

鄱阳湖生态经济区粮食单产时空格局演变及驱动因素探究^{*1}

张利国¹ 鲍丙飞² 董亮³

(1. 江西财经大学经济学院, 中国江西南昌 330013;

2. 江西财经大学生态经济研究院, 中国江西南昌 330013;

3. 莱顿大学环境科学研究所, 荷兰莱顿 2333CC)

【摘要】: 运用鄱阳湖生态经济区 2001—2014 年粮食生产面板数据, 采用变异系数法、探索性数据分析 (ESDA) 方法以及地理加权回归 (GWR) 模型, 分析鄱阳湖生态经济区粮食单产时空格局演变情况及驱动因素的空间异质性。结果表明: 鄱阳湖生态经济区粮食单产年际间有所波动, 但整体呈快速上升态势, 粮食单产变异系数呈先波动下降后持续上升特征。鄱阳湖生态经济区粮食单产具有较强的全局空间相关性; 粮食单产处于高一高地区和低—低地区的县 (市) 较多, 处于高一低地区和低—高地区的县 (市) 较少; 2001、2014 年种粮人口规模、有效灌溉面积占比、农业机械总动力、农村用电量、农用化肥折纯量对鄱阳湖生态经济区粮食单产驱动作用存在较大空间异质性。

【关键词】: 粮食单产; 时空格局演变; 驱动因素; 空间异质性; 鄱阳湖生态经济区

【中图分类号】: F326.11 **【文献标志码】**: A **【文章编号】**: 1000 - 8462 (2018) 02 - 0154 - 08

DOI: 10.15957/j.cnki.jjdl.2018.02.020

粮食是关乎国计民生的大事, 在国民经济和社会发展中占有重要地位。保障国家粮食安全首先是保障粮食供给的总量安全。粮食单产和播种面积是影响粮食总量的两个基本要素, 在当前城市化、工业化和道路基础设施建设快速推进导致耕地面积逐年减少形势下, 大幅度提高粮食播种面积难度很大, 通过提高粮食单产增加粮食产量已成为共识。纵观学者们针对粮食单产的研究, 基本涵盖了全国、流域、省域、县域等不同空间尺度^[1-2]; 研究方法主要有多元线性回归模型^[3-4]、主成分分析^[5]、Cobb-Douglas 生产函数^[6]、空间滞后模型^[7]、灰色关联分析^[8-9]等, 但现有研究多采用时间序列或面板数据进行全局回归模型, 往往忽略了空间非平稳性的存在。

¹ 收稿时间: 2017 - 09 - 27; 修回时间: 2017 - 11 - 19

基金项目: 国家自然科学基金项目 (71663025); 国家社会科学基金重大招标项目 (2015YZD16、15ZDA020); 江西省经济社会发展重大招标项目 (16ZD06); 江西省经济社会发展重点智库项目 (17ZK22); 江西省教育厅科技项目 (GJJ160442); 江西省高校人文社会科学重点研究基地项目 (JD17030); 江西财经大学校级课题 (xskt17357)

作者简介: 张利国 (1977—), 男, 湖南南县人, 博士, 教授, 博士生导师。主要研究方向为粮食经济。E-mail: njlgzhang@163.com。

随着地理信息系统技术的发展,采用空间计量模型探讨粮食生产的研究逐渐增多,其中地理加权模型是对普通线性回归模型的扩展,其将数据的空间位置嵌入到回归方程中,是一种揭示观测数据空间非平稳性和空间依赖性的有效方法。江西省是全国13个粮食生产主产区之一,也是建国以来从未间断过调出商品粮的两个省之一(另一个省是吉林),鄱阳湖生态经济区是江西省传统农区,粮食生产在全省粮食生产中占有重要地位。2014年鄱阳湖生态经济区粮食播种面积占江西省粮食总播种面积的47.12%,粮食产量占52.62%。但是由于自然资源禀赋、生产要素投入、社会经济发展水平存在差异,鄱阳湖生态经济区粮食单产的空间格局演变也存在显著不同。基于此,本文结合探索性空间数据分析(ESDA)和地理加权回归模型(GWR),探究鄱阳湖生态经济区粮食单产时空格局演变及其驱动因素的空间异质性,旨在为提高鄱阳湖生态经济区粮食生产能力以及制定差别化的粮食生产政策提供科学依据。

1 研究方法和数据来源

1.1 研究区域概况

鄱阳湖生态经济区位于长江中下游南岸,地理坐标114°29'E~117°42'E,27°30'N~30°06'N,包括南昌县等38县(市、区)^②,面积5.12万km²,该区域全年气候温暖,光照充足,雨量充沛,水资源丰富,粮食生产条件优越,主要粮食作物是水稻,一直以来都是江西省的粮仓和商品粮基地。近年来,随着鄱阳湖生态经济区建设的深入推进,该区域粮食单产稳步提升,但不同县(市、区)之间由于自然条件、资源禀赋等不同,粮食单产也存在较大差异。

1.2 研究方法

1.2.1 变异系数法

变异系数是衡量区域某一要素相对差异的常用指标,其值越大,说明地区间差距越大,反之,则地区间差距越小。本文运用变异系数测度鄱阳湖生态经济区粮食单产相对差异在时间序列上的演变特征,计算公式如下^[10]:

$$S_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_{it} - \bar{Y}_t)^2}{n}}, V_t = S_t / \bar{Y}_t$$

式中: S_t 为标准差; \bar{Y}_t 为t年份鄱阳湖生态经济区粮食单产;n为县(市、区)个数; Y_{it} 为第t年鄱阳湖生态经济区第i县(市、区)粮食单产; V_t 为变异系数。

