

江西省农户生态耕种影响因素的空间分异研究

邵新霞¹ 黄宏胜¹ 陈美球¹ 谢贤鑫² 黄吉¹¹

(1. 江西农业大学 江西省鄱阳湖流域农业资源与生态重点实验室,

江西 南昌 330045;2. 南京农业大学 公共管理学院, 江苏 南京 210095)

【摘要】: 识别农户生态耕种影响因素的空间差异, 对引导农户生态耕种, 促进耕地生态保护意义重大。根据江西省 11 市 47 县(区)1203 份农户生态耕种问卷, 使用空间自回归和地理加权回归模型, 首先探索了农户生态耕种的空间分布特征, 然后从整体和局部两个方面分析生态耕种与其影响因素的统计关系, 研究结果表明: (1) 农户生态耕种呈现典型的自相关分布特征, 主要影响因素有政府补贴、劳动力比重、兼业程度、家距县城距离及是否为永久基本农田; (2) 从全局看, 除家距县城距离对采纳度呈负向影响外, 其余 4 个影响因子对生态耕种均呈正向影响, 其中, 劳动力比重影响最大, 系数为 1.17, 政府补贴、是否为永久基本农田及兼业程度的系数分别为 0.71、0.58、0.32; (3) 从局部看, 各影响因素的作用程度呈现典型的自相关分布特征, 在不同空间位置上存在差异, 应分区制定差异化的农户激励措施。最后, 依据生态耕种影响因素的空间分异特征, 提出了全面落实永久基本农田保护制度、坚持并加大政府的农业补贴力度、鼓励和引导农户农闲时外出务工等三点建议。

【关键词】: 空间分异 空间自相关 地理加权回归模型 生态耕种

【中图分类号】: F323.22 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2021)11-2792-09

耕地是人类赖以生存的基础, 它在维持生态平衡、保障国家生态安全以及促进经济发展方面意义重大。一直以来, 我国侧重于耕地数量上的保护, 轻视了耕地质量及生态建设。据统计, 中国农药总用量从 1991 年的 76.5 万 t 上涨至 2016 年的 175.4 万 t, 化肥施用量从 1978 年的 884 万 t 提高至 2016 年的 6005 万 t, 总量提高了近 7 倍。2017 年《中共中央国务院关于加强耕地保护和改进占补平衡的意见》明确指出要强化耕地的生态建设, 构建数量、质量、生态“三位一体”并重的耕地保护模式, 2018 年乡村振兴战略再次强调了生态文明建设的关键地位。随着我国耕地保护战略的转型, 生态耕种不仅维系着耕地生态平衡, 保护着耕地健康, 更是保障农产品质量安全的前提, 农户生态耕种已引起社会广泛关注^[1]。

当前生态耕种的影响因素研究集中于农户尺度。学者多采用 Logit 模型探讨生态耕种的影响因素, 李然嫣等^[2]对黑龙江省绥化市、李莎莎等^[3]对 11 个粮食主产省份、王学婷等^[4]对湖北省农村地区的农户耕地生态保护进行了实证研究; 其他的计量模型偶有应用, 王思琪等^[5]运用有序概率模型分析了农户分化对采纳环境友好型技术行为的影响, 王喜等^[6]利用 PRA 评估方法, 在周口市调查了影响农户参加耕地保护意愿的因素。在农户尺度上, 虽然研究方法不尽相同, 但研究结论却趋于相似: 学者公认的农户生态耕种影响因素可分为耕地自然因素、农户自身因素、政策与社会经济因素等三方面^[7,8,9,10,11,12,13]。具体而言, 农户生态耕种主要影响因素包括户主年龄、户主教育程度、耕地面积、宣传和政府补贴等几十个因子, 它们对农户生态耕种有着正向或负向、或强或弱的显著影响; 对于引导农户生态耕地的激励措施, 大多学者认为应建立生态补偿机制、加大宣传力度并提高农户参与意

作者简介: 邵新霞(1995~), 女, 硕士研究生, 主要研究方向为农村土地资源利用。E-mail:1270740090@qq.com;黄宏胜, E-mail:huanghs@jxau.edu.cn

基金项目: 国家自然科学基金项目(71964016);江西省高校人文社科项目(GL1552, JD19048)

