

何琛,普拉提·莫合塔尔,居玛·吐尼亚孜,等. 中国特色小镇的空间分异[J]. 江苏农业科学,2019,47(3):288-293.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.03.068

# 中国特色小镇的空间分异

何琛,普拉提·莫合塔尔,居玛·吐尼亚孜,阿司古力·艾百,辛龙,马静

(新疆大学旅游学院,新疆乌鲁木齐 830046)

**摘要:**在新型城镇化建设和经济新常态背景下,特色小镇作为新型城镇化的典型代表,引领着全国小城镇的建设工作,在中国城镇化进程中具有重大意义。为了明晰当下特色小镇的发展现状、优化其区域资源配置、制定发展规划提供参考依据,以空间自相关、核密度分析及 GWR 模型对全国特色小镇的空间分异特征及影响因素进行分析。结果表明,特色小镇的分布表现为东南密集、西北稀疏的态势,具有显著的聚集性,形成了不同等级的热点密度圈。通过对比分析最小二乘线性(OLS)模型及 GWR 模型结果,发现经济发展水平、旅游资源禀赋、交通发展水平及人口规模是制约特色小镇发展的显著性因素,且西部地区特色小镇的建设对前 3 个影响因素的敏感性均高于中部、东部地区,尤其是新疆维吾尔自治区、西藏自治区等地。

**关键词:**特色小镇;空间分异;空间自相关;地理加权回归

**中图分类号:** F291 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2019)03-0288-05

城镇化是城镇规模扩大,数量增加,城镇的生活方式和生产方式向农村扩张的经济、社会综合性发展过程<sup>[1]</sup>。在新型城镇化建设与经济新常态下供给侧结构性改革的叠合期,中国正处在新型城镇化建设的关键时期,把握新型城镇化蕴含的巨大机遇对中国经济社会的发展具有重大意义<sup>[2]</sup>,而小城镇作为乡村剩余劳动力就地城镇化的空间载体,在中国城镇化进程中发挥了重要作用<sup>[3]</sup>。在新型城镇化建设的发展背景下,浙江省于 2015 年提出以“四位一体”和“三生相融”为建设目标的特色小镇计划。2016 年 7 月住房和城乡建设部明确提出,到 2020 年争取培养 1 000 个左右各具特色、富有活力的特色小镇,引领带动全国小城镇建设。作为新型城镇化建设重要载体的特色小镇成为激发区域经济内生发展动力、促进经济转型发展的有效途径<sup>[4]</sup>。从已有文献来看,关于城镇化建设发展的研究已相当丰富<sup>[5]</sup>,而特色小镇作为新型城镇化发展的突破点,关于其研究才刚刚起步<sup>[6]</sup>。从研究时间上来看,2015 年后国内才逐渐有了关于特色小镇的研究;从研究内容上来看,主要集中在依托典型特色小镇案例的发展规划<sup>[7]</sup>、问题<sup>[8-9]</sup>、路径<sup>[10-11]</sup>三方面的研究,其中研究重点多集中于产业融合、政策设计、动力机制等。王志章等认为,西南地区小城镇建设应全盘谋划顶层设计、合理优化城镇空间布局、培育壮大生态产业、发展绿色特色小镇<sup>[12]</sup>;苏彬彬等认为,建设产城人融合发展的现代化开放型小镇是推进新型城镇化建设的有效路径<sup>[13]</sup>;王振坡等提出加快培育主导产业、坚持多元化发展道路的特色小镇发展理念<sup>[14]</sup>;赵佩佩等指出,特色小镇建设规划应全面兼顾概念规划、核心区城市设计和控制性详细规划<sup>[15]</sup>。从研究方法来看,现有研究多依

托现有的管理理论进行定性分析,而基于地理空间视角对特色小镇的空间分异影响因素的探讨则少有涉及,有待进一步研究。地理加权回归(geographically weighted regression, GWR)模型是一种考虑局部空间异质性和空间依赖性的回归建模技术。国外关于地理加权回归模型的研究时间并不长,主要代表人物有 Brunson 等<sup>[16]</sup>。近年来,GWR 模型被广泛地应用于经济地理、社会现象分析及人口统计等领域。如戈冬梅等利用 GWR 模型以中国 31 个省域为例,研究了省域旅游影响因素的空间差异<sup>[17]</sup>;沈思连等基于 GWR 模型对河南省人口分布的影响因素进行了定量分析<sup>[18]</sup>。综上,本研究以特色小镇为样本,首先利用核密度分析、空间自相关分析其空间分异特征,再通过基于全局均质性的最小二乘线性(OLS)模型与基于局部异质性的 GWR 模型对比分析特色小镇空间分异的影响因素,进而为明晰特色小镇的发展现状、优化其区域资源配置、制定发展规划等提供参考依据。