1.2.2 ESDA方法

ESDA(Exploratory Spatial Data Analysis),即探索性空间数据分析方法,以空间关联性测度为核心,通过空间分布发现集聚与奇异观测值,揭示空间变量的区域结构形态,是检验某一要素属性值是否与其相邻空间点上的属性值相关联的重要指标,正相关表明某单元属性值变化与其相邻空间单元具有相同变化趋势,代表空间现象有集聚性,负相关则相反。包括全局空间自相关和局部空间自相关两大类^[11]。

² ① 38个县(市、区)包括南昌县、新建县、进贤县、安义县、东湖区、西湖区、青云谱区、湾里区、青山湖区、九江县、彭泽县、德安县、星子县、永修县、湖口县、都昌县、武宁县、浔阳区、庐山区、瑞昌市、共青城市、浮梁县、珠山区、昌江区、乐平市、余江县、月湖区、贵溪市、渝水区、东乡县、临川区、丰城市、樟树市、高安市、鄱阳县、余干县、万年县、新干县。

①全局空间自相关。全局空间自相关是对某种地理现象或某一属性在整个区域的空间特征描述，概括地理现象或属性值在空间范围内空间依赖的程度，判断是否存在聚集特性，最常用的关联指标是 Moran's I 指数，计算公式如下^[12]：

$$I(d) = n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X}) / \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$$

式中：n 为研究对象数目； X_i 为观测值； \bar{X} 为 X_i 的平均值； W_{ij} 为研究对象 i 与 j 之间的空间连接矩阵，表示空间单元间潜在的相互作用关系。Moran's I 值介于 [-1, 1] 之间，其值大于零表示空间正自相关，空间实体呈聚合分布，其值小于零表示空间负相关，空间实体呈离散分布，其值等于零表示空间实体呈随机分布。

②局部空间自相关。全局空间自相关从总体上揭示事物空间依赖程度，但不能反映局部空间异质性。局部空间自相关可以用来描述属性在一个空间单元与其相邻地区之间的相似程度，能够表示每个局部单元服从全局总趋势的程度及空间异质性，说明空间依赖程度如何随位置变化，其常用反映指标是 Local Moran's I 指数，并结合 LISA (Local Indicators of Spatial Association) 聚集图研究局部空间分布规律，其实质是将全局 Moran's I 指数分解到各个区域单元，计算公式如下^[13]：

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j \quad (i \neq j)$$

式中： Z_i 和 Z_j 分别为空间单元 i 和 j 观测值的标准化值； W_{ij} 为空间权重。在给定显著性水平下，其值大于零表示存在正的局部空间自相关，相似值呈现集聚，其值小于零表示存在负的局部空间自相关，相似值呈现分散，其值等于零表示局部空间不相关。LISA 聚集图用来识别局部空间集聚的冷热点，揭示空间奇异值^[14]。

1.2.3 地理加权回归模型

传统的普通线性回归模型由于没有考虑空间因素，导致回归结果存在较大偏差。因此本文采用地理加权回归 (Geographically Weighted Regression, GWR) 模型分析鄱阳湖生态经济区粮食单产变化的驱动因素，该模型将地理位置数据引入到回归系数中，其变量参数随着空间地理位置的变化而变化，是对普通线性最小二乘法的空间扩展和修正，地理加权回归模型构建如下^[15]：

$$Y_i = \alpha_0(\mu_i, \nu_i) + \sum_{k=1}^5 \alpha_k(\mu_i, \nu_i) X_{ik} + \varepsilon_i$$

式中： Y_i 为 i 县 (市) 粮食单产水平； (μ_i, ν_i) 为 i 县 (市) 坐标； $\alpha_k(\mu_i, \nu_i)$ 是 i 县 (市) 第 k 个自变量回归系数； X_{ik} 为自变量 i 县取值； ε_i 为误差项。在空间权重矩阵的选择上，选取高斯函数法^[16]，同时为了应对高斯函数法对 GWR 模型不敏感，但对特定权函数带宽却很敏感的特点，选取 AIC 准则作为确定带宽的方法^[17-18]。

1.3 数据来源

考虑到鄱阳湖生态经济区 38 个县 (市、区) 中渝水区、临川区、东湖区、西湖区、青云谱区、青山湖区、湾里区、昌江区、

珠山区、庐山区、浔阳区、月湖区和共青城市等 13 个地区要么已经完全城市化，不生产粮食，要么粮食生产在整个国民经济中所占比例很低，对分析结果影响不大，故未将其列入研究范围。统计数据显示，2001—2014 年期间，除以上 13 个地区以外的 25 个县（市）粮食产量占整个鄱阳湖生态经济区粮食产量的比例最小值为 86.20%，最大值为 96.55%，具有较强的代表性。因此，本文以鄱阳湖生态经济区 25 个县（市）为研究对象，时间序列为 2001—2014 年，所用数据来源于《江西统计年鉴》（2002—2015），采用的空间数据来源于国家基础地理信息数据中心提供的 1：150 万矢量数据。

2 鄱阳湖生态经济区粮食单产时空格局演变

2.1 粮食单产时序演变

图 1 显示，2001—2014 年，鄱阳湖生态经济区粮食单产年际间有所波动，但总体呈快速上升趋势。由 2001 年的 4 851.95 kg/hm² 上升到 2014 年的 6 331.14 kg/hm²，累计增产 1 479.19 kg/hm²，增产幅度达 30.86%。

