

# 基于 C-D 函数和岭回归的粮食生产影响因素分析

## ——以浙江省为例

杨丽霞

(浙江财经学院 资源环境与城乡规划管理系,杭州 310018)

**摘要:**把耕地质量划分为耕地本底质量和耕地追加质量,通过剖析农业生产物质的大量投入对粮食单产所产生的影响来探讨耕地追加质量对粮食生产的影响。通过引入“耕地标准系数”反映浙江省耕地综合质量的动态变化,并构建 C-D 函数模型,运用偏估计的岭回归分析,从贡献率方面就耕地追加质量中各投入因素对粮食单产进行分析。结果表明,1991—2011 年间,耕地标准系数总体呈现下降趋势,意味着耕地质量有所降低。在耕地追加质量的诸多投入因素中,单位播种面积农业机械总动力、单位播种面积化肥施用量、有效灌溉率和单位播种面积地膜使用量对粮食单产的提高都有正向作用,其弹性系数集中在 0.25 左右,说明在其他 3 个因素不变的情况下,另一因素增加 1%,都会促使粮食单产提高 0.25% 左右。最后提出提高粮食单产的耕地质量中各投入因素的对策建议。

**关键词:**耕地质量;耕地追加质量;耕地标准系数;C-D 函数;岭回归;粮食单产;浙江省

**中图分类号:** F323.2      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1003-2363(2013)01-0147-05

### 0 引言

耕地是农业生产最基本的物质条件,其在数量和质量上的变化必将影响粮食生产,进而影响粮食有效供给及粮食安全水平<sup>[1]</sup>。近年来,耕地利用和粮食生产安全问题一直是国内外学术界研究的热点<sup>[2-5]</sup>,欧美地区很多研究注重耕地质量及其生态环境变化对粮食生产的影响<sup>[6-7]</sup>,而国内的研究比较注重耕地数量对粮食生产影响研究,并产生了 3 种观点:(1)耕地资源的数量直接并强烈影响着粮食生产安全<sup>[8-9]</sup>;(2)耕地资源的数量变化削弱了粮食生产能力<sup>[10-12]</sup>;(3)耕地资源的数量和粮食产量之间没有关系<sup>[13]</sup>。已有关于耕地质量对粮食生产影响的研究,由于受耕地质量数据资料难以获得或获取成本较高、不便量化等局限而显得不够深入。鉴于此,本研究以浙江省为例,通过引入“耕地标准系数”来反映浙江省耕地质量的动态变化,并构建 C-D 函数(Cobb-Douglas production function)模型,运用偏估计的岭回归分析,从贡献率方面就耕地质量中各因素对粮食生产的影响进行分析,据此提出提高粮食单产的耕地质量中各投入因素的对策建议。

### 1 研究区概况

浙江省土地面积 10.18 万 km<sup>2</sup>,丘陵山地占 70.4%,平原占 23.2%,水面占 6.4%,素有“七山一水两分田”

之说。该区域属典型的亚热带季风气候区,年平均气温 15.3℃~18.5℃,无霜期 225~280 d,年日辐射量 101~116 kJ/cm<sup>2</sup>,年日照百分率 40%~50%,年降水量 1 000~2 200 mm。作为中国高产综合性农业区,浙江省人均占有耕地不到全国平均水平的 1/2,中低产田比例大幅度上升,标准农田中 70% 是中低产田。这已严重影响到该区域的耕地综合生产能力,出现了粮食产量不稳定且多年减产的现象。浙江省土地资源有限,耕地资源相对匮乏,通过增加粮食播种面积来提高粮食产量是不可能的,1991 年粮食播种面积为 3 267.21 hm<sup>2</sup>,至 2011 年减少到 1 254.13 hm<sup>2</sup>,20 年减少了 2.60 倍,提高粮食单产成为解决农产品供求偏紧的有效途径。

