

浙江县域经济发展影响因素空间分异研究

宓科娜, 庄汝龙, 马仁锋, 叶持跃*

(宁波大学 建筑工程与环境学院, 浙江 宁波 315211)

摘要:浙江县域经济发展差异明显, 探究其空间分异成因是破解区域不均衡发展问题的关键. 以浙江 69 县(市)为研究单元, 在普通线性回归(OLR)模型的基础上, 运用地理加权回归(GWR)方法研究浙江县域经济发展及其影响因素的空间非平稳特性. 研究发现: 浙江县域经济发展与其影响因素关系的空间分异特征明显, 即人均固定资产投资、人均规模工业总产值和人均出口总额对经济发展的影响存在边际递增效应, 而人均农业机械总动力和专利申请授权量对经济发展有正面也有负面影响, 并随地理位置的不同而发生变化.

关键词: 县域经济; 空间自相关; 地理加权回归; 浙江

中图分类号: F23

文献标志码: A

文章编号: 1001-5132 (2015) 01-0092-06

地理加权回归(Geographically Weighted Regression, GWR)是基于空间变系数回归模型和局部多项式光滑的思想提出^[1-4], 发展了空间扩展模型和回归参数漂移分析方法^[5-6]. 此模型最大优势在于变量间的相互作用和影响具有空间分异特性, 地理位置不同使得变量间相互作用和影响程度不同. 当前, 国内运用地理加权回归方法对地理现象及影响因素空间分异特征的分析还不多, 陈柄为等^[7]运用地理加权回归研究疾病的成因; 张耀军等^[8]运用地理加权回归对山区人口分布的影响因素进行实证研究; 苏方林等^[9-10]在分析社会经济发展中采用地理加权回归优于最小二乘法对辽宁县域经济发展空间因素进行地理加权回归分析; 罗罡辉等^[11]将地理加权回归的应用领域推广到国土行业; 杨扬等^[12]运用地理加权回归模型对玉米倒伏胁迫影响因子进行空间回归分析; 曾晖等^[13]运用地理加权回归对南京市住宅价格影响因素进行空间回归分析; 但将地理加权回归应用到县域经济发展影响因素空间分异研究相对较少^[14-15].

浙江作为沿海发达省份, 县域经济发展处全国前列, 但发展差异巨大, 并有扩大趋势. 2000 年,

宁波市市辖区人均 GDP 达 30 066.77 元、文成县人均 GDP 却为 3 250 元; 2012 年宁波市市辖区人均 GDP 达到 175 268 元、文成县人均 GDP 仍最低为 13 545 元.

因此笔者采用 GWR 模型研究浙江县域经济发展差异, 探讨浙江县域经济发展影响因素的空间非平稳特性, 为各县(市)定制符合自身的区域发展政策提供借鉴.

1 数据源与研究方法

1.1 数据源

中国县级行政区是国民经济体系的基础性空间单元. 笔者将浙江的 11 地级市辖区分别合并为各市辖区, 产生 11 个地级市市辖区空间单元, 再加上 58 个县及县级市, 共计 69 个研究单元. 浙江县域矢量数据取自中国国家基础地理信息网站, 其他的相关数据源自 2013 年浙江省及各市的统计年鉴.

1.2 研究方法——空间自相关与地理加权回归

空间自相关是测度属性值空间分布特征的重要方法, 包括正相关和负相关^[16-17], 公式如下:

收稿日期: 2014-02-15.

宁波大学学报(理工版) 网址: <http://journalg.nbu.edu.cn/>

基金项目: 宁波大学海洋专项 (HYS1203).

第一作者: 宓科娜 (1989—), 女, 浙江慈溪人, 在读硕士研究生, 主要研究方向: 区域经济与区域规划. E-mail: mknzrl@163.com

*通信作者: 叶持跃 (1960—), 男, 浙江湖州人, 副教授, 主要研究方向: 区域规划与历史地理. E-mail: yechiyue@nbu.edu.cn

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

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

式中, I 为 Global Moran's I 统计量; x_i 为区域 i 的观测值; w_{ij} 为空间权重矩阵, 用于定义研究对象间的空间位置关系. 统计检验采用 z 检验, 公式如下:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{S(I)}, \quad S(I) = \sqrt{\text{var}(I)}.$$

当 z 值为正且显著时, 表明存在正的空间自相关, 即经济发展水平较高(或较低)的区域在空间上集聚分布; 反之, 存在负的空间自相关, 即经济发展水平相似的地区趋于空间分散分布.