## 1 数据来源与研究方法

### 1.1 数据来源

本研究数据包括特色小镇数据、社会经济数据、A 级景区数据和地理空间数据。其中,特色小镇数据来源于中华人民共和国住房和城乡建设部官网;社会经济数据来源于《中国统计年鉴 2016》;A 级景区数据来源于《中国旅游统计年鉴 2016》;地理空间数据采用 1:400 万地图,通过国家基础地理信息中心获取,并利用 Google Earth 获取各特色小镇坐标点数值,并利用 ArcGIS 10.3 进行矢量化、可视化处理。

### 1.2 研究方法

先利用核密度分析、空间自相关探析特色小镇的空间分异特征,再选取影响指标分别构建 OLS 模型和 GWR 模型,并对比其估计精度,解释影响特色小镇空间分异的影响因素。

**1.2.1 核密度估计** 为了探求特色小镇空间分布的空间分布热点(即聚集核心),本研究采用分布密度来衡量<sup>[19]</sup>。核密度分析是根据要素数据计算整个空间单元的数据集聚密度

收稿日期:2018-06-14

基金项目:国家自然科学基金(编号:41661106,41461111)。

作者简介:何琛(1993—),女,四川绵阳人,硕士研究生,主要从事旅游地理与旅游可持续发展研究。E-mail:flowerhecc@163.com。

通信作者:普拉提·莫合塔尔,副教授,硕士生导师,研究方向为水资源管理、旅游可持续发展。E-mail:pulati\_mo@xju.edu.cn。

态势,要素的 ArcGIS 核密度分析工具是用于计算每个输出栅格像元周围的点要素的密度。

$$F(x) = \frac{1}{nh} \sum_{m=1}^n k\left(\frac{x-x_m}{h}\right) \quad (1)$$

式中: $k\left(\frac{x-x_m}{h}\right)$ 表示核函数; $h$ 表示带宽; $n$ 表示特色小镇数量; $(x-x_m)$ 表示估计点到样本点 $x_m$ 的距离。 $F(x)$ 的值越大,表示特色小镇的点越密集,反之,值越小则表示越稀疏。

1.2.2 空间自相关 从全局视角看,特色小镇在全国的分布属于点状要素的分布,分布类型通常有随机、集聚、均匀3种。可通过空间自相关的 Moran's I 值来定量探析。空间自相关分析最早产生于生物计量学,是用来检验要素样本之间是否存在空间依赖关系的一种方法<sup>[20]</sup>,其分析的常用测度是 Global Moran's I。其计算公式如下:

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

式中: $x_i, x_j$ 分别表示区域*i*、*j*的特色小镇数量; $\bar{x}$ 表示均值; $w_{ij}$ 表示空间权重。本研究采用一阶 Rook 权重矩阵,空间相邻为1,不相邻为0。莫兰指数(Moran's I)值域为 $[-1, 1]$ ,当 Moran's I < 0 时,表示特色小镇的空间格局呈现空间负相关,即离散分布,值越趋近,总体空间差异越大;当 Moran's I > 0 时,表明特色小镇的空间分布呈现正相关,即集聚分布;而当 Moran's I = 0 时,表明特色小镇在空间分布格局上没有相关性,即随机分布。

1.2.3 地理加权回归模型 经典的全局线性回归模型最小二乘法(OLS)是通过寻找数据的最小误差平方和来构造被解释变量( $y$ )和解释变量( $x$ )之间的最佳回归模型。具体公式如下:

$$y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (3)$$

OLS 模型假定回归参数与地理位置无关,即变量间的关系是同质的,忽略了变量的空间非平稳性,不能真实反映数据在空间上的异质性。因此,本研究主要使用地理加权回归(GWR)模型,将数据的地理位置嵌入回归系数中,用局部加权最小二乘法进行逐点估计,其中权重是回归点所在位置到其他观测点的位置之间距离的函数<sup>[16]</sup>。具体公式如下:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (4)$$

式中: $\beta_0(u_i, v_i)$ 表示第*i*个样本点位置; $x_{ik}$ 表示解释变量在第*i*点的值; $\varepsilon_i$ 表示残差项,满足正态分布。空间核值函数选择 Gauss 函数。带宽采用 AIC 信息准则确定。

## 2 空间分布格局

### 2.1 总体分布格局

借助 ArcGis 10.3 软件将 403 个特色小镇进行数字化处理(图 1),特色小镇的空间分布总体上呈现出以“黑河-腾冲”线为界,东南密集,西北稀疏的特征,形成明显的阶梯状分布格局。研究结果表明,“黑河-腾冲”线是重要的人口分界线。以该线为分界的东、西地区无论是地理环境、气候,还是经济发展水平都表现出明显的差异<sup>[21]</sup>。由图 2 可知,华东地区特色小镇最多,总计 105 个,占全国的 26.05%,其次是西南地区(16.87%)、华中地区(14.64%)。西北地区