### 2 数据来源及研究方法

#### 2.1 数据来源

选用浙江省 1991—2011 年时间序列数据进行分析,其中农作物播种面积、粮食单产、农业劳动力数量、农业机械总动力、农田有效灌溉面积、化肥施用量(折纯)、农药施用量、地膜使用量、用电量和农作物受灾面积等原始数据均来源于相应年份的《浙江统计年鉴》及《新中国农业 60 年统计资料》。

#### 2.2 研究方法

**2.2.1 耕地标准系数。**耕地标准系数是指当年各地区平均耕地生产力相对于全国平均耕地生产力的比值,此处采用粮食单产与复种指数的乘积作为反映耕地生产力的指标。本研究对 1991—2011 年间的耕地标准系数进行了测算,以平均耕地生产力的平均值作为全省平均耕地生产力。耕地标准系数按公式  $S_i = X_i / \bar{X}$  计算。式中: $S_i$  表示耕地标准系数; $X_i$  为耕地生产力; $\bar{X}$  为平均耕地生产力。

收稿日期:2011-11-02;修回日期:2012-12-16  
基金项目:教育部人文社会科学规划基金项目(11YJC630254, 10YJA630197)  
作者简介:杨丽霞(1976-),女,副教授,博士,主要从事环境经济、环境管理与可持续发展等方面的研究,(E-mail) yanglixian2001@163.com。

**2.2.2 柯布-道格拉斯生产函数(C-D 生产函数)。**C-D 生产函数以农业生产经营成果为目标,描述了农业产出与生产要素之间的关系,在很大程度上能够反映农业生产过程的客观实际,且具有可线性化、计算方便等优点<sup>[14]</sup>。由于对变量取对数不仅可以做到无量纲化,减少异方差,而且具有明确的经济含义,即投入要素变化 1 个百分点,导致粮食总产量变化的百分点数,本研究采用柯布-道格拉斯生产函数的对数形式:

$$\ln Y = C + \alpha_1 \ln X_1 + \alpha_2 \ln X_2 + \alpha_3 \ln X_3 + \alpha_4 \ln X_4 + \alpha_5 \ln X_5 + \alpha_6 \ln X_6 + \alpha_7 \ln X_7 + \alpha_8 \ln X_8 + \varepsilon$$

式中:  $Y$  表示粮食单产,反映产出;  $X_1 \sim X_8$  分别表示单位播种面积农业机械总动力、单位播种面积化肥施用量、有效灌溉率、单位播种面积劳动力投入量、农作物受灾率、单位播种面积农药施用量、单位播种面积地膜使用量以及单位播种面积用电量;  $\alpha_1 \sim \alpha_8$  为各变量的待估参数,分别表示各解释变量的生产弹性,反映不同变量对因变量的贡献程度;  $C$  为常数项;  $\varepsilon$  为随机扰动。

参照柯布-道格拉斯生产函数中各要素对经济增长的贡献率 = 要素弹性系数  $\times$  相应要素增长率 / 经济增长率,那么各影响因素对粮食单产增长的贡献率的相应计算公式为:某因素的贡献率 = (因素的生产弹性值  $\times$  因素的变化率) / |粮食单产增长率|。

### 3 结果与分析

#### 3.1 粮食生产的动态变化

**3.1.1 粮食总产量。**1991—2011 年间,浙江省粮食产量呈现波浪式降低的趋势(图 1)。在此期间,粮食产量的变化以及随后出现的“卖粮难,打白条”等问题可以归纳为 3 个阶段:(1) 1991—1995 年,在继粮食连年丰收后,有人认为我国的粮食过关了,然而 1993、1994 年由于粮食购销政策和价格政策的调整,农业生产结构调整幅度较大,致使粮食播种面积减少,粮食总量下降<sup>[15]</sup>;(2) 1996—1999 年,由于前一阶段粮食产量不稳定且出现多年减产的趋势,各级政府又加大了粮食生产的工作力度,保持了粮食生产的基本稳定;(3) 1999 年至今,随着工业化、城镇化的迅速推进,大量耕地转为非农用途,加上生态退耕、灾毁耕地等,使耕地数量急剧下降。与此同时,农业结构调整使原来种植粮食作物的耕地改为种植经济作物、果树或成为鱼塘等,造成粮食种植面积大幅度减少,粮食产量下降较快,到 2008 年粮食产量为  $775.55 \times 10^4$  t,达到历史的最低点,从 2009 年到 2011 年,粮食产量稍有回升,但幅度不大。