传统线性回归模型(Ordinary Linear Regression, OLR)的公式如下:

$$Y_i = a_0 + \sum_{k=1}^p a_k x_{ik} + \theta_i, i=1, \dots, n, \quad (2)$$

式中, Y 为非独立变量; x_k 为独立变量 ($k=1, 2, \dots, p$); a_k ($k=1, 2, \dots, p$) 为参数; θ_i 为符合正态分布的独立误差项 ($\theta_i \sim N(0, \sigma^2)$). 用最小二乘法估计参数 a_k , 其结果用矩阵的形式表示为:

$$a^* = (X^T X)^{-1} X^T Y.$$

在上述传统线性回归模型中, 参数在整个研究区域内是恒定不变的. 为了体现参数的空间变异特征, GWR 模型对(2)式进行了扩展, 允许参数随空间位置的不同而变化, 公式为:

$$Y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{j=1}^p \beta_j(u_i, v_i) x_{ij} + \varepsilon_i, i=1, \dots, n, \quad (3)$$

式中, $(y_i; x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$ 为地理坐标 (u_i, v_i) 处的因变量和自变量的观测值 ($i=1, \dots, n$); $\beta_j(u_i, v_i)$ ($j=1, 2, \dots, p$) 为 (u_i, v_i) 处的回归参数, 是关于 (u_i, v_i) 空间位置的函数; ε_i ($i=1, \dots, n$) 为独立随机分布的误差项, 通常假定其服从 $(0, \sigma^2)$, 扩展后的模型参数是位置 i 的函数.

2 实证分析

影响区域发展的因素较多, 各因素通过具体指标量化表示, 且各指标间在一定程度上存在相关性. 为此对所有可能因素进行如下筛选: 参考相关文献对影响县域经济发展水平的因素进行聚类

分析, 找出各类的代表性指标; 同时结合浙江县域经济实际情况运用逐步回归法确定分析指标变量, 以 2012 年为例: 人均 GDP (y)、人均固定资产投资 (x_1)、人均规模工业总产值 (x_2)、人均农业机械总动力 (x_3)、人均出口总额 (x_4)、专利申请授权量 (x_5), 并结合经济学含义得出每个指标变量分别反映区域经济发展水平、区域政策的发展重点、工业化水平、农业现代化水平、区域参与全球化程度、技术创新能力和水平.

此外, 对所有变量进行两两变量相关性分析, 相关系数矩阵见表 1. 数据表明, 所有自变量均与人均 GDP 呈正相关关系, 且各变量之间的相关性基本上全部低于与因变量之间的相关性, 只有人均农业机械总动力与人均固定资产投资、人均规模工业总产值的相关系数(分别为 0.111 6、-0.177 9)绝对值略大于其与人均 GDP 的相关系数, 但轻微的自变量间共线性问题不会对模型设定和估计产生很大影响, 因此, 可认为各指标的选取基本上消除了自变量间的多重共线性问题.

表 1 变量间相关系数矩阵

变量	y	x_1	x_2	x_3	x_4
x_1	0.883 8	-	-	-	-
x_2	0.919 5	0.772 3	-	-	-
x_3	0.041 7	0.111 6	-0.177 0	-	-
x_4	0.875 3	0.736 3	0.828 7	0.032 0	-
x_5	0.674 8	0.567 5	0.595 7	-0.173 5	0.611 0

2.1 浙江县域经济发展影响因素 OLR 模型分析

OLR 模型采用最小二乘法, 从空间全局的角度分析各因素对经济发展的影响方向和程度, 其拟合估计 R^2 为 0.95, 效果良好, 且在 0.05 水平上具有显著性, 5 个自变量的回归系数全部通过显著性检验 ($P < 0.01$). 各变量的 VIF 值(方差膨胀因子)均小于 7.5, 表明解释变量间不存在冗余现象. 多重共线性条件数为 5.01, 也表明解释变量间基本不存在多重共线性问题, 与上述变量间相关系数测度结果相互印证. 同时对回归模型进行诊断, 其诊断结果符合要求, 具体诊断结果见表 2. 最终得到的回归模型如下:

$$y = 0.283 7x_1 + 0.512 9x_2 + 0.119 6x_3 + 0.155 7x_4 + 0.133 7x_5 - 0.000 001.$$