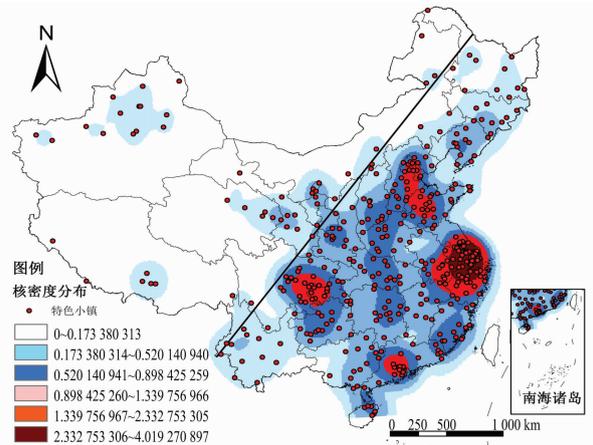


图1 特色小镇空间分布

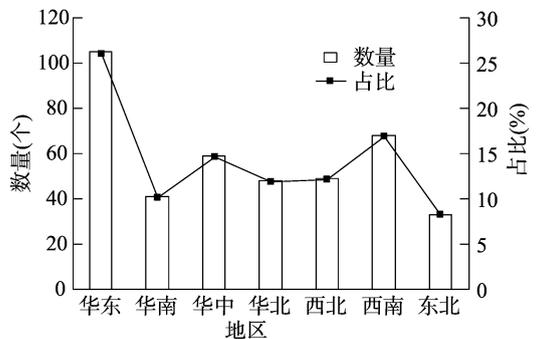


图2 各地区特色小镇分布

(12.16%) 和华北地区(11.91%)的特色小镇数量相当。华南地区和东北地区数量较少,其中东北地区数量最少,占全国的 8.19%。为探究特色小镇的空间分布热点,本研究利用 ArcGIS 10.3 软件,采用空间核密度的方法对特色小镇的分布点坐标进行核密度估计,进而探究其空间分布的均衡程度。由图 1 可知,特色小镇的空间分布主要表现为“多核扩散”模式,形成了 3 个等级的核密度圈。其中一级核密度圈是以江苏省和浙江省为中心向上海市、安徽省、江西省等地扩散的效应圈,这些地区位于我国的东南沿海地带,区域经济发展水平较高,且旅游资源丰富;二级核密度圈有 3 个,主要分布在黄河、长江流域中部及广东省,这些地区拥有独特的人文旅游资源及丰富的自然生态景观;三级核密度圈有 2 个,分布于辽宁省和陕西省,具有特色的少数民族风情资源或历史文化资源。而西南、西北及东北等地核密度数值较小,分布并未形成明显的热点,其分布特征主要表现为以省会城市为中心向周围地区辐射的低值核密度圈,这些地区自然环境及资源优势相对较差,经济发展水平也欠佳。

### 2.2 空间自相关

2.2.1 莫兰指数 为准确度量各省(市、区)特色小镇数量与周边区域的空间关联程度。本研究选取 Moran's I 对全国特色小镇的空间分布差异进行进一步的探究分析。借助 OpenGeoDa 软件,以一阶 Rook 作为空间权重矩阵,进行特色小镇数量的空间自相关分析(图 3)。Moran's I = 0.20 ( $P = 0.10, Z = 2.18$ ),表明中国特色小镇在空间上呈现出正相关,反映出中国特色小镇具有显著的空间依赖性。其中位于第一象限(高-高)扩散效应区有浙江省、广东省、湖北省等(图

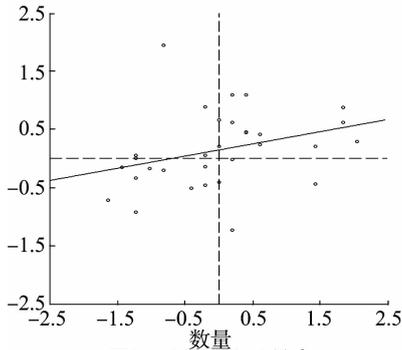


图3 Moran's I 散点

4), 这些地区不仅自身的特色小镇数量较多, 且其周边地区的数量也多。位于第三象限(低-低)低速增长区的特色小镇的数量与第一象限相当, 表明特色小镇数量高(低)的地区, 其周围地区的特色小镇的数量也高(低), 在空间上具有高(低)值集聚的现象。而位于第二象限(低-高)极化效应区与位于第四象限的(高-低)过渡区的特色小镇数量较少, 说明特色小镇数量低值区域周围高值区较少, 总体数量在空间布局上呈现出明显的高低值区域分化现象, 发展较不平。

低-高 山西、江西、 上海、海南、 西藏	高-高 浙江、广东、 湖北、江苏、 山东等
低-低 青海、甘肃、 吉林、天津、 北京、黑龙江、 内蒙古、河北	高-低 新疆、四川、 陕西