**3.1.2 粮食单产。**1991—2011 年间,由于农业生产物质的大量投入,使得粮食生产条件有所改善,致使浙江省粮食单位面积产量在波动中缓慢提高(图 1)。1991 年为  $5\,138\text{ kg/hm}^2$ , 2011 年为  $6\,232.21\text{ kg/hm}^2$ , 年均增长率 1.01%, 比全国同期平均增长率约低 0.5 个百分点,粮食单产水平总体比较低,有较大的增长潜力。

#### 3.2 耕地质量的动态变化

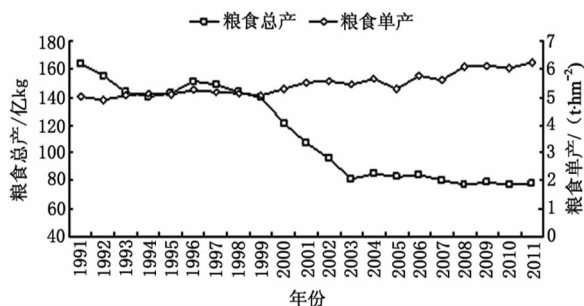


图 1 1991—2011 年粮食总产量和单位面积产量的变化  
Fig. 1 Total and per unit area grain yield from 1991 to 2011

耕地质量是指耕地的状况和条件,是耕地生产力的标准,单位耕地面积产出能力是衡量耕地质量高低的重要标准。耕地标准系数通常用来衡量单位耕地面积产出能力的高低<sup>[16]</sup>。引入耕地标准系数对浙江省耕地质量的动态变化进行分析(图 2)表明,1991—1993 年间,耕地标准系数急速下降,在这一阶段粮食生产经历了 1990 年以来的第一次大调整,粮食播种面积从  $327 \times 10^4\text{ hm}^2$  滑落至  $280 \times 10^4\text{ hm}^2$ ,致使该区域的耕地生产能力降低;1993—1996 年间,由于粮食购销政策和价格政策的调整,以及耕地各生产要素的大量投入,使得这一阶段耕地生产力得到明显提高;1996—2011 年间,由于高速的工业化、城镇化以及目前城乡差距的悬殊,吸引了大批农村劳动力进城务工,弃耕现象严重,耕地复种指数下降,加上长期的生产要素的大量投入,致使土壤养分比例失调,造成耕地基础地力下降。



图 2 1991—2011 年耕地标准系数的变化  
Fig. 2 The cultivated land standard coefficient from 1991 to 2011

#### 3.3 耕地质量变化对粮食生产的影响

由自然属性决定的耕地质量称为耕地本底质量,是相对稳定、不易改变的,而且在发生逆转之后不易短期内恢复的;而在人为投入或改造、改善管理的社会经济特性下决定的耕地质量,即为耕地追加质量,是欠稳定的、易变的,并可以较快且长时期地作用于粮食生产。无论是前者还是后者,它们对粮食生产的影响均是通过粮食单产而发生作用的<sup>[17]</sup>。通过分析耕地追加质量即农业生产物质投入对粮食单产的影响,探讨耕地质量对

粮食生产的影响。

借助 SPSS 19.0 软件对浙江省 1991—2011 年各指标的相关数据进行最小二乘法回归 (OLS), 建立粮食生产 C-D 函数 (表 1)。结果表明, 模型整体检验十分显著 ( $F$  为 18.125, 零假设条件成立的概率为 0.000 0), 并且拟合程度较好 (调整后的  $R^2$  为 0.867)。然而, 深入分析这 9 个变量的  $t$  检验值中, 存在多个变量的  $p$  都大于 0.05, 即系数不显著, 这表明自变量之间可能存在一定的多重共线性。进一步计算各自变量的方差膨胀因子 (variance inflation factor, VIF), 表中 7 个变量的方差膨胀因子 VIF 值均远远大于 10, 而且有些系数的符号与预期的相反, 这进一步表明回归方程变量间存在着严重的多重共线性, 不适用普通最小二乘法进行无偏估计。

