

地块质量与农户行为的空间相关特征分析

张 贞¹, 高金权², 简广宁¹

(1. 天津城市建设学院 地质与测绘学院, 天津 300384; 2. 天津市农业技术推广站, 天津 300061)

摘 要:采用超越对数随机前沿生产函数核算地块农户生产效率,并进一步分析农户生产效率与土地质量的空间分布规律。研究表明:资本和劳动力投入对地块质量提高均有正向影响,调研地块经营规模与生产技术效率的关系表现出近似“倒 U”的规律;研究区地块质量以二等地和三等地为主;采用空间自相关分析研究,发现各乡镇农户生产效率在地域空间分布上具有较强的空间正相关关系,其中区域北部和南部乡镇农户生产效率空间聚集状态相似;土地质量分布空间异质性相对较弱,在全局中呈现高度正相关的区域主要位于中部。

关键词:地块尺度;土地质量;农户行为;空间自相关

中图分类号:F323.2

文献标识码:A

文章编号:1005-3409(2014)01-0276-07

Analysis on the Characteristic of Spatial Correlation between Land Quality and Household Behavior on the Patch Scale

ZHANG Zhen¹, GAO Jin-quan², JIAN Guang-ning¹

(1. School of Geology and Geomatics, Tianjin Institute of Urban Construction,

Tianjin 300384, China; 2. Center for Popularization of Agricultural Technique of Tianjin, Tianjin 300061, China)

Abstract: Household's production technology efficiency was analyzed by using a Trans-log stochastic frontier production function, and the spatial distribution pattern of land quality and household's efficiency was discussed. The results showed that the investment of capital and labor had a positive correlation with improvement of land quality, and land size and farmer households' production technical efficiency display an inverted 'U' tendency. The second and third grades were primary land quality grades in this area. The household's production technology efficiency had remarkable positive correlation. High-high aggregation area in space, and northern and southern towns had similar spatial aggregation character. Spatial heterogeneity of land quality was weak, and the remarkable positive correlation area concentrated in the middle of study region.

Key words: patch scale; land quality; household behavior; spatial autocorrelation

随着全球人口的增加和人类对自然的影响,土地质量在不断退化。目前对于土地质量的研究主要集中在评价方法和指标体系上,研究的尺度主要为大尺度上,而对于地块尺度的讨论相对较少^[1]。单个地块质量评价重点从自然属性考虑,但这些属性都受农户的经济投入和政策因素影响,土地质量是农户商业行为和土地利用决策共同作用的结果,强调从农户角度研究田块土地质量。

本文以天津市武清区为例,基于对武清区样点的测试和样点对应农户投入情况的调查,采用超越对数随机前沿生产函数引入农户作用下地块的农业生产效率作为反映地块尺度土地质量综合指标,对区域土

地质量进行评价;揭示农户生产效率和土地质量的相关性及其在空间上的分布规律,为规范农户行为,科学合理利用土地资源,提高土地质量提供参考依据。

1 研究材料与方法

1.1 研究区概况

研究区位于天津市西北部,地理坐标为东经 116°46'—117°19',北纬 39°07'—39°42'。由于地处华北冲积平原下端,地势平缓,成土母质是永定河和北运河的冲积物,土壤均为潮土。该区属于温带半湿润大陆性季风气候,四季分明。年平均气温 11.6℃,年平均降水量 606 mm,无霜期 212 d。全部区域面积

1 574 km²,2008 年耕地面积 90 025 hm²。土壤分为砂性土、壤质土、黏性土三大类。

1.2 研究方法

1.2.1 样品采集及测定 在广泛收集资料的基础上,结合土壤类型、种植模式以及行政区划等因素在 1:10 万地图上随机布点,对整个武清区耕地土壤进行取样分析,土壤采样深度为 0—20 cm,共收集 440 个样点。

考虑到反映土壤肥力质量的主要指标,本次测定的项目主要包括土壤有机质、全氮、速效磷、速效钾和 pH 值 5 项。其中有机质采用重铬酸钾容量法,全氮采用半微量开式蒸馏法,速效磷采用钼蓝比色法,速效钾采用火焰光度计法,pH 值采用电位法测定。