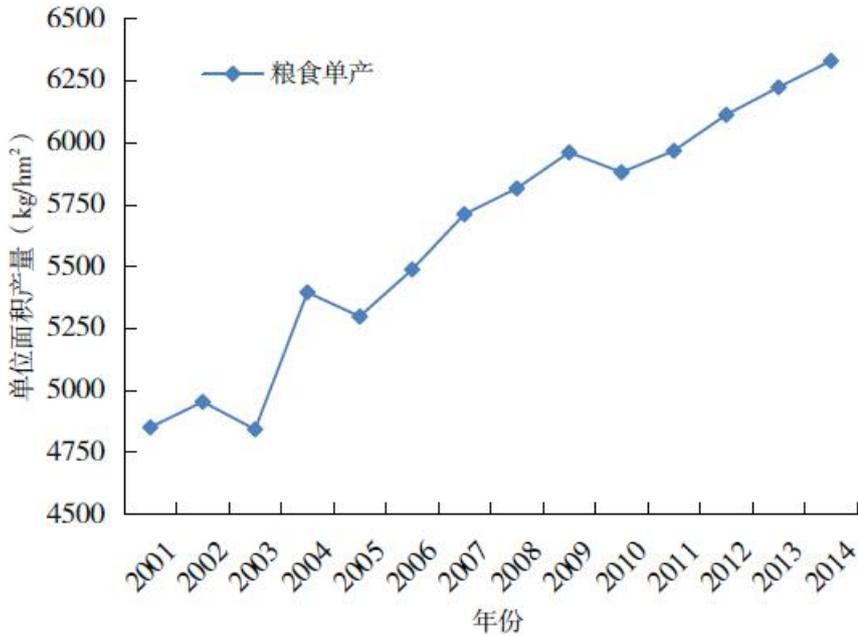


图 1 鄱阳湖生态经济区粮食单产时序演变(2001—2014年)
Fig.1 Sequential evolution of grain yield in Poyang Lake eco economic zone from 2001 to 2014

为进一步分析鄱阳湖生态经济区粮食单产的相对差异，本文测算了其变异系数。图 2 显示，整体来看，2001—2014 年鄱阳湖生态经济区粮食单产变异系数呈先波动下降再持续上升特征。大致经历了两个阶段：第一阶段为 2001—2011 年，变异系数波动下降，由 2001 年的 0.125 下降到 2011 年的 0.074，下降 40.80%，说明这一阶段鄱阳湖生态经济区粮食单产总体差异在区域上呈缩小趋势。第二阶段为 2012—2014 年，变异系数持续上升，由 2011 年的 0.074 上升到 2014 年的 0.153，上升 106.76%，说明这一阶段鄱阳湖生态经济区粮食单产相对差异在区域上呈持续、快速扩大趋势。

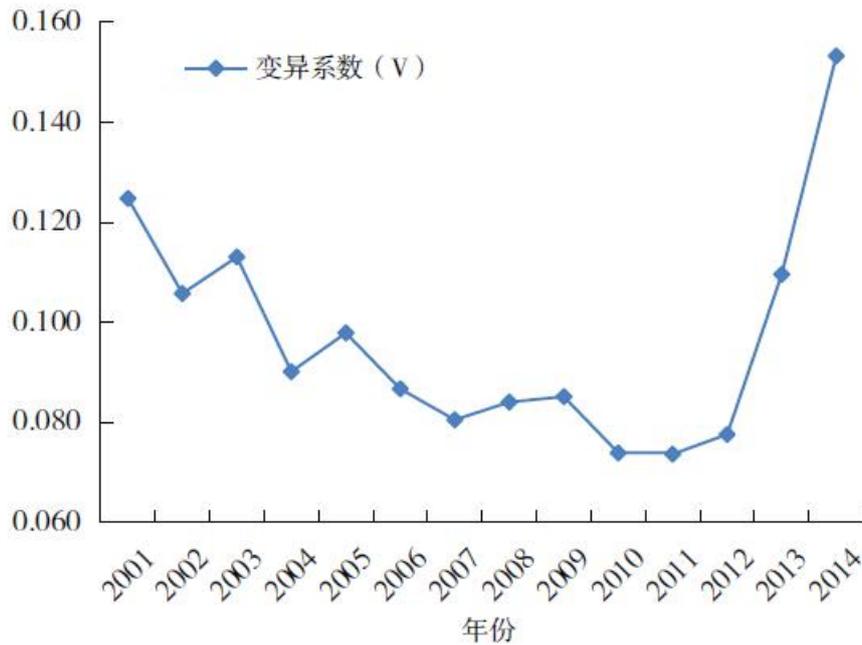


图2 鄱阳湖生态经济区粮食单产相对差异时序演变
(2001—2014年)

Fig.2 Sequential evolution of relative difference of grain yield in Poyang Lake eco economic zone from 2001 to 2014

2.2 鄱阳湖生态经济区粮食单产空间自

2.2.1 粮食单产全局空间自相关分析

根据鄱阳湖生态经济区 25 个县（市）粮食生产数据，利用 GeoDa1.6 软件分别对鄱阳湖生态经济区县域粮食单产数据进行全局空间自相关分析，结果发现全局空间自相关系数全部为正，且 Moran' s I 散点图中粮食单产数据主要集中在坐标轴中心附近，说明这一期间鄱阳湖生态经济区粮食单产全局空间自相关均为正向关系，且相对比较稳定。本文充分借鉴已有研究成果，采用等距法进行具体分析，以 2001 年为基期，每 5 年一个间隔抽取相关年份，并将末期年份 2014 年也纳入分析。最终得出了 2001、2011 及 2014 年等 4 个年份粮食单产 Moran' s I 散点图（图略）。经过计算，2001、2006、2011 和 2014 年的 Moran' s I 指数分别为 0.1305、0.2223、0.3327、0.2661，表明鄱阳湖生态经济区县域粮食单产具有空间正相关性，即粮食单产较高的县（市）趋于相邻，粮食单产较低的县（市）趋于的县（市）相邻，粮食单产属于高一高集聚和低一低集聚类型。