表 1 粮食单产的 OLS 估计结果

Tab.1 The OLS estimated results of per unit area grain yield

变量	系数	标准差	$t$	$p$	VIF 值
常数 $C$	8.347	0.760	10.985	0.000	
$\ln X_1$	0.006	0.066	0.088	0.931	37.873
$\ln X_2$	-0.053	0.247	-0.215	0.833	204.391
$\ln X_3$	0.419	1.967	1.773	0.100	194.548
$\ln X_4$	-0.375	0.172	-2.181	0.048	12.294
$\ln X_5$	-0.026	0.018	-1.484	0.162	1.179
$\ln X_6$	0.109	0.169	0.645	0.530	123.207
$\ln X_7$	0.082	0.117	0.702	0.495	204.468
$\ln X_8$	-0.120	0.118	-1.013	0.329	430.201
DW 值		2.058			

为了克服变量间多重共线性的影响, 采用有偏估计的岭回归分析进行模型拟合。岭回归估计是最小二乘估计的一种改进算法, 可以解决最小二乘法求解系数向量时遇到的矩阵无法求逆的问题<sup>[18]</sup>。岭回归算法在自变量标准化矩阵的主对角线元素上人为地加入一个非负因子  $K$ , 从而使回归系数的估计稍有偏差, 而估计的稳定性却能明显提高<sup>[19]</sup>。对全部的 8 个解释变量作岭迹分析 (图 3)。其中横轴表示岭参数  $K$ , 纵轴表示岭回归系数。

通过岭迹图对 8 个变量进行筛选。岭回归分析选择解释变量的基本原则有: 剔除岭迹图上标准化岭回归系数比较稳定且绝对值很小的解释变量、岭回归系数不稳定且振动趋于 0 的解释变量以及标准化岭回归系数很不稳定的解释变量<sup>[20]</sup>。根据这些基本原则, 剔除变量  $\ln X_4, \ln X_5, \ln X_6, \ln X_8$ , 进一步分析剩余变量的岭迹图 (图 4)。可以看出, 当岭参数  $K$  从 0 到 0.2 时, 各回归系数值变化较大, 这就是多重共线性所引起的异常变化。当  $K$  达到 0.2 之后, 岭回归系数值趋于稳定, 并且  $R^2 = 0.876 0$ , 因此可选取岭参数  $K = 0.2$  时的标准化回归方程:  $\ln Y = 0.248 5 \ln X_1 + 0.262 8 \ln X_2 + 0.213 3 \ln X_3 + 0.224 9 \ln X_7$ , 即  $Y = X_1^{0.248 5} X_2^{0.262 8} X_3^{0.213 3} X_7^{0.224 9}$ 。