图4 Moran's I 散点图对应地区

2.2.2 LISA 聚类 对于要素的空间分布聚类研究常采用核密度分析, 通过计算要素的分布密度进行空间可视化表达。但这种方法存在的弊端是未考虑空间权重及要素聚类是否通过显著性水平检验。而 LISA 聚类弥补了此不足。由显著性水平可知(图 5), 山东、江苏、福建等省的集聚性通过  $\alpha = 0.05$  的检验。新疆、云南、重庆、江西、安徽、辽宁、上海等省(市、区)的集聚性通过了  $\alpha = 0.01$  的检验。由图 6 可知, 特色小镇的发展形成了以辽宁省为核心的东北区、以山东、安徽、江苏等省为核心的华东区, 以云南省、重庆市为核心的西南区三大“高-高”扩散效应区, 这三大核心区不仅自身特色小镇发展迅猛, 且对周边地区特色小镇的发展具有正向的辐射作用, 因此在空间呈现出“高-高”集聚。但其周边的上海市、江西省的特色小镇数量较少, 与其形成“低-高”显著集聚。而在我国西部地区, 总体而言特色小镇数量分布较少, 尤其是西藏自治区(7)、青海省(6)、甘肃省(8), 虽然新疆维吾尔自治区自身的特色小镇发展较好, 数量较多, 但并未形成以其为中心向外扩散的效应, 极化现象显著。

### 3 空间分异影响因素

#### 3.1 指标选取

郑鑫认为, 城镇地区逐渐成为新增经济活动的主要承载

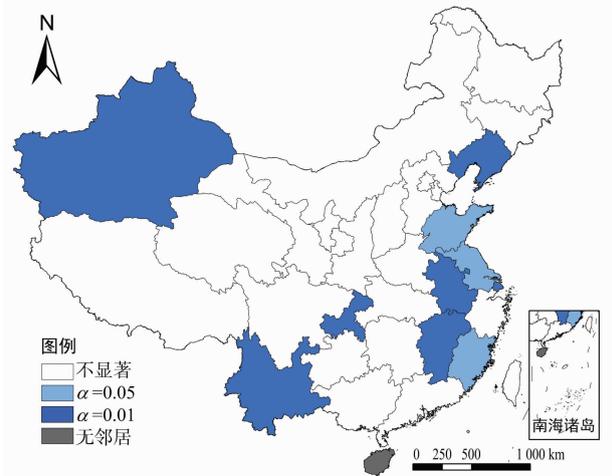


图5 Moran's I 显著性水平

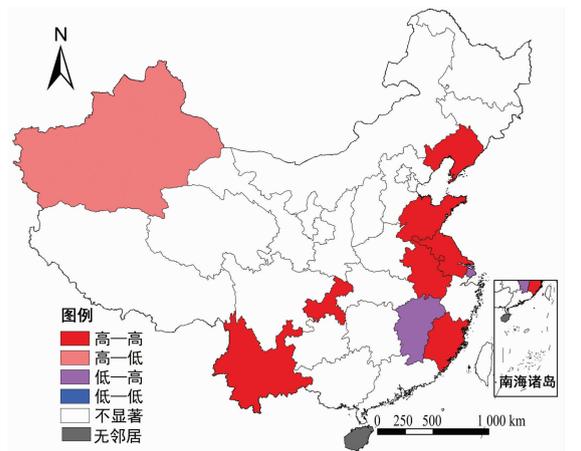


图6 LISA 聚类

空间<sup>[22]</sup>; 昌晶亮等认为, 旅游产业已成为许多地区城镇化发展的重要动力, 尤其是落后的民族地区<sup>[23]</sup>; 曹广忠等认为, 城镇化在地域空间上主要表现为原有城镇用地规模的扩张以及新城镇的出现<sup>[24]</sup>; 朱兵等认为, 交通可达性水平对城镇发展起制约作用<sup>[25]</sup>; 曹文莉等认为, 人口向城镇的转移推动了城镇化的建设<sup>[26]</sup>。参考已有研究, 且考虑到数据获取的易得性及真实性, 选取 GDP(EL) 代表各地区的经济发展水平; 以建筑用地密度(LL) 代表土地利用情况; 选取客运量人次(PL) 代表各地区的交通发展水平; 而旅游资源禀赋(TL) 选用旅游资源禀赋来衡量, 考虑到不同级别 A 级景区辐射效应的不同, 参考有关文献<sup>[26-27]</sup>, 本研究以 5A : 4A : 3A : 2A : 1A = 5 : 2.5 : 1.75 : 0.5 : 0.25, 对其数量进行权重赋值, 得出各地区旅游资源禀赋的综合得分, 选取年末总人口数量(PS) 代表人口规模。综上, 本研究选取上述 5 个指标为自变量(表 1), 分别与各省(市、区)特色小镇数量两两一组构建特色小镇空间分布的影响因素模型进行分析。