2.2.2 粮食单产局部空间自相关分析

全局空间自相关揭示了整个鄱阳湖生态经济区粮食单产的集聚程度，本文根据 Moran' s I 指数绘制 LISA 图，进一步探讨鄱阳湖生态经济区内各县（市）与各自相邻周边县（市）粮食单产的集聚性。根据 2001—2014 年鄱阳湖生态经济区粮食单产局部空间自相关性，定义某地区与其相邻地区粮食单产相关程度分为四种类型，即某地区和相邻地区空间差异较小，且粮食单产水平均较高的区域，则为高一高地区（H-H）；某地区和相邻地区空间差异较小，且粮食单产水平均较低的区域，则为低一低地区（L-L）；某地区和相邻地区空间差异较大，且区域自身粮食单产水平较高，而相邻地区粮食单产水平均较低，则为高一低地区（H-L）；某地区和相邻地区空间差异较大，且区域自身粮食单产水平较低，而相邻地区粮食单产水平均较高，则为低一高地

区 (L-H)。

本文同样采用等距法进行具体分析，以 2001 年为基期，每 5 年一个间隔抽取相关年份，并将末期年份 2014 年也纳入分析。最终选取 2001、2006、2011 和 2014 年的粮食单产，运用 ArcGIS10.1 空间计量软件作鄱阳湖生态经济区 25 个县（市）粮食生产局部空间自相关 LISA 集聚图（图 3）。

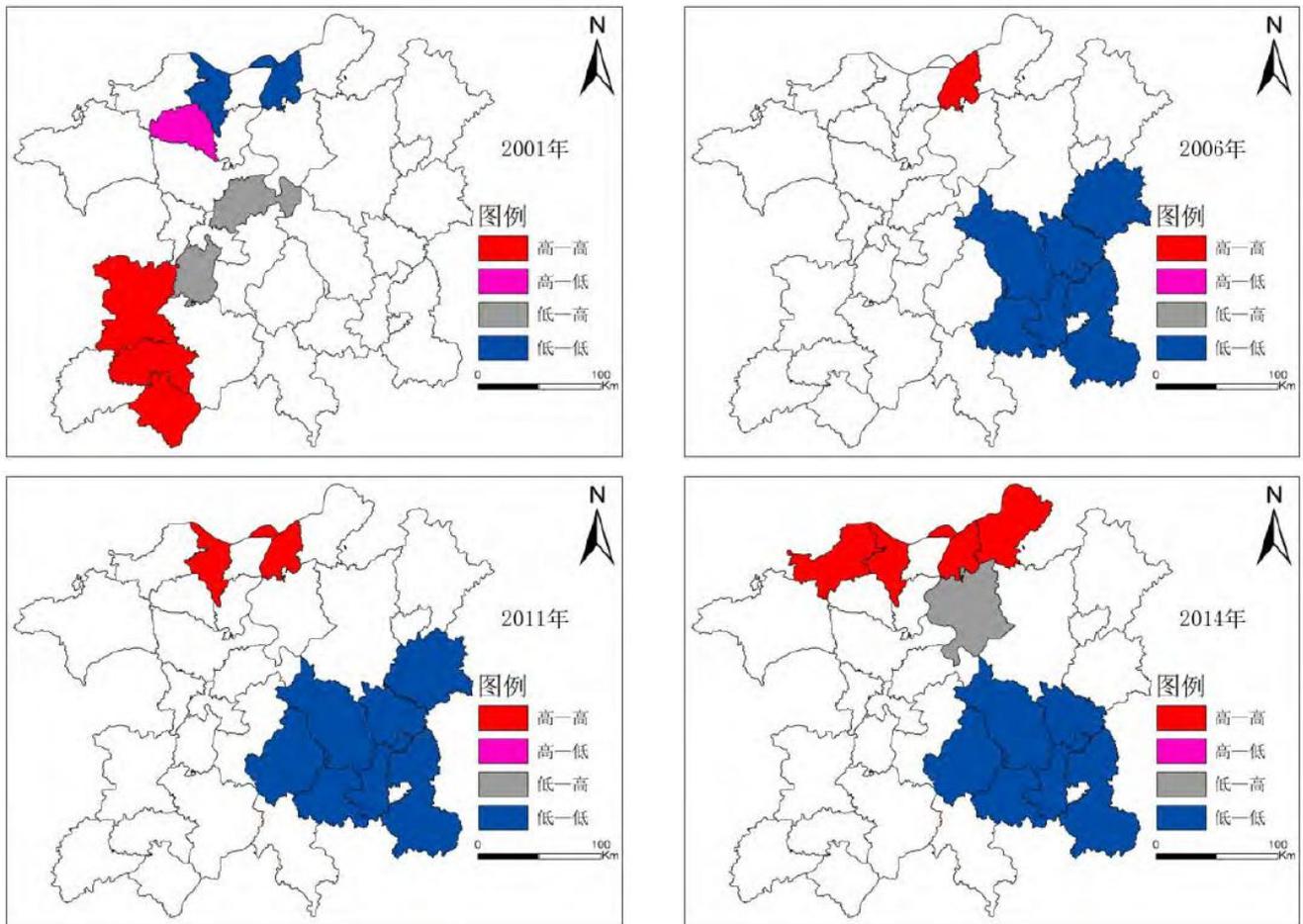


图3 鄱阳湖生态经济区粮食单产LISA集聚图(2001—2014年)