识、完善农业配套设施等。

总体而言,在农户尺度上,国内学者通过构建计量模型,识别了诸多的生态耕种影响因素。但是,由于客观存在的地域差异,生态耕种的影响因素是否也存在空间分异呢?因此,从农户尺度上推到空间尺度,揭示生态耕种影响因素的空间分异规律,对于制定差异化耕地保护政策、优化耕地保护效果具有重要的现实意义。

1 数据来源与变量设定

1.1 研究区域与数据

江西省地处中国东南部,属于亚热带湿润气候,区位及水热条件良好。自1980年以来,江西在吉泰盆地及鄱阳湖平原两地分别建立了一批商品粮基地县,同时它还是中国重要的粮食主产区及国家推行农业绿色生产的重点地区,选取其为研究区域在探讨农户生态耕种具有较好的代表性。

本文数据来自2018~2019年《江西省农户生态耕种认知与行为》的抽样调查,基于生态耕种内涵,即凡是遵循生态系统基本原理、避免人为地对耕地系统不可逆的干扰,以利于改善农业生态环境的农业生产行为,将测土配方施肥、种植绿肥、施用有机肥、减量施用化肥、施用低毒低残留农药、作物轮作、秸秆还田、生态农业模式(如“稻鱼”生态养殖模式、南方“猪-沼-果”生态模式等)、农膜回收和保护性耕种(如休耕、免耕)等10种行为纳入生态耕种范畴。根据地形地貌、经济发展水平差异等,课题组采用分层随机抽样方法选择了11市47县(区)进行了问卷调查(图1)。本次调查共发放问卷1600份,去除矛盾数据及部分不完整数据的问卷后,剩余有效问卷1488份,再剔除空间回归模型中显著性较差的问题样本,最终有1203份问卷纳入本次研究。在被调研的1203户农户中,生态耕种采纳数均值为4,采纳数为0和10的分别有65、24户,占比较低;采纳数为4和5的农户最多,共有447户,占比37.15%。

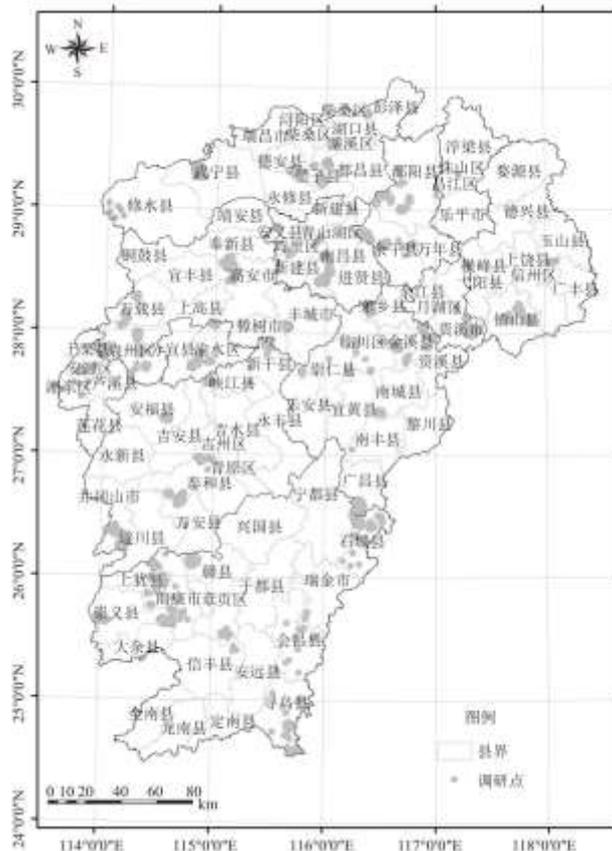


图 1 生态耕种抽样调查点分布图

1.2 变量选取与测度

本文的主要变量类型包括因变量、自变量和控制变量。根据 Icek Ajzen^[14]的计划行为理论,农户生态耕种(因变量)与其行为意向高度正相关,行为意向又与个体认知、社会压力及资源禀赋相关(自变量);除此之外,其他因素也会对农户生态耕种行为产生影响(控制变量)。农户生态耕种(因变量)无法直接观测,本文采用生态耕种采纳度表达:农户对某一行为的采纳度,取决于其认知、意愿与行为决策,生态耕种采纳度从认知、意愿和行为态度 3 个维度对其进行衡量^[11]。自变量和控制变量选择了户主年龄、地貌、兼业程度、务农年限、农业生产天数、政府补贴、劳动力人数、家庭总人口、农业经济收入、实际耕种面积、耕地破碎化程度、耕地块数等 23 个指标^[15,16]。