由岭回归方程的标准化回归系数的符号和大小可知, 单位播种面积农业机械总动力、单位播种面积化肥施用量、有效灌溉率和单位播种面积地膜使用量对粮食

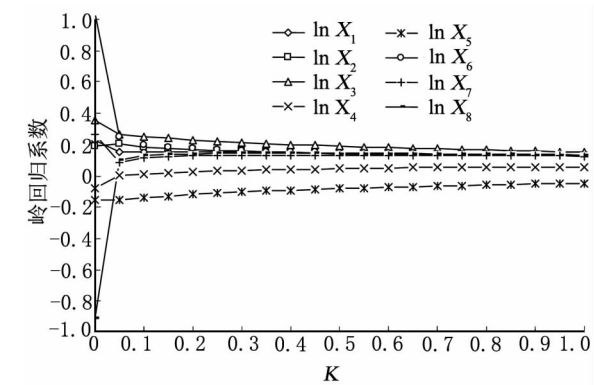


图 3 8 个解释变量的岭迹图

Fig.3 Ridge trace of 8 explanatory variables

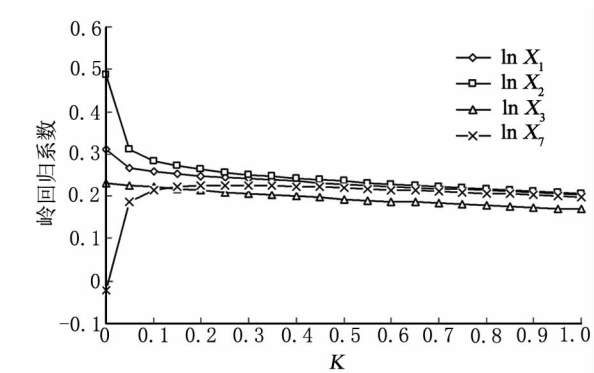


图 4 4 个解释变量的岭迹图

Fig.4 Ridge trace of 4 explanatory variables

单产的提高都有正向作用, 且 4 个解释变量对粮食单产水平提高的解释力高达 87.60%。4 个解释变量的弹性系数集中在 0.25 左右, 说明在其他因素不变的情况下, 任一变量增加 1%, 都会促使粮食单产提高 0.25% 左右。通过计算各影响因素对粮食单产增长的贡献率, 发现在不同时期, 4 个解释变量对粮食单产增产的贡献率有所差异 (表 2)。

1991—2011 年间, 单位播种面积地膜使用量和化肥施用量对粮食单产水平提高都有正向效益, 这主要是由于粮食播种面积持续下降的情况下地膜和化肥等农资的投入是解决粮食和经济作物增产的有效途径之一。2011 年, 浙江省单位播种面积地膜使用量为 46.56 kg/hm<sup>2</sup>, 单位播种面积化肥量为 733.97 kg/hm<sup>2</sup>, 分别是 1991 年的 10.92 倍和 1.58 倍。农用地膜和化肥等大量投入, 极大地改善了农作物的生长环境, 从而大大提高了粮食单产水平。1991—2001 年间, 二者的贡献率分别是 3.50% 和 1.20%, 但在 2002—2011 年间贡献率都有所下降。由此表明, 农用地膜和化肥等农资要素的投入已处于边际产出递减阶段。

农业机械化是保障粮食安全的“稳定器”。但浙江省地形地貌多样, 平原、丘陵、山地相互交错分布, 而且农业规模化、产业集聚度不高, 发展农业机械化并没有明显的比较优势。但一直以来, 省委省政府始终高度重视农业机械化发展, 坚持把发展农机化作为建设现代农

表 2 不同时期各因素对粮食单产增长的贡献率 %

Tab.2 Contribution rate of 4 factors

to per unit area grain yield during different stages

影响因素	1991—2001 年	2002—2011 年	1991—2011 年
单位播种面积			
农业机械总动力	2.57	1.22	1.97
单位播种面			
积化肥施用量	1.20	0.77	1.11
有效灌溉率	0.03	0.11	0.08
单位播种面			
积地膜使用量	3.50	1.51	2.62

业的重要依托,提升农机装备,从而提高粮食生产机械化水平。2011 年,全省粮食生产耕种收机械化作业面积超过  $220 \times 10^4 \text{ hm}^2$ ,机械化耕作、收获、植保和排灌率分别达 89%,78%,92% 和 99%,粮食生产耕种收综合机械化水平从 1991 年的 18.5% 提高到 64.8%。可见,在农村劳动力加快向城市、非农产业转移的背景下,稳定粮食生产,保障粮食安全,“减人、增机”是一条现实而必然的路子。1991—2001 年间贡献率达到 2.57%,但在 2002—2011 年间贡献率下降到 1.22%。由此表明,农业机械总动力的投入已处于边际产出递减阶段。