原始数据经过标准化处理后使 OLR 模型的回

表2 OLR模型和GWR模型诊断

OLR模型诊断		GWR模型诊断	
项目	数值	项目	数值
观测值个数	69	R^2	0.978 77
自由度	63	R^2 Adjusted	0.970 14
R^2	0.954 10	AICc	-23.255 98
校正 R^2	0.950 46	Sigma	0.172 81
联合 F	261.929	Effective Number	20.651 26
联合卡方	1 950.099	Residual Squares	1.443 92
Koenker (BP)	14.437		
Jarque-Bera	10.490 76		
Akaike (AIC)	-5.807 59		

归参数具有可比性,可以发现自变量对因变量影响的大小排序为人均规模工业总产值、人均固定资产投资、人均出口总额、专利申请授权量、人均农业机械总动力。5个自变量与因变量的回归系数都为正,表明自变量与因变量间存在正相关关系,与实际情况吻合。在其他条件不变情况下,人均规模工业总产值每增加1个标准化单位,人均GDP会增加51.29%;同样,人均固定资产投资、人均出口总额、人均农业机械总动力、专利申请授权量每增加1个标准化单位,人均GDP分别会增加28.37%、15.57%、13.37%和11.96%。

总体而言,工业化水平对浙江经济发展起主要推动作用,回归系数达到0.512 9;政策因素对经济发展的影响排名第二,表明政府的决策导向和发展重点对经济发展的影响也极其重要。同时,浙江作为沿海发达省份,凭借地缘优势使得出口贸易发展良好,其对经济发展的贡献大于农业机械化水平和技术创新活动。专利申请授权量的回归系数为0.133 7,大于人均农业机械总动力,说明技术改革、创新等活动对经济发展的作用已经大于农业现代化水平,其对经济发展的意义越来越大。而人均农业机械总动力的回归参数仅0.119 6,排名最后,表明农业现代化水平对经济发展的贡献已经不明显。因此,浙江各县(市)应根据自身实际情况,在政府宏观调控政策的指导下,大力推进工业化、经济发展全球化,同时,加大对技术、改革创新等方面的投资力度,从劳动密集型逐步转入技术密集型,使科研、技术创新等活动对经济发展起到越来越大的推动作用。

为进一步确定 OLR 回归结果的真实性,运用 Geoda 软件,通过 queen 原则定义空间邻接权重矩阵,对 OLR 回归模型标准化残差进行空间自相关检验,最终的 z 值为 0.725 702 3, p 值为 0.468 021 2,表明残差不存在空间自相关特性,满足最小二乘法估计的 OLR 模型残差独立的基本假设,说明 OLR 模型其回归结果真实可信。但是 OLR 回归模型仍有缺陷,它仅仅是从全局角度探讨各因素对经济发展的影响,忽略了局部空间非平稳性,估计结果可能有偏。

2.2 浙江县域经济发展影响因素 GWR 模型分析

针对上述分析,对浙江县域经济发展水平进行全局空间自相关分析,以便为进一步局部空间非平稳性分析提供基础。得到 Global Moran's I 估计值为 0.557 6, z 值为 6.797 0, p 值为 0.000 0,在 1% 水平下高度显著。说明浙江县域人均 GDP 存在明显空间自相关,即经济发展水平相似的地区趋于空间集聚。浙江县域人均 GDP 空间相关性的存在,为 GWR 模型的构建奠定了基础,也为模型结果的有效性提供了保障。笔者在 OLR 模型的基础上,将空间相关性引入模型设定中。设第 i 个县(市)的地理中心坐标为 (u_i, v_i) ,同样选取人均 GDP (y) 为因变量,人均固定资产投资 (x_1)、人均规模工业总产值 (x_2)、人均农业机械总动力 (x_3)、人均出口总额 (x_4)、专利申请授权量 (x_5) 为自变量进行模型设定, GWR 模型构建如下:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{j=1}^p \beta_j(u_i, v_i)x_{i1} + \sum_{j=1}^p \beta_j(u_i, v_i)x_{i2} + \sum_{j=1}^p \beta_j(u_i, v_i)x_{i3} + \sum_{j=1}^p \beta_j(u_i, v_i)x_{i4} + \sum_{j=1}^p \beta_j(u_i, v_i)x_{i5} + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n.$$

考虑到 GWR 模型的复杂度不仅取决于模型变量的个数,而且取决于带宽,同时,需要权衡观测值与拟合值之间的差异。基于上述考虑,笔者选用 Arcgis 10.0 中的空间统计工具实现 GWR 模型的计算。采用“自适应”核函数的 CV(交叉验证)带宽方法确定核的范围。GWR 模型诊断结果见表 2。对比发现, GWR 模型相对于 OLR 模型的 R^2 和校正 R^2 均提高了 0.02 (保留 2 位小数),说明 GWR 模型的拟合性能有些许提高, AICc 值显著收敛了 17.45,