Fig.3 LISA aggregation map of grain yield in Poyang Lake eco economic zone from 2001 to 2014

总的来说，鄱阳湖生态经济粮食单产处于高一高地区和低—低地区的县（市）较多，处于高一低地区和低—高地区的县（市）较少，具体见表 1。

表 1 鄱阳湖生态经济区粮食单产的 LISA 聚集结果（2001—2014 年）

聚类名称	H-H	H-L	L-H	L-L
2001 年	高安市	新干县	德安县	新建县 九江县

	樟树市			湖口县			
2006 年	湖口县			乐平市	万年县	余江县	
				余干县	东乡县	贵溪市	
2011 年	九江县			乐平市	进贤县	东乡县	贵溪市
	湖口县			余干县	万年县	余江县	
2014 年	湖口县	彭泽县	都昌县	余干县	贵溪市	进贤县	
	九江县	瑞昌市		万年县	余江县	东乡县	

3 鄱阳湖生态经济区粮食单产驱动因素空间异质性分析

3.1 粮食单产驱动因素地理加权回归分析

3.1.1 变量选取

驱动粮食单产变化的因素多种多样, 为了进一步探讨粮食单产驱动因素的动态变化情况, 根据前人理论研究并结合鄱阳湖生态经济区自身特点和数据可获取性, 选取起始年 2001 年和结束年 2014 年作为典型年份, 用粮食单产作为被解释变量, 选取种粮人口规模、有效灌溉面积占比、农用化肥折纯量、农业机械总动力、农村用电量等作为驱动因子, 对比分析各因子对粮食单产影响空间异质性的动态变化。以上解释变量皆为农业口径统计数据, 本文采用权重系数将粮食生产影响因素从广义农业中剥离出来^[19], 其中, 权重系数 A_1 =粮食作物播种总面积/农作物播种总面积, A_2 =(农业产值/农林牧副渔总产值) $\times A_1$ 。最终被解释变量仍然用粮食单产表示, 种粮人口规模用第一产业从业人员数据值乘以 A_2 表示, 有效灌溉面积占比、农用化肥折纯量、农业机械总动力、农村用电量等用农业口径统计的数据值分别乘以 A_1 表示。

①种粮人口规模 (X_1): 种粮人口规模一定程度上反映一个地区粮食种植的整体水平。研究表明种粮人口总量相对过剩, 会引发对粮食生产的积极性下降, 并进一步导致粮食单产下降。而种粮劳动力缺乏的地区, 随着种粮人口规模的扩大, 反而会促使粮食生产机械化、规模化水平提高, 进而提高了粮食单产。因此, 种粮人口规模对鄱阳湖生态经济区粮食单产的影响有待验证。

②有效灌溉面积占比 (X_2): 有效灌溉面积一定程度上反映了农业生产条件, 有效灌溉面积占比越高, 说明农业生产条件越好, 越有助于提高粮食单产。因此, 在一定粮食播种面积条件下, 有效灌溉面积占比越高, 粮食单产将越高。

③农用化肥折纯量 (X_3): 化肥是一种重要的农业生产资料, 合理施用范围内, 增加化肥使用量将有助于粮食作物生长和粮食单产的提高, 而超出合理施用范围, 再继续增加化肥使用量, 可能出现粮食作物光长苗不结果的情况, 反而会降低粮食单产。因此, 农用化肥折纯量对鄱阳湖生态经济区粮食单产的影响有待验证。

④农业机械总动力 (X_4)：农业机械总动力反映一个地区的农业机械化水平，而农业机械化水平的高低在一定程度上会影响农业生产效率的高低。因此，农业机械化总动力越大的地区，说明农业机械化水平越高，越有助于粮食生产效率的提升，从而提高粮食单产。

⑤农村用电量 (X_5)：农村用电量一定程度上反映了农业生产的基础条件。农村用电量越大，说明农业生产基础条件越好，有助于粮食单产的提高。

3.1.2 计量结果与分析

表 2 是鄱阳湖生态经济区粮食单产驱动因素计量分析回归结果，整体来看，模型拟合效果可以接受。具体分析如下：

表 2 鄱阳湖生态经济区粮食单产空间格局演变影响因素模型估计结果

解释变量	变量名称	GWR	
		2001 年	2014 年
c	常数项	(4. 71383-4. 73199)	(3. 24294-3. 40496)
X_1	种粮人口规模	(-0. 11137?- 1.11102)	(0. 03149-0. 03726)
X_2	有效灌溉面积占比	(0. 75448-0. 75739)	(8. 92030~9. 76685)
X_3	农用化肥折纯量	(0. 57062-0. 57227)	(-0. 25434?- 2.3455)
X_4	农业机械总动力	(0. 00924-0. 00952)	(0. 00162~0. 00403)
X_5	农村用电量	(0. 00530-0. 00555)	(0. 01141-0. 01329)
调整 R^2		0. 4155	0. 5839
AICc		573. 70	585. 83
局部 R^2		0. 5368 - 0. 5378	0. 6295- 0. 6890

①种粮人口规模。种粮人口规模与粮食单产 2001 年呈负相关关系，2014 年种呈正相关关系。可能的原因是 2001 年的时候，鄱阳湖生态经济区种粮人口数量相对过剩^[20]，粮食单产反而较低。2014 年的时候，鄱阳湖生态经济区农村种粮人口数量相对比较合适，粮食单产较高。说明 2001—2014 年期间，鄱阳湖生态经济区种粮人口规模经历了从相对过剩到相对合理的过程。

