荣,朱泰峰,基于熵权 TOPSIS 模型的土地利用绩效评价及关联分析[J]. 农业工程学报,2013,29(5):217-227.
- [28] 胡永宏. 对 TOPSIS 法用于综合评价的改进[J]. 数学的实践与认识,2002,32(4):572-575.
- [29] 董璟琦,杨晓华,杨海真,等. 基于改进 TOPSIS 法的规划环评情景方案建立方法及应用[J]. 环境科学与管理,2009,34(7):162-169.

(上接第 142 页)

- [10] Ziyang Jiang, Bo Xu. Geographically weighted regression analysis of the spatially varying relationship between farming viability and contributing factors in Ohio [J]. Regional Science Policy & Practice, 2014,6(1):69-83.
- [11] 丁刚,陈奇玲. 省域政府效率对经济发展方式转变影响作用的空间关联模式探析:基于 GWR 模型与 ESDA 方法[J]. 中国行政管理,2014(8):90-93.
- [12] 曹天邦,黄克龙,李剑波,等. 基于 GWR 的南京市住宅地价空间分异及演变[J]. 地理研究,2013,32(12):2324-2333.
- [13] 戈冬梅,姜磊. 基于 GWR 模型的省域旅游影响因素空间差异分析[J]. 生态经济:学术版,2013(7):93-97.
- [14] Wang shaojian, Fang chuanglin, Ma haitao, et al. Spatial differences and multi-mechanism of carbon footprint based on GWR model in provincial China [J]. Journal of Geographical Sciences, 2014, 24(4):612-630.
- [15] 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.
- [16] 李雪松,孙博文. 区域经济一体化视角下的长江中游地区市场整合测度:基于湘鄂赣皖四省面板数据的分析[J]. 江西社会科学,2014(3):34-40.
- [17] Sokal R R, Oden N L. Spatial autocorrelation in biology: 1. Methodology [J]. Biological Journal of the Linnean Society, 1978,10(2):199-228.
- [18] Chau K W, Ng F F, Hung E C T. Developer's good will as significant influence on apartment unit prices [J]. Appraisal Journal, 2001,69(1):26-34.
- [19] 柏东亮,王颖,王树涛,等. 廊坊市土地利用与区域空间耦合关系[J]. 水土保持通报,2015,35(3):278-282.
- [20] Fotheringham A S, Brunson C, Charlton M. Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships[M]. UK: Jone Wiley & Sons, LTD, 2002.
- [21] 吴群,郭贯成. 城市化水平与耕地面积变化的相关研究:以江苏省为例[J]. 南京农业大学学报,2002,25(3):95-99.
- [22] Deng Xiangzhen, Huang Jikun, Scott R, et al. Impact of urbanization on cultivated land changes in China[J]. Land Use Policy, 2015(45):1-7.
- [23] 何伟. 耕地资源节约和集约利用的对策研究[J]. 国土资源导刊(湖南),2006,3(2):45-46.
- [24] 汪朝辉,王克林,熊艳,等. 湖南省耕地动态变化及驱动力研究[J]. 长江流域资源与环境,2004,13(1):53-59.
- [25] 李彬,武恒. 安徽省耕地资源数量变化及其对粮食安全的影响[J]. 长江流域资源与环境,2009,18(12):1115-1120.