表明GWR模型解释了更多浙江县域经济发展水平变化情况。现将随地理位置变化的回归参数运用地图可视化方式表达,以直观体现变量间相互关系的空间非平稳性(图1)。

2.2.1 人均固定资产投资对县域经济影响的空间分异特征

浙江各县(市)人均固定资产投资与经济发展水平均呈正相关关系(图1(a)),反映区域发展政策对经济发展的推动作用。从回归系数的空间分布来看,大体呈现由浙中向周边地区逐渐递减的趋势。浙中地区的金华市市辖区、义乌市、东阳市、永康市等县(市)经济发展水平受固定资产投资影响相对较大,周边地区县(市)如浙西北的长兴县、安吉县,浙东的宁海县、三门县、临海县、温岭市等受固定资产投资影响相对较小。近年来,金华市固定资产投资持续保持良好发展势头,投资规模不断扩大,投资结构进一步优化,投资效益进一步提高,仅2012年1~6月份,全市限额以上固定资产投资完成466亿元(占全省投资总额的6.1%,比上年提高0.4个百分点),同比增长33.2%,增幅列全省第4位,发挥了投资对经济增长的拉动作用,为经济平稳较快发展做出了积极的贡献。

2.2.2 人均规模工业总产值对县域经济影响的空间分异特征

浙江各县(市)人均规模工业总产值与经济发展水平均呈正相关关系(图1(b)),反映区域工业化水平

对经济发展的推动作用。作用大小具有明显空间分异特征。义乌市、东阳市、诸暨市、嵊州市等工业化水平对经济发展影响相对较小,回归系数取值范围在0.33~0.37,周边县(市)工业化水平对经济发展影响相对较大。影响最大的区域位于浙东的宁海县、象山县、三门县、临海县等,回归系数取值范围在0.53~0.59。台州市区及临海市等装备制造业较为发达,重工业基础较好,具有扎实的产业结构基础,借助国家大力倡导发展装备制造业的契机,台州工业经济享受到少有的“政策福利”,使得制造业成为推动经济发展的重要力量。宁波的临海市近年来坚定不移地实施“以特取胜”的战略,着力培育特色优势工业产业,发展形成了以模具、文具、灯具、五金机械、汽车配件、电子电器六大特色行业为主体的块状产业集群,产业结构不断优化,的基础上推动经济发展。相比之下,浙中地区的金华市等商品贸易、物流等第三产业较为发达,对经济发展的贡献尤为明显。

2.2.3 人均农业机械总动力对县域经济影响的空间分异特征

与OLR模型估计结果不同,浙江各县(市)人均农业机械总动力对经济发展影响空间分异现象较为复杂,正相关和负相关关系同时存在(图1(c))。表明农业现代化对经济发展有推动作用也有阻碍作用,且大多数地区农业现代化对经济发展主要起阻碍作用。浙东(北)地区,农业现代化对经济发