#### 3.2 影响因素分析

为了避免单一模型结果可能出现的偶然性, 本研究通过对比基于全局尺度的空间均质性的 OLS 模型与基于局部尺度的空间异质性的 GWR 模型结果来对特色小镇空间分异布局的影响因素进行相关性分析。

3.2.1 OLS 模型结果 由表 1 可知, 从显著性水平来看, 在

挑选的各指标中,人口规模、经济发展水平、旅游资源禀赋、交通发展水平对特色小镇的空间异质性影响均通过了  $\alpha = 0.01$  的显著性检验,表明这些因素对特色小镇的发展影响显著。从影响系数来看,系数全为正,表明较多的人口基数可为特色小镇的建设提供更多可供的人力资本和人才储备,同时提高经济发展水平、丰富旅游资源禀赋、改善交通条件能显著地促进特色小镇的建设及发展。

表1 OLS模型结果

因变量	自变量	影响系数	t 值	P 值
CT	EL	0.79	6.86	0.00**
	TL	0.74	5.86	0.00**
	LL	-0.02	-0.14	0.89
	PL	0.49	3.05	0.00**
	PS	0.82	8.80	0.00**

注:\*\*表示在0.01水平(双侧)上显著相关。

由表2可知,一方面,GWR模型中的ARCC值比OLS模型低,由ARCC判定准则<sup>[16]</sup>可知,GWR模型的应用对以OLS模型解释影响因素得到了改善,另一方面,从调整后增大的 $R^2$ 数值也可看出,GWR模型比OLS模型的应用对新疆维吾尔自治区旅游区域差异影响因素的解释力更强,评估效果更好。

表2 OLS模型与GWR模型对比

自变量	模型	ARCC	校正 $R^2$
EL	OLS	63.95	0.61
	GWR	63.71	0.66
TL	OLS	69.63	0.53
	GWR	67.00	0.59
PL	OLS	85.21	0.21
	GWR	84.48	0.27
PS	OLS	58.80	0.67
	GWR	58.81	0.67

3.2.2 GWR模型结果 综上分析,本研究以通过OLS模型显著性的影响因子为自变量,各省(市、区)特色小镇数量为因变量,借助ArcGIS 10.3平台,两两构建特色小镇空间异质性影响因素的GWR模型,并对其各解释变量系数进行可视化处理(图7),结果显示,人口规模、经济发展水平、旅游资源禀赋、交通发展水平对特色小镇数量的影响均表现出正向影响作用,但其影响作用的大小在空间上表现出显著的局部异质性。

经济发展水平(EL)的解释变量系数空间显示,系数范围在0.62~1.68之间波动(图7-a)。说明改善经济发展水平有利于特色小镇的建设发展,这是由于经济建设的加快发展必然带来地区公共配套设施及交通等的发展,可以提高特色小镇的基建及对外通达度等,从而推进特色小镇的建设及发展。解释变量系数表明各省(市、区)特色小镇的发展对自变量变化的敏感度。由分析结果可知,解释变量系数在空间上呈现出由北至南递减的现象,其中新疆维吾尔自治区、西藏自治区的解释变量系数最大,其次是青海省、甘肃省、辽宁省、吉林省。而东南沿海地区则相对较低。说明提高经济发展水平对新疆、西藏等地特色小镇建设的推进作用要高于东南沿海地区。

旅游资源禀赋(TL)对于特色小镇发展的影响作用具有正向作用(图7-b),解释变量系数在空间上表现出由西北向东南递减的空间分层现象,其中新疆、西藏等地最大。表明西部地区特色小镇建设对旅游资源禀赋品质、丰度的敏感性高于中部、东部。从A级景区数量来看,东部、中部高于西部,从A级景区的品质上看,西部地区除新疆维吾尔自治区、四川省外,其他省(市、区)均较低。因为在目前特色小镇的评选中,很多特色小镇都是建立在旅游小镇的基础上,因此旅游资源禀赋对其建设具有显著的促进影响。

交通发展水平(PL)的解释变量系数均为正值,表明改善交通条件可以促进特色小镇的建设。解释变量系数由西南向东北递减。这与我国交通线路的分布情况基本相同。交通的发展可以提高特色小镇对外的通达性,可以实现人流、物流等的运输,从而提升特色小镇的建设速度。由公共交通密度(城市公共交通运营线路总长度/面积)可知,西藏自治区最低,其次是青海省、新疆维吾尔自治区,因而其特色小镇的建设对于交通发展水平的敏感性最高。改善这些地区的交通条件,可以显著地提升特色小镇的数量和发展速度。

人口规模(PS)系数维持在0.82左右呈小数值波动(图7-d),表明各省(市、区)的人口规模对其特色小镇的建设具有推进作用,这是由于特色小镇的建设和发展都离不开人力资本的投入。较大的人口规模在一定程度上可以为特色小镇的发展和建设提供更多的人才储备和人力资本。且人口规模对特色小镇建设的推进作用表现出低值的分层现象,其中东北地区的特色小镇建设对人口规模的影响较敏感。