空间尺度数据分析遵循地理学第一定律^[17],即空间位置越近的农户,其生态耕种相似度越接近,分析方法可采用空间自相关指数与地理加权回归模型(以下简称 GWR 模型)。在空间尺度上,以农户为单元,对各类变量值进行归总;然后采用逐步回归分析,剔除非显著影响因素(P 值>5%),留下 5 个显著变量:劳动力比重(劳动人口占家庭总人口的比重,%)、政府补贴(未享受农业补贴=0,享受农业补贴=1)、兼业程度(农业=1;农业为主兼业=2;务工为主兼业=3;务工=4)、家距县城距离(农户家距县城的实际距离,公里)、是否为永久基本农田(否=0,是=1)。被调研的农户中,劳动力比重均值 0.67;962 户农户表示有政府农业补贴,占比 79.97%;4 类兼业程度农户分别有 270、328、440 及 165 户;家距县城距离均值 24.48km;被调查的农户中,耕地为永久基本农田的 620 户。最后,经共线性诊断,这 5 个影响因素间不存在共线性^[18](VIF<7.5),可作为 GWR 模型的自变量。

2 研究方法

2.1 空间自相关检验

进行空间自回归和地理加权回归分析之前,必须先通过空间自相关检验。它用于检验某一要素与其相邻空间点的属性值是否显著关联,包括正相关和负相关两种。正相关即该单元与其邻近空间单元的属性值变化趋势相同,而负相关则意味着变化趋势是相反的。空间自相关检验常采用全局莫兰指数(Global Moran's I,以下简称 Moran's I)测度,其值域为[-1,1],Moran's I>0 表示空间正相关性,值越大空间相关性越强;Moran's I<0 表示空间负相关性,值越小空间差异越大;Moran's I=0,无空间相关性,呈随机分布。

2.2 全局空间自回归模型

Anselin 提出分析空间数据的空间自回归模型,该模型属于全局模型,不考虑影响因素对农户生态耕种采纳度影响的空间不均匀性的前提下,其通用表达式如下^[19]:

$$Y = \alpha v_{ij}^{(1)} Y + \lambda X + \varepsilon, \varepsilon = \beta v_{ij}^{(2)} \theta + \mu$$

式中:Y 为因变量农户生态耕种采纳度观测值;X 为自变量观测值; λ 为自变量估计系数; α 、 β 表示空间滞后项及空间误差项,且满足有 $0 \leq \alpha < 1, 0 \leq \beta < 1$; ε 、 μ 为误差项及符合正态分布的随机误差项; $v_{ij}^{(1)}$ 和 $v_{ij}^{(2)}$ 代表区域为 i、j 之间的二进制邻接空间权重矩阵。参数不同时可得到不同估计模型,一般有: $\alpha, \lambda \neq 0, \beta = 0$ 时,应为空间滞后模型(以下简称 SLM 模型); $\lambda, \beta \neq 0, \alpha = 0$ 时,则为空间误差模型(以下简称 SEM 模型)。

SLM 模型和 SEM 模型的选择借助于 2 个拉格朗日乘数 LM(LMlag、LMerr)及其稳健值 R-LMlag、R-LMerr:首先使用不考虑空间

相关性的 OLS 模型，然后基于此模型进行空间自相关检验；然后比较统计量 LMlag 和 LMerr, 如果 LMlag 较 LMerr 在统计上更显著，选用 SLM 模型，否则选用 SEM 模型；如果两者均显著；再比较其稳健统计量 R-LMlag 和 R-LMerr, 如果 R-LMlag 更为显著，则选择 SLM 模型，否则选择 SEM 模型^[20]。

2.3 局部 GWR 模型

作为局部模型，GWR 模型的估计参数会随着空间位置更改而发生变化，它可用于反映影响因素影响的空间非平稳性。它通过引入位置权重，可用来反映变量间关系在空间上的差异，而选择一个合适的最优带宽是构建高质量 GWR 模型的关键，通过对比较证，本文选用 ADAPTIVE 法构成核函数，其方式为要素分布越密集，空间环境越小；反之则空间环境越大；本文选取最小信息准则 AIC 来确定最优带宽。