②有效灌溉面积占比。有效灌溉面积占比与粮食单产 2001、2014 年均呈正相关关系，说明提高有效灌溉面积占比有助于粮

食单产提高。

③农用化肥折纯量。农用化肥折纯量与粮食单产 2001 年呈正相关关系，2014 年呈负相关关系。可能的原因是 2001 年的时候，鄱阳湖生态经济区农用化肥折纯量施用较合理，从而出现农用化肥施用越多，粮食单产越高。2014 年的时候，鄱阳湖生态经济区农用化肥折纯量施用过量，从而出现农用化肥施用越多，粮食单产反而越低。说明 2001—2014 年期间，鄱阳湖生态经济区农用化肥施用量经历了从合理施用到过量施用的过程。

④农业机械总动力。农业机械总动力与粮食单产 2001、2014 年均呈正相关关系，说明农业机械化水平的提高可以使鄱阳湖生态经济区粮食生产作业水平和作业效率提高，进而提高粮食单产。

⑤农村用电量。农村用电量与粮食单产 2001、2014 年均呈正相关关系，说明农村电路基础设施建设有助于农业机械化、灌溉用电等使用，从而促进粮食单产的提高。

3.2 粮食单产驱动因素空间异质性分析

图 4 是 2001 年鄱阳湖生态经济区各县（市）粮食单产空间格局驱动因素的回归系数与局部 R² 空间分布图。其中，GWR 估计模型的局部 R² 为 53.68%~53.78%，最低值分布在东北部，且从鄱阳湖生态经济区东北部到西南部逐渐提升。从驱动因素回归系数空间分布来看，种粮人口规模、农业机械总动力对粮食单产的影响从东北部向西南部逐渐减弱；而农用化肥折纯量、农村用电量对粮食单产的影响则相反；有效灌溉面积占比对粮食单产的影响则从西北部到东南部逐渐增强。

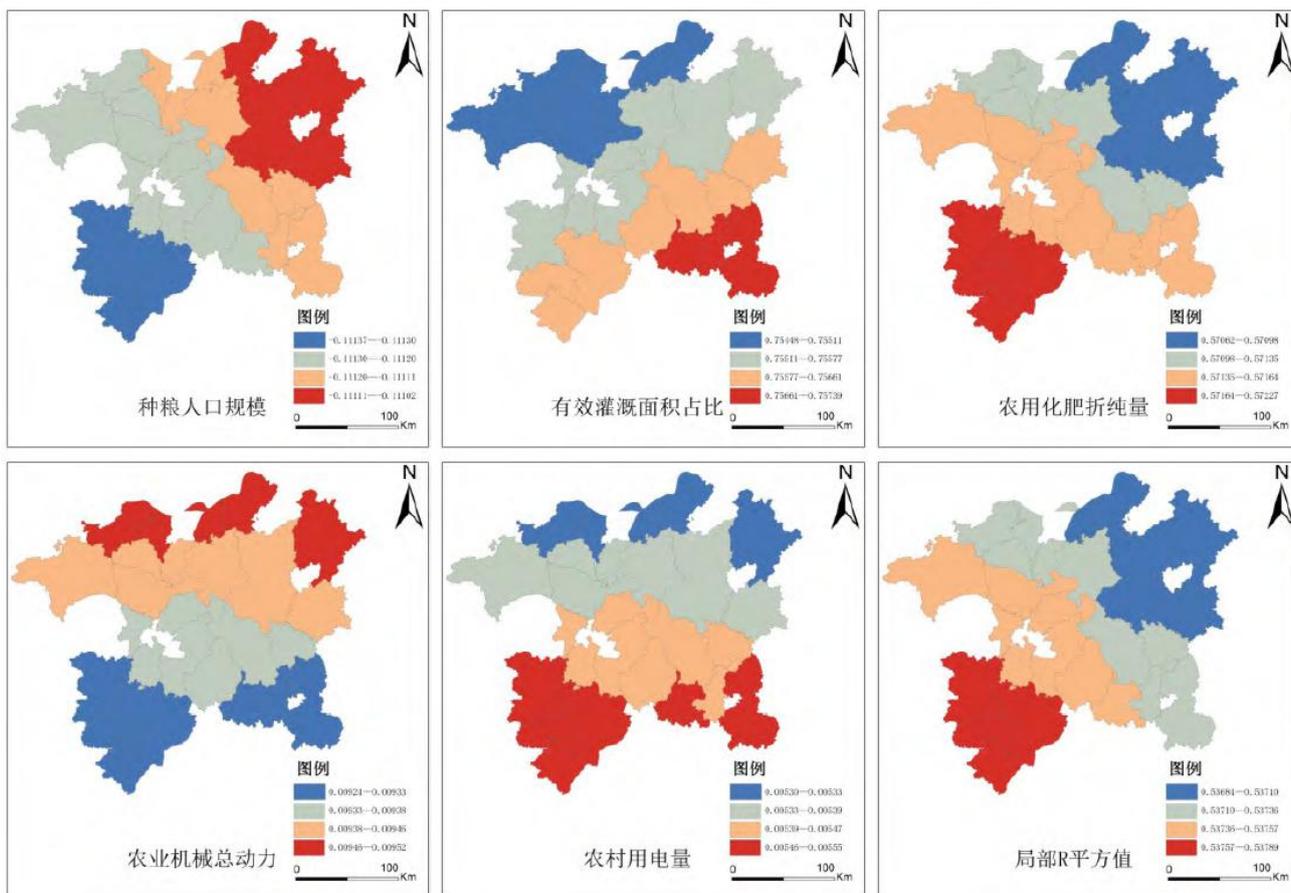


图4 2001年GWR模型变量系数与局部R²空间分布图
 Fig.4 GWR model variable coefficient and local R² spatial distribution chart in 2001