#### 4 结论与讨论

综上,本研究探究了中国特色小镇的空间分布格局特征,并利用基于全局均质性的OLS模型及基于空间异质性的GWR模型对比分析特色小镇的空间分异特征的影响因素,结果表明:第一,特色小镇的空间分布格局总体上呈现出以“黑河-腾冲”线为界,东南密集,西北稀疏的态势。由空间自相关的分析结果可知,特色小镇的空间分布并非随机分布,而是具有显著的空间聚集性,大部分特色小镇位于“高-高”扩散效应区与“低-低”低速增长区。由核密度的分析结果可知,特色小镇整体的空间分布模式为“多核扩散”模式,其分布热点形成了3个等级的核密度圈,主要集中在我国的东部、中部地区,尤其是沿海地区。第二,从基于全局尺度的OLS模型与基于局部尺度的GWR模型的对比分析结果可知,GWR模型对于特色小镇的空间异质性影响因素的解释性优于OLS模型。从全域视角看,人口规模、经济发展水平、旅游资源禀赋、交通发展水平是制约特色小镇发展的显著性因素。从局部视角看,人口规模促进了特色小镇的发展,同时在提高经济发展水平、旅游资源的品质和丰度,改善交通条件对特色小镇的建设方面均具有显著的推进作用,但其影响作用表现出显著的空间异质性。其中,人口规模的影响作用并未表现出显著的空间差异,而西部地区特色小镇的建设对后3个影响因素的敏感性均高于中部、东部地区,尤其是新疆、西藏等西北地区。