1.2.2 农户调查 在对每个地块进行土壤采样时,对该地块所属农户以问卷的形式对地块信息进行调查。农户调查问卷主要包括以下几个方面:第一部分为农户基本情况的调查,包括农户性别、文化程度、家庭劳动力数量;第二部分为农户拥有的土地基本情况调查,包括拥有农地面积、种植作物类型、产量;第三部分为农户对地块投入状况的调查,包括对拥有地块农药、肥料、种子的投入、农业补贴、农业收入、人均收入等方面。

1.2.3 基于超越对数随机前沿生产函数的农户生产效率分析 随机前沿生产函数(Stochastic Frontier Approach,SFA)是由 Meeusen,Aigner,Battese 采用误差组合结构分别提出,认为生产单元由于管理、组织等非价格因素导致生产过程中效率的损失,而达不到最佳前沿面产出^[2]。该函数最初应用建立在 Cobb-Douglas 生产函数的基础上,由于传统的 Cobb-Douglas 生产函数暗含各种生产投入要素的替代弹性为 0 或 1 的前提条件;但是在确定农户农业生产函数形式时,由于事先不知道各种生产投入要素之间的替代弹性情况,所以本文采用超越对数(Translog)生产函数。其基本形式为:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln X_{ij} + \frac{1}{2} \sum_j \sum_m \beta_{jm} \ln X_{ij} \ln X_{im} + V_i - U_i$$

式中: Y_i ——第 i 个农户的单位面积耕地产量; $\beta_0, \beta_j, \beta_{jm}$ ——待估的参数向量; X_{ij}, X_{im} ——单位面积耕地的劳动力和资本投入向量; $(V_i - U_i)$ ——混合误差,其中 V_i 为随机误差,且 $(V_i - U_i) \sim iddN(0, \sigma^2)$; U_i ——非负数,表示第 i 个农户的技术效率损失率,其独立于 V_i ,并且假设 U_i 服从独立的截断正态分布 $N(m_i, \sigma_u^2)$ ^[3]。

本文采用超越对数随机前沿生产函数测定农户的

技术效率,投入主要分为资本和劳动力投入,由于在农户采访中部分农户无法准确给出各项资本投入的价值,因此资本投入主要采用单位面积农药、化肥、种植投入之和,而劳动力投入主要采用家庭劳动力数量,构建的超越对数生产函数模型如下:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 (\ln X_1)^2 + \beta_4 (\ln X_2)^2 + \beta_5 \ln X_1 \ln X_2 + (V_i - U_i)$$

式中: Y ——单位面积产值; X_1 ——农户农业资本投入(化肥、农药、种子之和); X_2 ——家庭劳动力人数; $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ ——待估参数。

1.2.4 空间自相关分析 空间自相关是一种重要的空间统计方法,用于检验某种地理现象或某一属性值的整体分布状况,判断此现象或者属性值在空间上是否有聚集特性存在^[4]。空间自相关包括全局空间自相关(Global Spatial Autocorrelation)和局部空间自相关(Local Spatial Autocorrelation)两大类。其中全局空间自相关主要用 Global Moran's I 指数表示,其公式为:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} - \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - u)(x_j - u)}{\sum_{i=1}^n (x_i - u)^2}$$

式中: i, j ——不同的空间单元代号; n ——所有空间单元的个数; x ——空间单元的属性值; u ——所有空间单元属性值的平均值; w_{ij} ——空间权值矩阵。

局部空间自相关分析是反映一个局部小区单元上的某种地理现象或某一属性值与相邻局部邻域单元上同一现象或属性值的相关程度^[5]。其 Local Moran's I 的模型如下:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} Z_j$$

式中: $Z_i = (x_i - u)/s^2, s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - u)^2$,公式中各符号代表的含义与 Global Moran's I 计算公式中的符号含义一致。

全局和局部 Moran's I 指数的显著性均用 z 值(标准化了的 I 值)来衡量。其计算公式如下:

$$Z_I = \frac{1 - E(I)}{\sqrt{\text{VAR}_n(I)}}$$

式中: $\text{VAR}_n(I)$ —— I 指数的方差; $E(I)$ —— I 指数的期望值。

2 地块尺度农户行为研究

2.1 地块农户描述性统计特征分析

农户基本情况主要包括被调查者家庭身份、户主性别、年龄、户主文化程度。本次调查对象以户主为主,占调查对象的 68.64%,一般来说,户主对于家庭

决策具有强烈的影响作用,因而调查结果具有代表性。其中男性户主 71.59%,男性既作为户主,又是家庭主要劳动力,其意愿可代表家庭意愿。

3/4 参与调查者的年龄集中在 31~60 岁,是农村主要劳动力,对于农户意愿的理解相较其他年龄更为深刻,使得调查结果更为可靠。30 岁以下者,多偏好于外出打工,在农村生活的时间较少;而 60 岁以上者由于体力关系,已较少从事劳动。由于国家教育普及年代背景,主要劳动学历并不算高,近 80% 户主