1991—2011 年间,有效灌溉对粮食单产水平的提高出现逐步增强的趋势,这主要是由于浙江省主要的粮食作物是水稻,水稻对农田水利要求很高。因此,浙江省始终把搞好农田水利建设作为重要工作来抓,先后建成了一大批防洪、排涝、灌溉等工程设施。2011 年,浙江省农用水泵拥有量为 110.28 万台,比 1991 年增长了 3 倍之多。该地区的乡村办水电站装机容量由 1991 年的  $33.5 \times 10^4 \text{ kW}$  发展到 2011 年的  $463.4 \times 10^4 \text{ kW}$ ,增长了 11 倍,农田水利工程建设加强使灌溉条件明显改善,从而大大提高了粮食单产水平。1991—2001 年间贡献率仅为 0.03%,但在 2002—2011 年间,贡献率增长到 0.11%。由此表明,有效灌溉率对粮食单产的影响正处于边际产出递增阶段。

4 结论与建议

浙江省耕地资源短缺,通过增加粮食播种面积来提高粮食产量是非常困难的,提高粮食单产水平成为确保粮食生产稳定发展的有效途径。目前,浙江省粮食生产的基础设施还较为薄弱,地膜和化肥等农资的投入较为盲目,缺乏技术指导,机械动力偏低,农业机械化配套基础设施建设滞后,农业主导产业机械化水平较低等。针对这些问题,提出 3 点建议:(1)完善农业基础设施,加强农田水利设施的建设,增强粮食作物抵御自然灾害的能力;(2)制定切实可行的地膜覆盖技术和推广精准施肥技术,提高地膜和化肥等农资的利用效率;(3)随着农业结构调整和农村劳动力转移,农村有效劳动力供给不足,因此应进一步加快农业机械替代劳动力的进程,加强新技术、新机具进村入户,提升农机装备,从而提高粮食生产机械化水平。

参考文献:

[1] 杨丽霞,俞义,苑韶峰. 基于粮食安全战略下的浙江省耕地保有量研究[J]. 上海国土资源,2011,32(3):53-56.

[2] 邹健,龙花楼. 改革开放以来中国耕地利用与粮食生产安全格局变动研究[J]. 自然资源学报,2009,24(8):1366-1377.

[3] Li Xiubin, Wang Xiuhong. Changes in Agricultural Land Use in China: 1981—2000[J]. Asian Geographer,2003,22(1-2):27-42.

[4] 杨建锋,王国强,王玉霞. 河南省近期耕地资源与粮食生产能力变化研究[J]. 地域研究与开发,2006,25(2):101-104.

[5] 刘玉,杨庆媛. 我国耕地可持续利用的障碍因素和对策[J]. 地域研究与开发,2004,23(3):102-105.

[6] Purvis G, Fadl A. The Influence of Cropping Rotations and Soil Cultivation Practice on the Population Ecology of Carabids (Coleoptera Carabidae) in Arable Land[J]. Pedobiologia,2002,46(5):452-474.

[7] Semwal R L, Nautiyal S, Sen K K, et al. Patterns and Ecological Implications of Agricultural Land-use Changes: A Case Study from Central Himalaya, India[J]. Agriculture Ecosystems & Environment,2004,102(1):81-92.

[8] 傅泽强,蔡运龙,杨友孝,等. 中国粮食安全与耕地资源变化的相关分析[J]. 自然资源学报,2001,16(4):313-319.

[9] 马永欢,牛文元. 基于粮食安全的中国粮食需求预测与耕地资源配置研究[J]. 中国软科学,2009,24(3):11-16.

[10] 邵晓梅. 区域土地利用变化及其对粮食生产的影响——以山东省为例[J]. 地理科学进展,2003,22(1):30-37.

[11] 姚慧敏,张风荣,张锡金,等. 济南市耕地资源数量变化及其对粮食安全的影响[J]. 中国农学通报,2007,23(8):448-452.

[12] 李雅兰. 粮食安全视角下我国耕地资源保护策略研究[J]. 生态经济,2009(2):109-111.

[13] 茅于軾. 耕地保护与粮食安全[R]. 北京:天则经济研究所,2008.