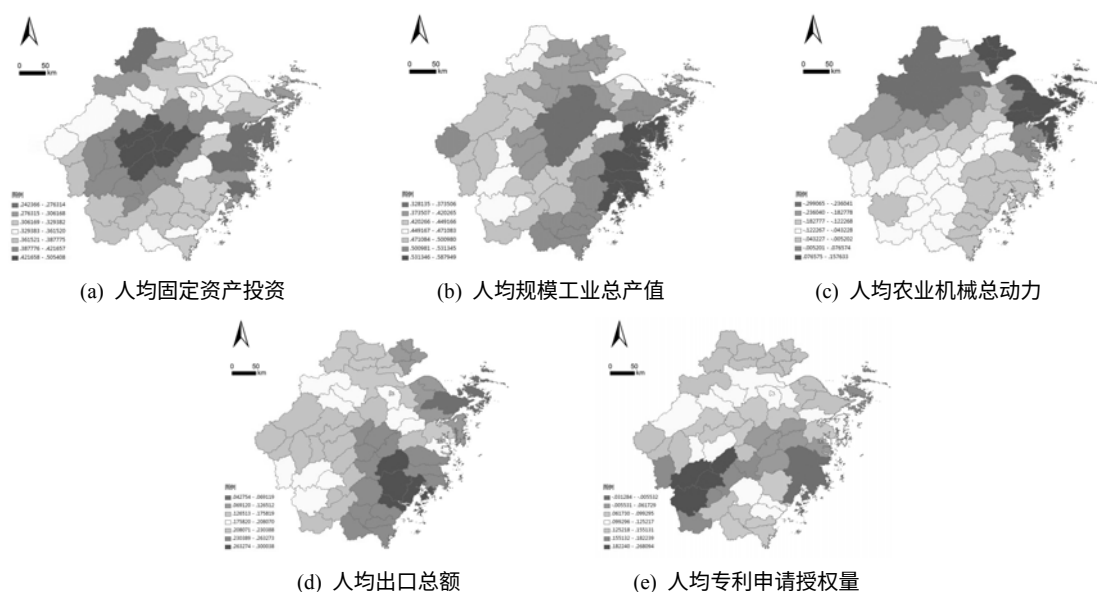


图1 GWR模型各变量参数空间分异地图可视化比较

展有推动作用,但作用微弱。浙东北向西、南方向,农业现代化对经济发展的推动作用逐渐减小,并开始阻碍经济发展,最大值出现在浙西北地区。此现象与传统经济理论相悖,但也从侧面表明,农业现代化并非总是对经济发展起推动作用,在不同的时空条件下,农业现代化也有可能对经济发展起阻碍作用。原因可能是浙江作为经济发达省份,农业对经济发展的推动作用越来越小,产业结构的不断调整和优化,以服务业为主的第三产业开始并逐渐成为经济发展的主要动力。农业机械化水平的提高,虽然有利于农业发展,但由于经济发展越来越倚重以服务业为主的第三产业,农业的发展部分“占据”了可以用于二、三产业的资源和条件,因此,在一定程度上阻碍了经济的发展。

2.2.4 人均出口总额对县域经济影响空间分异特征

浙江各县(市)人均出口总额与经济发展均呈正相关关系,出口贸易对经济发展有明显推动作用(图 1(d))。从回归系数的空间分布来看,人均出口总额对经济发展的影响程度从浙东南向浙西北地区逐渐减小。影响程度最大的地区位于浙西南的温州市市辖区、永嘉县、仙居县、乐清市等,最小值出现在浙东北的宁波市市辖区、岱山县、嵊泗县。永嘉县,温州市市辖区、乐清市出口经济相对比较发达,占据国民经济总量的大部分,对经济发展起到重要推动作用。宁波市等地区的港口运输、炼化工业等作为经济发展的支柱是推动经济发展的主要动力,相比之下,出口贸易对于经济发展的拉动作用不如上述优势产业。这些城市产业结构多元,经济发展规模大、水平高,不仅是出口产业,其他产业对经济发展亦产生重要的影响。相比之下,出口经济对经济发展的影响相对较小,贡献不明显。

2.2.5 专利申请授权量对县域经济影响的空间分异特征

专利申请授权量对经济发展的影响也与 OLR 模型有所不同,包括正、负相关两种情况,说明技术创新等活动对经济发展存在双面影响(图 1(e))。绝大部分地区专利申请授权量与经济发展属于正相关关系,只有少数地区属于负相关关系。回归系数最大值出现在浙西南的龙泉市、遂昌县、松阳县等。有可能是这些县(市)技术创新的能力转化为生

产力的周期短,投入生产效益高,相比其他地区而言,对经济发展的推动作用相对较大。而浙北的台州市市辖区、三门县等地区,技术创新活动对经济发展起到轻微阻碍作用。

3 结论及建议

以浙江省 69 个县(市)为空间研究单元,运用 OLR 和 GWR 模型对浙江省县域经济发展影响因素进行回归分析,OLR 模型仅从全局角度探讨各因素对经济发展的影响,忽略了局部空间非平稳性。GWR 模型探讨不同空间单元变量间相互关系时,将地理空间概念引入模型中,解决了 OLR 模型所无法解决的空间自相关问题,模型的参数估计和统计检验更加显著,模型更加符合实际情况。但地理加权回归存在离差测定、飞地效应和数据缺乏等问题,同时,空间权重矩阵的确定以及窗宽参数的选择对回归结果影响较大,在以后的研究中仍需要进一步探讨上述问题。