文化程度为小学、初中文化水平,仅 1.14% 户主拥有大专及以上学历,能科学地对地块进行投入,学历的差异最终造成地块效益的差异。调查地块农户家庭年收入主要处于 1~5 万元间,人均收入偏低;其中收入 1~3 万元的农户家庭占 42.15%,而 3~5 万元农户家庭占 21.96%,7 万元以上收入的农户家庭仅占 6.52%(表 1),主要是因为这部分农户家庭都租用较大面积的地块用于耕作,集约化土地状态使其收入相对较高。

表 1 农户描述性特征

项目	性别		年龄				
	男	女	30 岁以下	31~40 岁	41~50 岁	51~60 岁	61 岁以上
人数/人	315	125	28	78	215	47	72
比例/%	71.59	28.41	6.36	17.73	48.86	10.68	16.37

家庭年收入					
项目	1 万以下	1~3 万	3~5 万	5~7 万	7 万以上
人数/人	73	185	97	56	29
比例/%	16.58	42.15	21.96	12.79	6.52

受教育情况					
项目	文盲	小学	初中	高中	大专及以上学历
人数/人	26	138	206	65	5
比例/%	5.91	31.36	46.82	14.77	1.14

家庭劳动力人数							
项目	1 人	2 人	3 人	4 人	5 人	6 人	6 人以上
人数/人	19	71	79	216	36	12	7
比例/%	4.32	16.14	17.95	49.09	8.18	2.73	1.59

2.2 地块农户生产效率分析

2.2.1 超越对数随机前沿生产函数分析 本文采用 Frontier 4.1 软件对超越对数随机前沿生产函数模型进行极大似然估计,其结果见表 2。

表 2 超越对数随机前沿生产函数估计结果

变量	参数估计值	t 检验值
常数项	5.282**	5.284
资本投入	0.462*	0.468
劳动力投入	0.312*	0.315
资本投入二次项	-0.031	-0.206
劳动力投入二次项	0.111*	0.116
资本投入×劳动力投入	-0.085	-0.241
σ^2	0.072*	0.121
γ	0.984*	1.233
似然函数值	190.282	

注:*,** 分别表示该系数达到 0.01,0.1 的显著性水平;似然比检验(LR)统计量符合近似 χ^2 分布。

从表 2 可以看出,资本和劳动力投入对地块产量的增加均有正向影响,且都通过了 1% 显著性水平检验; γ 值为 0.984,且在 1% 的水平上显著,说明单个地块的粮食产量的实际产出与可能的最大产值的差

距的 98.4% 都来自于技术运用(技术非效率 U)的差距,而随机误差(V)变异仅占 1.6%。

2.2.2 农户经营规律与技术效率的关系分析 对地块面积大小不同的农户技术效率分布状况进行统计分析,以寻找二者间的关系。调研地块经营规模与生产技术效率的关系并不简单地表现出单调递增或递减的规律,而是表现出一种近似“倒 U”的规律。从表 3 可以看出,中等规模的地块(0.200~0.267 hm^2)农户技术效率最高,达到 86.49%,而最低值出现在最高的地块规模(0.667 hm^2 以上),均值仅为 62.00%,面积较小的地块农户技术效率也偏小,均值为 83.38%;因此,不同地块规模农户技术效率呈现“倒 U”的规律。该现象符合经济学规律,规模过大或过小都能产生“规模不经济”现象^[6]。规模过大会带来组织内部协调成本和监督成本等交易费用的增加;规模过小则会丧失分工、专业化协作和标准化等方面的优势。因此,农户耕作过程是一个劳动密集和技术支持生产过程,当超过一定生产规模,家庭劳动力和技术已达到上限无法支持整个地块管理时,该地块的农户生产效率自然迅速下降^[3]。