目前,我国关于特色小镇的研究才刚刚起步,本研究主要从地理学角度出发探析特色小镇的空间分布格局,并分析引起这种分布空间异质性的影响因素,以期为我国特色小镇的

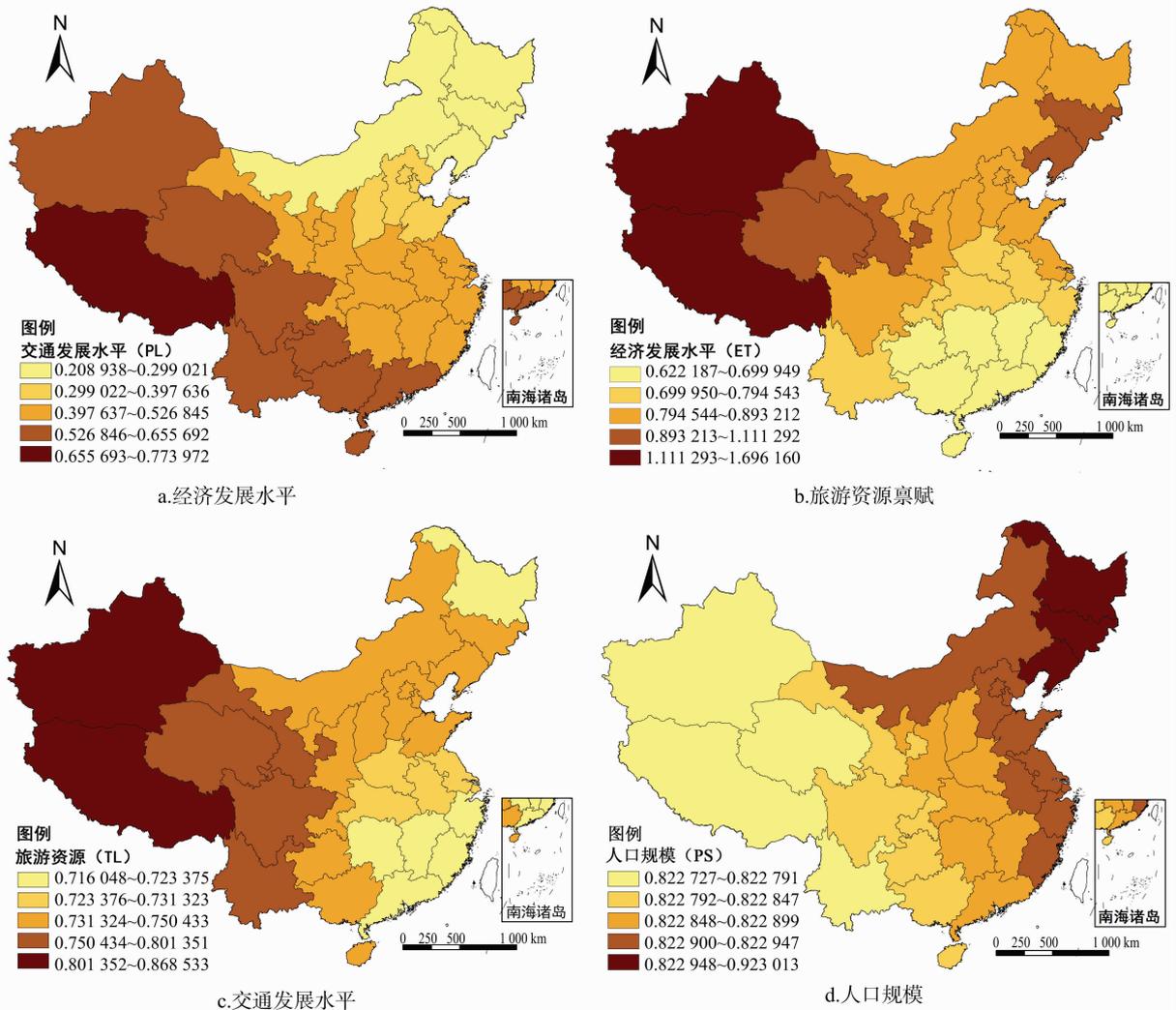


图7 GWR 模型解释变量系数空间分布

建设提供一定的参考依据。后期学者可以采用其他方法对小尺度的省域特色小镇建设进行进一步的研究分析。

参考文献:

[1] 简新华, 黄 钊. 中国城镇化水平和速度的实证分析与前景预测 [J]. 经济研究, 2010(3): 28 - 39.

[2] 张广海, 赵韦舒. 中国新型城镇化与旅游化互动效应及其空间差异 [J]. 经济地理, 2017, 37(1): 196 - 204.

[3] 吴一洲, 王 琳. 我国城镇化的空间绩效: 分析框架、现实困境与优化路径 [J]. 规划师, 2012, 28(9): 65 - 70.

[4] 高树军. 特色小镇建设发展研究——以青岛海青茶园小镇为例 [J]. 农业经济问题, 2017, 38(3): 40 - 44.

[5] 胡 杰, 李庆云, 韦颜秋. 我国新型城镇化存在的问题与演进动力研究综述 [J]. 城市发展研究, 2014, 21(1): 25 - 30.

[6] 温 燕, 金平斌. 特色小镇核心竞争力及其评估模型构建 [J]. 生态经济, 2017(6): 85 - 89.

[7] 蒋如愿, 孙秀睿, 石 宇. 山东省平度市特色小镇规划研究 [J]. 规划师, 2016, 32(增刊2): 126 - 130.

[8] 路 培, 马世梁, 刘贺明, 等. 特色文化旅游小城镇建设探索——以武强周窝音乐小镇概念性规划为例 [J]. 生态经济, 2013(12):

149 - 153.

[9] 强海洋, 谢海霞, 刘志超. 特色小镇建设土地利用问题浅析 [J]. 中国土地, 2017(9): 31 - 32.

[10] 李庆红, 汪晓云. 贵溪市特色小镇调研报告 [J]. 价格月刊, 2017(7): 83 - 86.

[11] 范远航. 浙江特色小镇发展症结与路径规划——以 18 个特色小镇为例 [J]. 经济师, 2017(4): 188 - 189.

[12] 王志章, 孙晗霖. 西南地区新型特色小镇建设的对策 [J]. 经济纵横, 2016(1): 74 - 77.

[13] 苏彬彬, 张旭亮. 浙江特色小镇在新型城镇化中的实践模式探析 [J]. 宏观经济管理, 2016(10): 73 - 75, 80.

[14] 王振坡, 薛 珂, 张 颖, 等. 我国特色小镇发展进阶探析 [J]. 学习与实践, 2017(4): 23 - 30.

[15] 赵佩佩, 丁 元. 浙江省特色小镇创建及其规划设计特点剖析 [J]. 规划师, 2016, 32(12): 57 - 62.

[16] Brunson C, Fotheringham A S, Charlton M E. Geographically weighted regression; a method for exploring spatial nonstationarity [J]. Geographical Analysis, 1996, 28(4): 281 - 298.

[17] 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, 2013(7): 93 - 97, 132.

宁运旺,张辉,张永春. 水稻种植大户采用配方肥的意愿及其对化肥投入的影响——基于江苏省苏州和盐城 997 个样本农户的调查[J]. 江苏农业科学,2019,47(3):293-296.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.03.069

# 水稻种植大户采用配方肥的意愿及其对化肥投入的影响

## ——基于江苏省苏州和盐城 997 个样本农户的调查

宁运旺,张辉,张永春

(江苏省农业科学院农业资源与环境研究所/农业部江苏耕地保育科学观测实验站,江苏南京 210014)