2.4 模型拟合度比选

模型的拟合度可用经典拟合度 R^2 比较，Schwartz 指标 (SC)、最小信息准则 (AIC) 以及最大似然对数值 (LIK) 可用来比较和评估各模型的拟合优度。通常， R^2 和 LIK 越大、AIC 和 SC 越小，模型的拟合效果越好^[21]。

3 结果与分析

3.1 农户生态耕种的空间自相关检验

采用 ArcGIS 的 Spatial Autocorrelation (Moran' sI) 工具进行计算，农户生态耕种采纳度的 Moran' sI 值为 0.44, Z 值为 45.46, 并在 1% 水平上显著 ($Z > 2.58$), 说明农户生态耕种在空间上的分布存在显著的集聚特征。因此，可采用空间自回归模型进一步分析农户生态耕种与其影响因素之间的关系。

3.2 全局尺度的农户生态耕种的影响因素分析

借助空间自回归模型对农户生态耕种的全局影响因素进行分析，模型选取判断结果表明 LMlag 值显著 (LMlag 的 P 值为 0.0002, 在 1% 水平上显著，而 LMerr 的 P 值为 0.5936, 属于不显著), 因此宜采用 SLM 模型。对比 OLS 模型可发现 (表 1), SLM 模型的 LIK 值增加，AIC 及 SC 值均减少，有效降低了模型估计偏误，并使各因子间的关系更拟合。

表 1 中 SLM 模型空间误差项 λ 的估计系数为 0.6264, 且在 1% 的水平上显著，这表明空间滞后模型的误差项之间存在空间相关性。另外，该模型的 5 个影响变量的 P 值均小于 0.05, 其中劳动力比重、政府补贴、兼业程度、及是否为永久基本农田在 1% 水平上显著，可认为是对农户生态耕种更为重要的影响因素。家距县城距离估计系数均为负，表明从整体来看，家距县城距离对农户生态耕种有负面影响；劳动力比重、政府补贴、兼业程度、是否为基本农田的估计系数均为正数，它们对农户生态耕种呈正面影响，比较估计系数绝对值大小发现，劳动力比重 (1.1692) > 政府补贴 (0.7057) > 是否为永久基本农田 (0.5829) > 兼业程度 (0.3199) > 家距县城距离 (0.0157), 结合上述 P 值检验^[22]结果表明，农户生态耕种受劳动力比重、政府补贴、是否为永久基本农田、兼业程度影响程度最大，家距县城距离影响程度较小。

表 1 生态耕种的两类回归估计结果

变量	OLS 模型		空间滞后模型	
	估计系数	P 值	估计系数	P 值

λ	—	—	0.6264**	0.0001
Constant	2.7059**	0.0001	0.7101**	0.0075
劳动力比重	1.1692**	0.0002	0.7007**	0.0060
政府补贴	0.7057**	0.0001	0.3631**	0.0099
兼业程度	0.3199**	0.0001	0.1422**	0.0061
家距县城距离	-0.0157**	0.0002	-0.0075**	0.0299
是否为永久基本农田	0.5829**	0.0001	0.2847**	0.0097
经典拟合度 R^2	0.0747		0.3779	
最大似然对数值 LIK	-2611.26		-2423.15	
最小信息准则 AIC	5234.53		4860.31	
Schwartz 指标 SC	5265.09		4895.96	

注：“**”表示在1%水平上显著。

3.3 局部尺度农户生态耕种影响因素的空间分异规律

由于各影响因素对农户生态耕种的影响程度在空间上并不一致，需建立 GWR 模型来分析农户生态耕种与影响因素之间的空间分异。本文构建的 GWR 模型的 R^2 及 AIC 值分别为 0.4047、4795.68，其 R^2 较 OLS 模型相比较，且明显增加，而 AIC 值则显著降低。根据判断准则可知：GWR 模型拟合效果较 OLS 模型显著提高。由 GWR 模型得出的影响因素估计结果与空间滞后模型的全局系数不同，其值有正有负，GWR 模型所得估计系数随空间位置不同发生变化，负值说明影响因素对生态耕种的负面作用越明显，正值说明正面作用明显。

对于 GWR 模型所得各样点影响因素的估计系数，因存在空间自相关，可以采用克里金插值进行由点到面的尺度上推为全省空间尺度，揭示各影响因素的空间分异规律。在 ArcGIS 地统计模块中采用普通克里金模型，通过去除数据趋势、设定步长等模型参数，执行交叉验证评估插值精度(表 2)，表明插值结果具有无偏性、结果有效。