图5是2014年鄱阳湖生态经济区各县(市)粮食单产空间格局驱动因素回归系数与局部R²空间分布图。其中, GWR估计模型的局部R²为62.95%~68.90%,且从鄱阳湖生态经济区东北部到西南部逐渐提升。从驱动因素回归系数空间分布来看,种粮人口规模、有效灌溉面积占比、农业机械总动力对粮食单产的影响从西部到东部逐渐减弱;农用化肥折纯量对粮食单产的影响从北部向南部逐渐减弱;农村用电量对粮食单产的影响则从西北部到东南部逐渐增强。

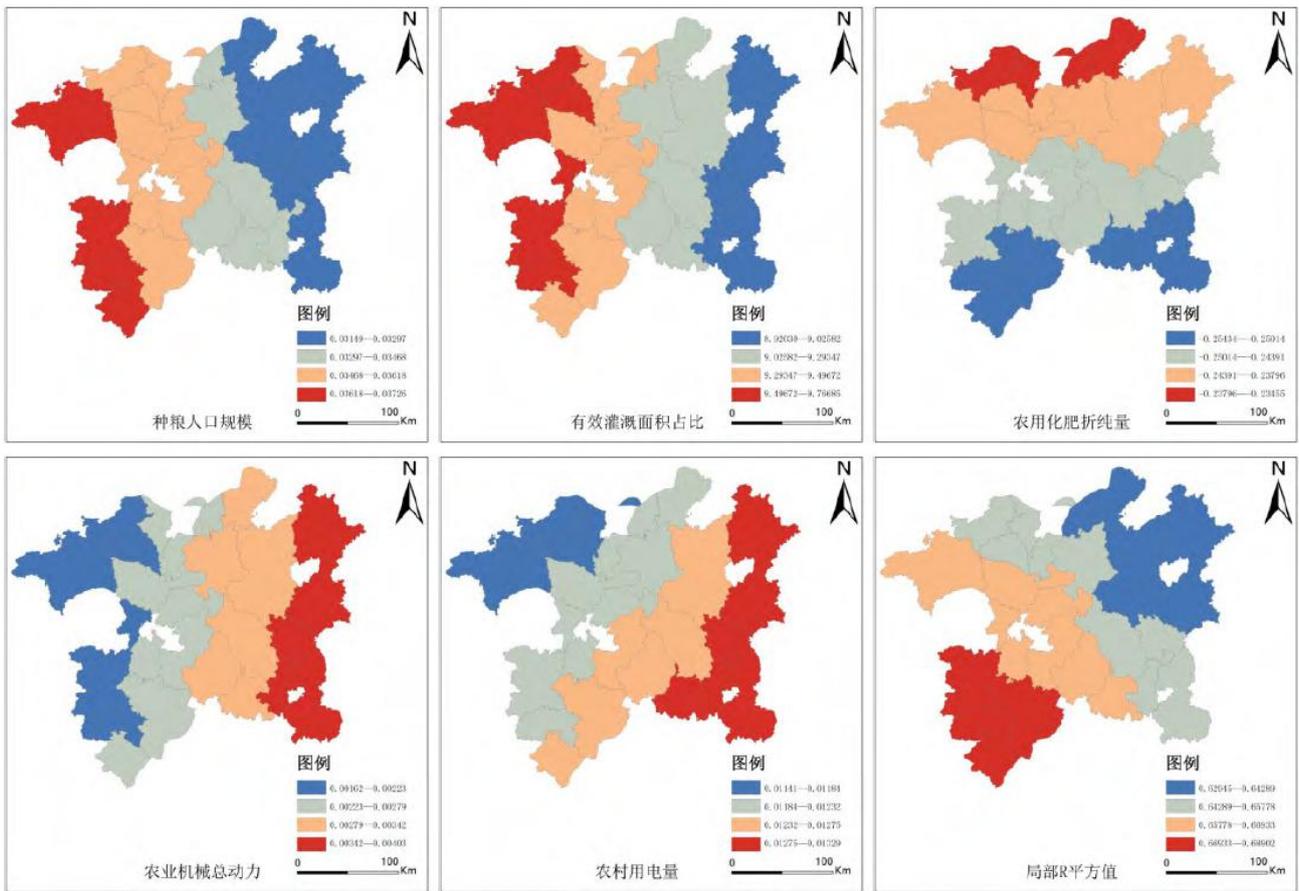


图5 2014年GWR模型变量系数与局部R²空间分布图
Fig.5 GWR model variable coefficient and local R² spatial distribution chart in 2014