[14] 唐焱,吴群,刘友兆,等. 基于 C-D 生产函数的农用地估价实证研究[J]. 南京农业大学学报,2003,26(3):101-105.

[15] 李玉平,蔡运龙. 浙江省耕地变化与粮食安全的分析及预测[J]. 长江流域资源与环境,2007,16(4):466-470.

[16] 郑海霞,封志明. 中国耕地总量动态平衡的数量和质量分析[J]. 资源科学,2003,25(2):33-39.

[17] 龚杰,李卫利. 河北省耕地质量变化对粮食单产的影响研究[J]. 经济论坛,2009(17):68-70.

[18] Hoerl A E, Kennard R W. Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Problems [J]. Technometrics, 1970,12(1):55-67.

[19] 朱勤,彭希哲,陆志明,等. 人口与消费对碳排放影响

的分析模型与实证[J]. 中国人口. 资源与环境, 2010, 20(2): 98 - 102.

[20] 杨楠.岭回归分析在解决多重共线性问题中的独特作用[J].统计与决策,2004(3):14-15.

# Grain Yield Factor Analysis Based on C-D Function and Ridge Regression: A Case Study of Zhejiang Province

Yang Lixia

( Department of Resources, Environment & Urban and Rural Planning  
Management, Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou 310018, China )

**Abstract:** Quality of cultivated land is divided into background and extra type. The influence of extra type on grain production is considered by analyzing the effect of agricultural production materials increase on grain yield per unit area. The “cultivated land standard coefficient” is introduced to explain the cultivated land comprehensive quality dynamic changes in Zhejiang Province, and the C-D function model and ridge regression are established to analyze each factor’s effect on grain yield from the aspect of elasticity in the process of quality improvement. The results show that: (1) generally, cultivated land standard coefficient shows the downtrend, it means that the cultivated land quality depressed from 1991 to 2011; (2) Among the factors which as input to improve cultivated land quality, total power of agricultural machinery, fertilizer and plastic film application used on per unit grain seeding area and efficient irrigation rate show significantly positive relationships to grain yield per unit area. The elastic coefficients of four factors are about 0.25, which mean grain yield per unit area could increase 0.25% when only one factor increased 1% by fixing the other factors. According to the analysis, some suggests are put forward finally.

**Key words:** quality of cultivated land; extra quality of cultivated land; cultivated land standard coefficient; C-D function; ridge regression; grain yield per unit area; Zhejiang Province

(上接第 116 页)

# Researches on Spatio-temporal Variation Characteristic of Pressure of Cultivated Land in Hubei Province Based on Spatial Autocorrelation

Nie Yan<sup>1</sup>, Luo Yi<sup>1</sup>, Yu Jing<sup>2</sup>, Chen fang<sup>2</sup>

(1. College of Urban & Environment Sciences, Huazhong Normal University, Wuhan 430079, China; 2. College of Resources & Environment, Hubei University, Wuhan 430062, China)

**Abstract:** In order to know the situations and main causes of the pressure of cultivated land in Hubei Province, this paper calculated the pressure index of cultivated land for 17 administrative units from 1999 to 2011 and analyzed spatial differences by using spatial autocorrelation method. The results indicate that the pressure of cultivated land in Hubei Province took on inverse “U” shape in the study period, the pressure of cultivated land before 2003 had been gradually increased, and then it was on decreasing trend due to territorial management engineering. From 1999 to 2011, Moran’s  $I$  index indicates that the pressure of cultivated land in Hubei Province has specially gathered characteristics. Moran’s  $I$  in 2001 is highest, the spatial agglomeration characteristics is maximum, and Moran’s  $I$  in 2005 is minimum. The homologous result was verified by local Moran’s  $I$ . The pressure of cultivated land in Wuhan and its adjacent regions is extremely obvious and gradually has become hot area. The result is important to formulate regional space developing strategy and innovate the policy of cultivated land resources conservation and utilization.

**Key words:** pressure of cultivated land; spatial autocorrelation; spatio-temporal characteristic; Hubei Province