表 3 不同地块规模农户技术效率的分布情况

地块规模/hm ²	技术效率								最大值	最小值	平均值
	0~	30%~	40%~	50%~	60%~	70%~	80%~	90%~			
	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%			
0.067	—	1	4	—	—	4	21	17	97.68	37.14	83.38
0.067~0.133	—	1	6	5	6	23	54	83	98.80	38.51	85.28
0.133~0.200	—	—	5	5	4	9	40	55	98.79	44.44	85.12
0.200~0.267	—	—	3	2	—	2	18	24	98.49	43.76	86.49
0.267~0.333	—	—	—	4	1	1	8	10	98.40	50.86	79.22
0.333~0.667	—	—	3	1	—	1	6	8	97.06	44.33	80.29
>0.667	—	—	2	1	—	—	2	—	88.33	41.66	62.00
合计	0	2	23	18	11	40	149	197			

3 地块土地质量评价

3.1 评价指标体系的构建及权重确定

本文从土壤自然质量、生态、经济等方面构建适合地块尺度的质量评价指标体系。其中自然质量指标包括地块面积、距村距离、基础设施配套、自然质量指数;生态质量主要采用单位生产价值、调节大气价值、涵养水源价值、保持土壤养分价值、有机质持留价值;经济指标包括农户技术效率和人均收入两个指标。其中基础设施主要反映排水、灌溉设施的基本配套情况,根据实际调查将其分为配套、基本配套和不配套 3 种,该变量采用虚拟变量形式参与评价,令不配套=0、基本配套=1、配套=2。运用变异系数法^[7]对上述指标权重进行确定,计算得出地块面积、距村距离、基础设施、质量指数、单位生产价值、单位调节大气价值、单位涵养水源价值、单位保持土壤养分价值、单位有机质持留价值、农户技术效率、人均收入的权重分别为:0.190,0.016,0.114,0.077,0.101,0.139,0.130,0.099,0.037,0.036,0.061。

3.2 地块土地质量评价结果分析

本文运用改进 TOPSIS 法^[8]对地块尺度土地质量进行评价。将计算所得的标准化值与权重值代入相应的公式,得出正理想解向量和负理想解向量:

$$x^+ = \{0.190, 0.016, 0.114, 0.077, 0.101, 0.139, 0.130, 0.099, 0.037, 0.036, 0.061\}$$
$$x^- = \{0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0\}$$

将加权的标准化值和正理想解代入公式,计算出各评价对象的贴近度即综合得分。按照等距分析法,将综合贴近度分成 4 类(表 4)。

表 4 地块质量等级分布

等级	综合贴近度	样本数
I	0.1~0.2	28
II	0.2~0.3	221
III	0.3~0.4	185
IV	0.4~0.5	6

从表 4 可以看出,地块质量以二等地和三等地为主,分别占总样本数的 50.23%和 42.05%,而质量最优的四等地所占比例最少,仅为 1.36%。整个地块质量分布相对较均匀,二等地在各乡镇均匀分布,在武清区东南部分相对集中;大黄堡乡、大碱厂镇、大孟庄和大良镇都以三等地为主。四等地块数量偏少,仅分布在极个别乡镇。

4 结果与分析

4.1 农户生产效率和土地质量的空间变异特征

为了进一步研究武清区各乡镇农户生产效率与土地质量的空间变化特征,本文运用 GS⁺7.0 对农户生产效率与土地质量综合贴近度进行半变异函数建模。检验发现,数据均服从正态分布。块金值与基台值的比值可表示空间变异程度,该值越高,说明由随机部分引起的空间变异程度越大;反之,则由空间自相关部分引起的空间变异程度较大。该值<25%说明变量具有强烈的空间相关性,处于 25%~75%间具有中等的空间变异性,>75%具有弱空间变异性^[9]。从表 5 可以看出,农业生产效率和土地质量综合指数均具有弱空间相关性,其变异主要受随机性因素的影响,也就是说主要受外界因素如农户对土地的农药、化肥、灌溉等的影响偏大。农户生产效率及土地质量综合贴近度分别以高斯模型和指数模型模拟最优,决定系数分别为 0.856,0.954,说明半方差值随间隔距离的变化很好地符合理论模型的变化趋势。

表 5 指标变异函数理论模型及其参数

肥力因子	C ₀	基台值(C+C ₀)	块金值/基台值	R	模型
农业生产效率	0.067	0.0458	0.845	0.856	高斯模型
土地质量综合贴近度	0.000138	0.002516	0.945	0.954	指数模型

因此进一步采用普通 Kriging 法进行内插,得到相应的空间变异图(图 1—2)。

武清区整体农户生产效率分布呈现南低北高的趋势。北部地区总体农户生产效率较高,且大部分区域农户生产效率偏高,说明该部分区域农户对地块的投入相对合理,地块经济潜力不大;西南部地块大部