4 结论与建议

本文对2001—2014年鄱阳湖生态经济区粮食单产的时空格局演变及驱动因素的空间异质性进行分析,得出如下结论:①2001—2014年,鄱阳湖生态经济区粮食单产年际间有所波动,但总体呈快速上升趋势,粮食单产变异系数呈先波动下降再持续上升特征。②鄱阳湖生态经济区粮食单产具有较强的空间正相关性,粮食单产处于高一高地区和低—低地区的县(市)较多,处于高一低地区和低—高地区的县(市)较少。③2001、2014年鄱阳湖生态经济区粮食单产均存在较强的空间异质性。其中,2001年种粮人口规模、农业机械总动力对粮食单产的影响从东北部向西南部逐渐减弱,而农用化肥折纯量、农村用电量对粮食单产的影响则相反,有效灌溉面积占比对粮食单产的影响则从西北部到东南部逐渐增强;2014年种粮人口规模、有效灌溉面积占比、农业机械总动力对粮食单产的影响从西部到东部逐渐减弱,农用化肥折纯量对粮食单产的影响从北部到南部逐渐减弱,农村用电量对粮食单产的影响则从西北部到东南部逐渐增强。

根据以上研究结论,2001和2014年种粮人口规模、农用化肥折纯量、有效灌溉面积占比、农业机械总动力和农村用电量对鄱阳湖生态经济区粮食单产的驱动存在较大的空间异质性,得到如下启示:①鉴于鄱阳湖生态经济区粮食生产在江西省粮食生产中的重要地位,其粮食生产状况直接关系江西省粮食主产区的地位,因此,必须在十九大精神指引下,进一步加大对鄱阳湖生态经济区粮食生产的扶持力度,从根本上稳定江西省商品粮基地和粮食主产区地位。②2001—2014年鄱阳湖生态经济区粮食单产变异系数变化趋势,说明鄱阳湖生态经济区粮食生产地区之间的差异近年在加大。因此,新的历史时期,应该对鄱阳湖生态经济区各县(市)粮食生产采取差异化的激励政策,促进粮食单产较低县(市)的粮食生产,综合提升其粮食单产水平。③

农用化肥折纯量与粮食单产 2001 年呈正相关关系，而 2014 年呈负相关关系，说明近年来鄱阳湖生态经济区化肥出现过量使用情况，一定程度上降低了粮食单产，因此，政府应给予生产、使用有机肥的企业和个人补贴，积极推广有机肥的生产和使用，同时，逐步减少和限制化肥的使用。④有效灌溉面积占比与粮食单产成正相关关系且影响最大，因此，政府应该加大对农业水利灌溉设施投入力度，进一步扩大有效灌溉面积比例。此外，还应提高农业机械化水平，保障农业生产的电力供应，最大限度保证粮食生产条件，提高粮食单产水平。

参考文献:

- [1] 张金萍, 秦耀辰. 县域粮食单产及其生产投入因素的空间异质性——以河南省为例[J]. 自然资源学报, 2011, 26(3): 373 - 381.
- [2] 杨丽霞, 杨桂山, 姚士谋, 等. 基于 ESDA-GWR 的粮食单产及其驱动因子的空间异质性研究 [J]. 经济地理, 2012, 32(6): 120 - 126.
- [3] Fan T, B A Stewart, Wang Y, et al. Long-term fertilization effects on grain yield water-use efficiency and soil fertility in the dry land of Loess Plateau in China [J]. Agriculture Ecosystems & Environment, 2005, 106(4): 313 - 329.
- [4] 鲁欣, 秦大庸, 刘俊, 等. 宁夏粮食产量主要影响因子分析 [J]. 灌溉排水学报, 2006, 25(6): 65 - 70.
- [5] 马祖琦, 尹怀庭. 陕西省粮食单产影响因子分析及粮食灾损评估 [J]. 经济地理, 2001, 21(6): 731 - 735.
- [6] Neumann K, Verburg P H, Stehfest E, et al. The yield gap of global grain production: a spatial analysis [J]. Agricultural Systems, 2010, 103(5): 316 - 326.
- [7] 杨春, 陆文聪. 基于空间计量经济模型的县域粮食生产区域格局研究 [J]. 农业技术经济, 2010(5): 24 - 29.
- [8] 程叶青. 东北地区粮食单产空间格局变化及其动因分析 [J]. 自然资源学报, 2009, 24(9): 1 541 - 1 549.
- [9] 许月卿, 李秀彬. 河北省粮食生产灰色关联动态分析 [J]. 地理研究, 2002, 21(3): 341 - 345.
- [10] 魏后凯. 现代区域经济学 [M]. 北京: 经济管理出版社, 2007.
- [11] Anselin L, Syabri I, Kho Y. GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis [J]. Geographical Analysis, 2006, 38(1): 5 - 22.
- [12] Sanjeev S, Helena T, Richard L, et al. An exploratory spatial data analysis approach to understanding the relationship between deprivation and mortality in Scotland [J]. Social Science & Medicine, 2007, 65: 1 942 - 1 952.
- [13] 曾庆泳, 陈忠暖. 基于 GIS 分析法的广东省经济发展区域差异 [J]. 经济地理, 2007, 27(4): 558 - 561, 574.
- [14] 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):

[15] Fotheringham A S, Brunsdon C, Charlton M. Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships [M]. UK: JohnWiley & Sons, LTD, 2002.

[16] Brunsdon 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] Bowman A W. An alternative method of cross-validation for the smoothing of density estimates[J]. Biometrika, 1984, 71: 353 - 360.

[18] Brunsdon C, Fotheringham A S, Charlton M. Some notes on parametric significance tests for geographical weighted regression [J]. Journal of Regional Science, 1999, 39(3): 497 - 524.

[19] 张利国, 鲍丙飞, 潘丹. 鄱阳湖生态经济区粮食生产技术效率时空演变及环境协调性探究 [J]. 经济地理, 2016, 36(11): 116 - 123.

[20] 甘乐平. 鄱阳湖生态经济区环湖区人口经济发展与劳动力转移[J]. 中国井冈山干部学院学报, 2011(1): 119 - 123.