浙江省县域经济发展的影响因素空间分异特征明显。人均固定资产投资、人均规模工业总产值和人均出口总额对经济发展的影响均呈正相关关系。人均农业机械总动力和专利申请授权量与经济发展的关系呈现既有正相关又有负相关:即两者既对经济发展有正面影响又有负面影响。因此,一方面扩大固定资产投资、加快工业化进程和出口贸易对浙江省县域经济发展有重要作用。宁海市、象山县、临海市、三门县等应将固定资产投资作为拉动经济增长的重要手段,将固定资产投资结构调整作为产业结构调整的重要内容,由资源消耗型向高端制造业、服务业转移,增强全市经济发展的后劲,提升经济发展的质量。金华市的发展使得浙中地区经济发展开始隆起,金华市辖区及下辖县市应加快工业化进程,在原有工业产业基础上,立足本地优势,加快推进工业化进程,从“量”和“质”两个方面促进经济发展。另一方面,各县市应根据自身实际情况合理调整和引导农业现代化发展和技术创新活动,促使其对经济发展起到推动作用。总之,各县(市)应结合自身实际条件,对经济发展起正面影响的因素应继续保持和巩固,对经济发展起反面影响的因素应找出原因,积极引导,以推动区域经济和谐、健康发展。

参考文献:

- [1] Wand M P J C. Kernel smoothing[M]. New York: Chapman and Hall Presses, 1995:12-14.
- [2] Simonoff J S. Smoothing methods in statistics[M]. New York: Springer Verlag Presses, 1996:20-25.
- [3] Brunsdon C F M. Geographically weighted regression-modelling spatial non-stationarity[J]. The Statistician, 47 (3):431-443.
- [4] Brunsdon C, Fotheringham A S, Charlton M. Geographically weighted regression: A method for exploring spatial non-stationarity[J]. Geographical Analysis, 1996(28):281-298.
- [5] Casetti E. Generating models by the expansion method: applications to geographical research[J]. Geographical Analysis, 1972, 4(1):81-91.
- [6] Casetti E. Drift analysis of regression analysis: an application to the investigation of fertility development relations[J]. Modeling and Simulation, 1982, 13(3):961-966.
- [7] 陈炳为, 许碧云, 倪宗瓚, 等. 地理权重回归模型在甲状腺肿大中应用[J]. 数理统计与管理, 2005(3):113-117.
- [8] 张耀军, 任正委. 基于地理加权回归的山区人口分布影响因素实证研究 [J]. 人口研究, 2012(4):53-63.
- [9] 苏方林. 省域 R&D 知识溢出的 GWR 实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(2):145-153.
- [10] 苏方林. 基于地理加权回归模型的县域经济发展的空间因素分析[J]. 学术论坛, 2005(5):81-84.
- [11] 罗罡辉, 吴次芳, 郑娟尔. 宗地面积对住宅地价的影响 [J]. 中国土地科学, 2007(5):66-69.
- [12] 杨扬, 杨建宇, 李绍明, 等. 玉米倒伏胁迫影响因子的空间回归分析[J]. 农业工程学报, 2011(6):44-249.
- [13] 曾晖, 杨平. 南京市住宅价格的空间回归分析[J]. 西南大学学报: 自然科学版, 2012(5):141-145.
- [14] 张宁. 陕西省区域经济差异的空间统计分析[D]. 西安: 陕西师范大学, 2011.
- [15] 吴玉鸣. 中国经济增长与收入分配差异的空间统计分析[D]. 上海: 华东师范大学, 2004.
- [16] 王劲峰, 廖一兰, 刘鑫. 空间数据分析教程[M]. 北京: 科学出版社, 2010:121-123.
- [17] 王劲峰. 空间分析[M]. 北京: 科学出版社, 2006:98-106.

Spatial Differentiation of Factors Affecting Counties Economy Development in Zhejiang

MI Ke-na, ZHUANG Ru-long, MA Ren-feng, YE Chi-yue *

(Faculty of Architectural Engineering, Civil Engineering and Environment, Ningbo University, Ningbo 315211, China)

Abstract: There have been obvious differences in the economic development level among counties in Zhejiang Province, and the spatial difference is the essential cause of unbalanced development of the regions. In this paper, we apply GWR to analyze factors affecting the economic development in some counties of Zhejiang, and compare with OLR and conduct spatial regression analysis. The study suggests that the factors affecting the county's economic development are directly related to spatial distribution. The investment per capita in fixed assets, the scale industrial output value per capita and total exports per capita impact on economic development show a positive correlation. The agricultural machinery power per capita and the number of authorized patent applications reveal a positive correlation, and both have a positive impact on economic development but are also found to have a negative one. Thus, the counties (cities) should give more attention to the factors which may impact the economic development more significantly.

Key words: county economy; spatial autocorrelation; geographically weighted regression; Zhejiang

(责任编辑 章践立)