分都处于 0.6 以下,农户行为对地块的贡献对于提高地块质量还有很大的潜力。综合考虑生态、经济等方面,整个区域土地质量分布呈现北高南低的趋势,且整个区域综合贴适度都偏低,大部分处于 0.2~0.3 间,土地质量以中等质量为主,质量偏高的区域均是连续分布的。

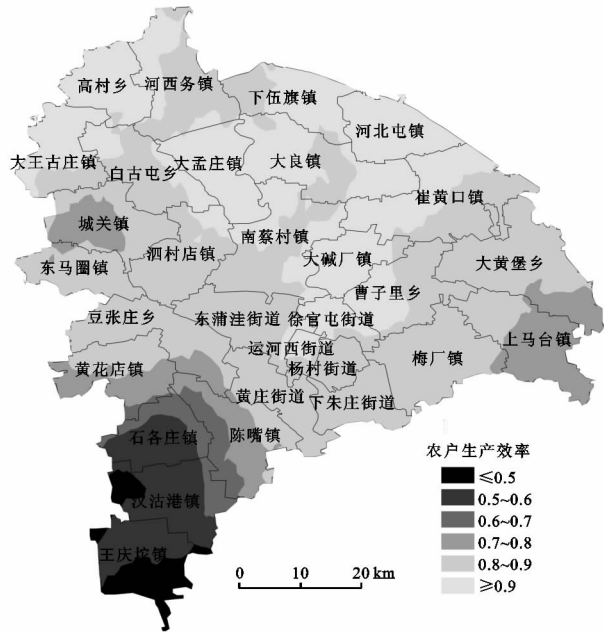


图 1 农户生产效率空间变化

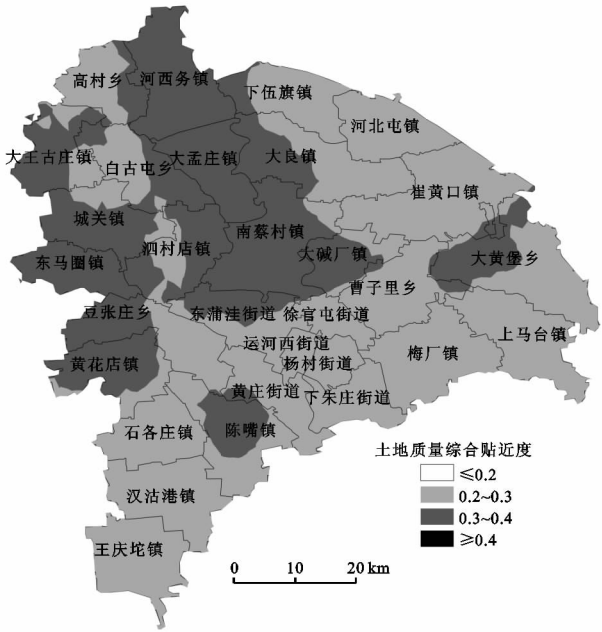


图 2 土地质量综合贴适度空间变化

4.2 农户生产效率与土地质量的空间聚集特征分析

在对全区土地质量状况和农户生产效率情况进行分析的基础上,应用 Geoda 软件分析武清区各乡镇土地质量与相邻乡镇的空间聚集特征。

4.2.1 全局空间自相关分析 以本文计算所得各乡镇农户生产效率和综合贴适度为变量,进行全局空间自相关检验,结果如图 3—4 所示。

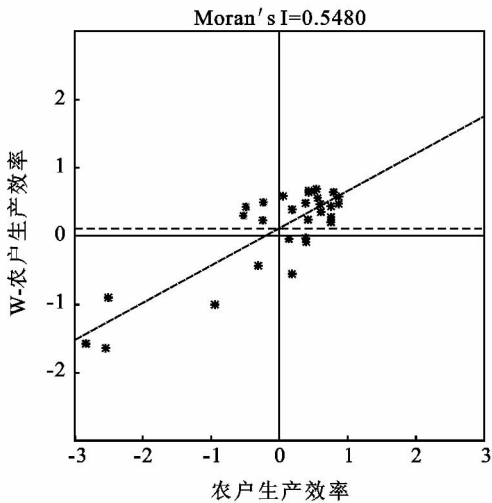


图 3 农户生产效率 Moran 散点图

农户生产效率的 Moran's I 值为 0.5480, Moran's I 检验统计量 Z 值为 3.189 9,在 0.05 的显著性水平下通过检验。可见,各样本主要分布在第一和第二象限,研究区各乡镇的农户平均生产效率在空间分布上具有显著正相关关系,并非完全随机状态,相似乡镇