**摘要:**基于江苏省苏州市和盐城市 997 个样本农户的实证调查,分析水稻种植大户采用配方肥的意愿及其对化肥投入的影响。结果表明,水稻种植大户采纳配方肥的意愿与所在区域有关。苏州市总体采纳率低(14.1%),但大户采纳率明显高于散户;盐城总体采纳率高(20.0%),但大户采纳率反而低于散户。不同区域水稻种植大户化肥投入有明显差异。苏州地区大户的氮、磷、钾化肥投入分别为 298.5、75.0 和 99.0 kg/hm<sup>2</sup>,其中氮肥投入比散户显著增加,磷钾投入均显著减少;盐城地区大户的氮、磷、钾化肥投入分别为 385.5、81.0 和 60.0 kg/hm<sup>2</sup>,其中氮肥投入比散户有所减少,磷、钾肥投入均明显增加。采用配方肥可显著增加氮肥投入、减少磷钾肥投入,与农户所在区域和种植规模无关。因此建议对测土配方施肥技术的推广问题进行深入探讨,针对不同区域具体问题制定相应措施。

**关键词:**水稻;大户;配方肥;化肥投入

**中图分类号:** F325.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2019)03-0293-04

由于我国农业生产中化肥高投入带来的环境压力,2005 年开始在全国实施测土配方施肥行动,大力推广配方肥(测土配方施肥技术的主要产物)。然而,尽管测土配方施肥技术具有增加产量、降低化肥投入量、保护生态环境、培肥地力、提高土地综合生产能力等优点,但农户采用该技术并不积极<sup>[1]</sup>。近年来,在国家开展多种形式适度规模经营背景下,我国土地流转范围不断扩大,土地经营面积在 3.3 hm<sup>2</sup> 以上的种植大户不断增加,截至 2014 年,全国土地流转率(指土地流转面积占家庭土地承包总面积比例)已达 30.4%<sup>[2]</sup>,人们对规模种植户通过对新技术采纳意愿增强以减少化肥投入抱

有较多期待,一些研究也显示种植规模扩大对农户采用农业技术行为具有积极影响<sup>[3-5]</sup>,并对减少化肥投入有积极作用<sup>[6-7]</sup>,但同时也有研究表明种植规模对测土配方施肥技术采用意愿的影响不显著,认为农业规模化经营降低化肥投入水平的证据并不充分<sup>[8]</sup>。江苏省作为粮食生产大省,其土地流转面积远高于全国平均水平<sup>[9]</sup>,2014 年江苏省土地流转率为 58.4%,参与土地流转的农户占全省家庭承包经营农户数的 46.3%<sup>[10]</sup>,同时化肥投入、面临的环境压力和测土配方施肥实施行动也位居全国前列。在土地流转导致规模种植增加背景下,种植大户们对配方肥的采用意愿如何?其对化肥投入有何影响?本研究通过对 2013—2015 年江苏省苏州市和盐城市 997 个样本农户的水稻种植施肥状况调查,尝试对此作出回答。

### 1 材料与与方法

#### 1.1 调查内容

主要涉及水稻种植中的化肥投入,具体指标包括农户地址、水稻种植面积、是否使用配方肥、施肥时间、肥料品种和

收稿日期:2017-11-15

基金项目:国家重点研发计划(编号:2016YFD0200805);江苏省农业科技自主创新资金[编号:CX(16)1001]。

作者简介:宁运旺(1966—),男,安徽望江人,研究员,主要从事大田作物养分管理与施肥研究。Tel:(025)84390205;E-mail:ningyunwang460@sina.com。

通信作者:张永春,博士,研究员,主要从事作物营养与耕地质量保育研究。Tel:(025)84390242;E-mail:yczhang1966@sina.com。

[18]沈思连,王春伟,汤静. 基于 GWR 模型的河南省人口分布的影响因素研究[J]. 数学的实践与认识,2014,44(3):165-174.

[19]郭晓东,张启媛,马利邦. 山地-丘陵过渡区乡村聚落空间分布特征及其影响因素分析[J]. 经济地理,2012,32(10):114-120.

[20]陈彦光. 基于 Moran 统计量的空间自相关理论发展和方法改进[J]. 地理研究,2009,28(6):1449-1463.

[21]胡焕庸. 中国人口的分布、区划和展望[J]. 地理学报,1990,45(2):139-145.

[22]郑鑫. 城镇化对中国经济增长的贡献及其实现途径[J]. 中国农村经济,2014(6):4-15.

[23]昌晶亮,余洪. 大湘西地区旅游与城镇化耦合发展研究[J].

经济地理,2016,36(6):204-208,141.

[24]曹广忠,边雪,刘涛. 基于人口、产业和用地结构的城镇化水平评估与解释——以长三角地区为例[J]. 地理研究,2011,30(12):2139-2149.

[25]朱兵,张小雷,桂东伟,等. 新疆城镇发展与交通可达性相互影响[J]. 地理科学进展,2010,29(10):1239-1248.

[26]曹文莉,张小林,潘义勇,等. 发达地区人口、土地与经济城镇化协调发展度研究[J]. 中国人口·资源与环境,2012,22(2):141-146.

[27]翁钢民,李凌雁. 中国旅游与文化产业融合发展的耦合协调度及空间相关分析[J]. 经济地理,2016,36(1):178-185.