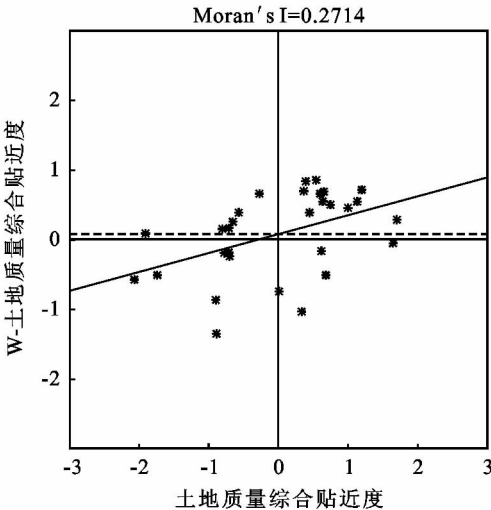


图 4 土地质量综合贴适度 Moran 散点图

的农户生产投入规律在空间上具有一定的集聚效应。综合土地质量贴适度的 Moran's I 值为 0.271 4, Moran's I 检验统计量 Z 值为 3.041 8,在 0.05 的显著性水平下通过检验;可见,研究区各乡镇的土地质量综合贴适度在空间分布上具有显著正相关关系,相似乡

镇的农户生产投入规律在空间上有一定的集聚效应,样本点主要集中在第一象限,其他象限相对较少,可见集聚程度不是很高,且土地质量综合贴近度的空间集聚程度比农户生产效率的空间集聚低。

4.2.2 局部空间自相关分析 使用 Local Moran's I 测算各指标的局部空间集聚状态,并制作出各相邻乡镇的空间关联性指标 LISA 图(图 5)。各乡镇农户平均生产效率在地域空间分布上未出现 H—L 和 L—H 类型区。其中 H—H 类型(自身农户平均生产效率较高,而周边乡镇也较高)主要集中在区域北部乡镇,包括河西务镇、下伍旗镇、河北屯镇、大良镇、大碱厂镇和曹子里乡。L—L 类型(自身农户平均农户生产效率较低,而周边乡镇也较低)呈现出较强的空间一致性,都位于武清区东南角,主要包括石各庄镇、陈

嘴镇、汉沽港镇和王庆坨镇;其余乡镇空间分布不显著。在综合考虑自然质量、生态质量和经济质量后,各乡镇土地质量综合度在空间聚集发生了变化(图 6)。整个武清区乡镇土地质量未出现 L—H 类型区。H—H 类型区(自身土地质量偏高,但周边乡镇也高)主要位于研究区域中部,包括白古屯乡。整个全区只有大黄堡乡属于 H—L 类型,大黄堡乡本身土地质量状态较好,但周边乡镇都相对较差。梅厂镇和杨村街道属于 L—L 类型,自身土地质量偏低,周边乡镇土地质量也偏低。各乡镇农户平均生产效率空间自相关分析结果和土地质量综合贴近度的分析结果差异较大,更有效说明土地质量评价是多因素综合作用的结果,且“L—L 类型区”或不显著的聚集类型乡镇,在未来应注意加强和周边地区的联系,不断提高其质量。

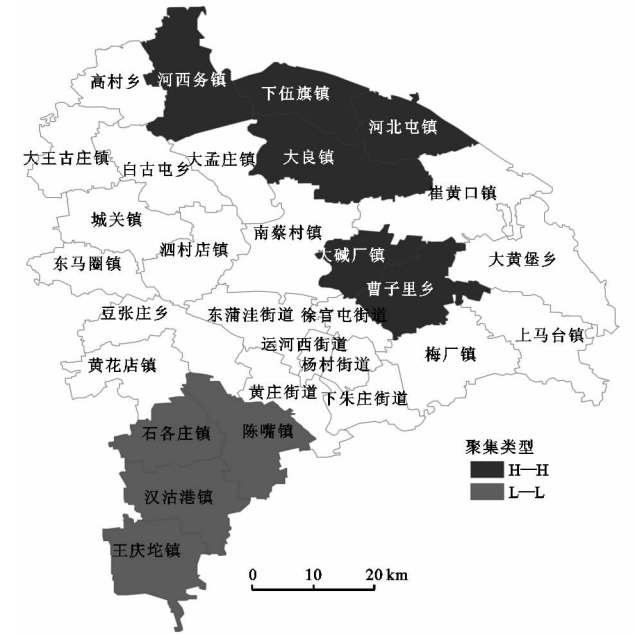


图 5 农户生产效率 LISA 聚集图

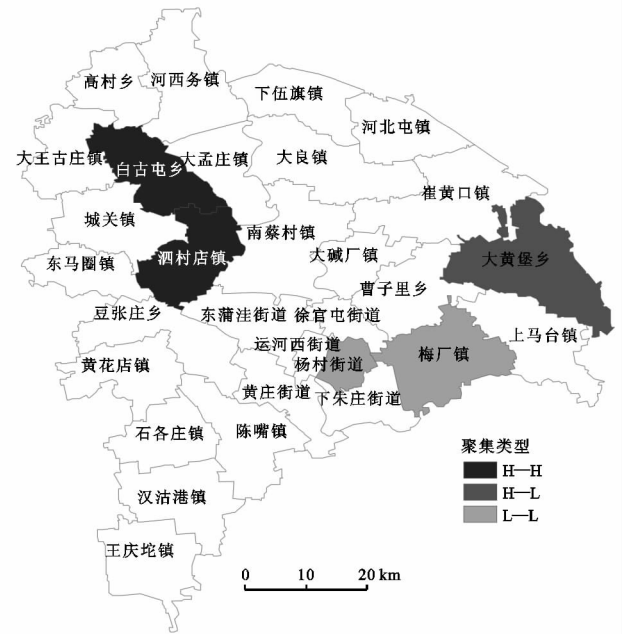


图 6 土地质量综合贴近度 LISA 聚集图

4.3 土地质量与农户经济效率的关系分析

地块农户生产效率反映农户对所拥有地块的投入状况,而综合贴近度反映了地块总体质量状态。为进一步分析二者之间的关系,对综合贴近度和地块生产效率(土地经济效率指数)进行散点处理以进行线形拟合,发现二者之间并不存在线性相关关系($r=0.1461, n=439$),进一步说明地块质量的高低并不一定就和农户农业收益成正比,土壤是保障农业生产的基础条件。土地是一个自然社会经济的综合体,其价值更多体现人力和科技投资。如果拥有好的自然土壤,农户再采用科学技术和合理的资本投入,土地将尽可能地发挥其潜在的生产能力,获取更多的经济收入。将土地的自然属性和社会经济属性一并考虑,才能更正确地反映区域土地质量的平均状况。

5 结论

本文采用超越对数随机前沿生产函数对调查地块农户行为进行效率计算,并进一步分析了反映农户行为的农户生产效率与土地质量的空间分布规律,得出以下结论:

- (1) 资本和劳动力投入对地块产量提高均有正向影响,且单个地块的粮食产量的实际产出与可能的最大产值的差距的 98.4% 都来自于技术运用的差距。调研地块经营规模与生产技术效率的关系并不简单地表现出单调递增或递减的规律,而表现出一种近似“倒 U”的规律。
- (2) 运用改进 TOPSIS 法对土地质量进行评价发现,地块质量以二等地和三等地为主,质量最优的

四等地所占比例最少。

(3) 本文采用空间自相关分析农户生产效率与土地质量在空间上的聚集规律。各乡镇农户平均生产效率在地域空间分布上未出现 H—L 和 L—H 类型区,空间分布上具有较强的空间正相关关系。H—H 类型区主要集中出现在区域北部乡镇,包括河西务镇、下伍旗镇、河北屯镇、大良镇、大碱厂镇和曹子里乡;L—L 类型区呈现出较强的空间一致性;其余乡镇空间分布不显著。各乡镇土地质量未出现 L—H 聚集区,土地质量分布空间异质性相对较弱,其中 H—H 聚集区主要位于研究区域中部;只有大黄堡乡属于 H—L 聚集区;梅厂镇和杨村街道属于 L—L 聚集区,自身土地质量偏低,周边乡镇土地质量也偏低。

参考文献:

- [1] Bouma J. Land quality indicators of sustainable land management across scales[J]. Agriculture, Ecosystems and Environment, 2002, 88(2): 129-136.
- [2] 李谷成,冯中朝,占绍文. 家庭禀赋对农户家庭经营技术

效率的影响冲击:基于湖北省农户的随机前沿生产函数实证[J]. 统计研究, 2008, 25(1): 35-42.

- [3] 张海鑫,杨钢桥. 耕地细碎化及其对粮食生产技术效率的影响:基于超越对数随机前沿生产函数与农户微观数据[J]. 资源科学, 2012, 34(5): 903-910.
- [4] 李雅箐,李小娟,王彦兵. 北京市房山区农村经济发展空间格局分析[J]. 地球信息科学学报, 2011, 13(3): 391-400.
- [5] 华娟,涂建军,孔露平,等. 基于空间自相关的重庆区域经济时空差异研究[J]. 西南大学学报:自然科学版, 2012, 34(10): 118-123.
- [6] 屈小博. 不同规模农户生产技术效率差异及其影响因素分析:基于超越对数随机前沿生产函数与农户微观数据[J]. 南京农业大学学报:社会科学版, 2009, 9(3): 27-35.
- [7] 屈卫军. 基于变异系数法的灰色关联决策模型在节水工程方案优选中的应用[J]. 地下水, 2010, 32(5): 50-51.
- [8] 付栋臻. 基于 TOPSIS 的开发区土地集约利用评价:以江苏省徐州市经济开发区为例[J]. 国土资源科技管理, 2011, 28(3): 57-61.
- [9] 王政权. 地统计学及其在生态中的应用[M]. 北京:科学出版社, 1999.

(上接第 275 页)

(3) 通过建立增减挂钩适宜性评价指标体系,以多因素综合评价、层次分析法为主要评价方法,开展城乡建设用地增减挂钩适宜性评价和空间布局实证研究,结果表明:该指标体系和评价方法具有一定的通用性和可操作性,能为今后的同类研究提供参考。当然,目前的研究是侧重中观层面,涉及具体选址还需要进行微观分析,这也是今后研究的方向之一。

参考文献:

- [1] 国土资源部地籍管理司. 2003 年全国土地利用变更调查报告[M]. 北京:中国大地出版社, 2003.
- [2] 任平,周介铭. 城乡建设用地“增减挂钩”制度评价与研究展望[J]. 中国农学通报, 2013, 29(5): 97-102.
- [3] 刘忠秀,谢爱良. 区域多目标土地适宜性评价研究:以临沂市为例[J]. 水土保持研究, 2008, 15(1): 176-178, 181.
- [4] 梁朝仪. 土地评价[M]. 郑州:河南科学技术出版社, 1992.
- [5] 陈颖,吴伯清,邹卓阳,等. 基于 GIS 的土地适宜性评价:以四川省马尔康县为例[J]. 水土保持研究, 2010, 17(4): 100-103.
- [6] 林爱文,庞艳. 农村居民点用地整理适宜性的递阶模糊

评价模型[J]. 武汉大学学报:信息科学版, 2006, 31(7): 624-627.

- [7] 王洋,张俊梅,许皞,等. 城乡建设用地增减挂钩适宜区评价体系研究:以河北任丘市为例[J]. 河北农业大学学报, 2011, 34(3): 127-132.
- [8] 谭静. 城乡建设用地增减挂钩中的集体土地权益保护[J]. 中国土地科学, 2012, 26(2): 79-83.
- [9] 高燕,叶艳妹. 农村居民点用地整理的适宜性评价指标体系及方法研究[J]. 土壤, 2004, 36(4): 365-370.
- [10] 刘贵利. 城镇结合部建设用地适宜性评价初探[J]. 地理研究, 2000, 19(1): 80-85.
- [11] 钟毅. 广东省土地资源可持续利用综合评价[J]. 中国土地科学, 2001, 15(5): 43-48.
- [12] 陈美球,吴次芳. 论乡村城镇化与农村居民点用地整理[J]. 经济地理, 1999, 19(6): 97-100.
- [13] 陈荣清,张凤荣,孟媛,等. 农村居民点整理的现实潜力估算[J]. 农业工程学报, 2009, 25(4): 216-221.
- [14] 赵国玲,杨钢桥. 农户宅基地流转意愿的影响因素分析:基于湖北二县市的农户调查研究[J]. 长江流域资源与环境, 2009, 18(12): 1121-1124.
- [15] 王静,李钢,陈瑜琪,等. 基于农户意愿的睢宁县农村土地综合整治研究[J]. 中国土地科学, 2012, 26(3): 68-73.