表 2 各影响因素回归系数克里金插值精度验证结果

变量系数	预测误差 平均值	预测误差 标准均方根	变量系数	预测误差 平均值	预测误差 标准均方根
劳动力比重	-0.00055	0.9787	家距县城距离	0.00003	1.0055
政府补贴	0.00140	0.9701	是否为永久 基本农田	-0.0010	1.0010
兼业程度	-0.00006	1.0013			

注：预测误差平均值接近于 0 表示预测具有无偏性；预测误差标准均方根接近于 1 时，表示预测有效。

3.3.1 劳动力比重对农户生态耕种的空间影响

劳动力比重即劳动力人数与家庭总人口的比值，基于 GWR 模型，研究区农户生态耕种与劳动力比重关系的结果表明，劳动力比重的系数值有正有负，它对农户生态耕种的影响在空间上差异明显。负值的局部估计系数越小，说明影响因素对农户生态耕种的负面作用越明显，而正值的局部估计系数越大，则说明影响因素对农户生态耕种的正面作用越明显^[23]。

由图 2 可知，劳动力比重在宜春市西南部(万载县、袁州区)、新余市东部(渝水区)、吉安市东北部(峡江县、新干县)、抚州市西部(乐安县)和南部(广昌县)、赣州市北部(石城县)等农户生态耕种的负面影响明显，在其余地区劳动力比重对农户生态耕种产生的正面影响明显。江西省北部(九江市、景德镇市、上饶市和鹰潭市)及南部(赣州市)劳动力比重对的生态耕种采纳的正面影响更为明显，对于劳动力比重更大的家庭，进行农业生产的人数越多，由于这部分群体对耕地的依赖性更大，他们更有可能采取保护耕地质量的生态耕种行为。在劳动力比重发挥正面影响的地区，政府可以有针对性的制定减少劳动力外流的政策，以此提高当地的劳动力比重，激励农户进行生态耕种。

3.3.2 政府补贴对农户生态耕种的空间影响

由图 3 可知，政府补贴对赣州市以外的农户都有积极的正面影响。因为政府提供的农业生产补贴，比如种粮直补、良种补贴、农机购置补贴等，不仅降低了农业投入成本，也为引导农户转变传统耕种方式，采纳新型农业技术提供了政策保障。实际上，农业补贴政策^[24]是国家对农业生产者进行激励的一种方式，而农业补贴的金额也在逐渐增加，越来越多的人开始注意到农业补贴的存在，它是激励农户采取生态耕种的一种重要手段，这一点在周静等^[25]对湖南省 6 县 419 户稻作大户生产投入行为及其空间分布特征的研究中也得到了证实。对于产生负面影响即政府补贴的回归系数为负数的地区(赣州市大部分区域)，恰好反映了态度行为的复杂性，其作用过程有待深入探讨，且政府补贴的全局系数为正，它依旧可认为是一项重要的激励手段。就整体来看，赣北对政府补贴因子的敏感程度普遍高于赣南，赣州市东部对政府补贴因子的敏感程度高于赣州市西部。

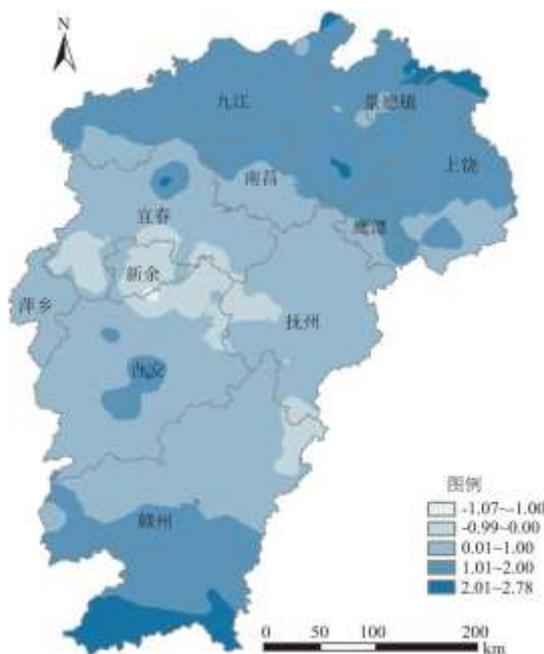


图 2 劳动力比重回归系数分布图

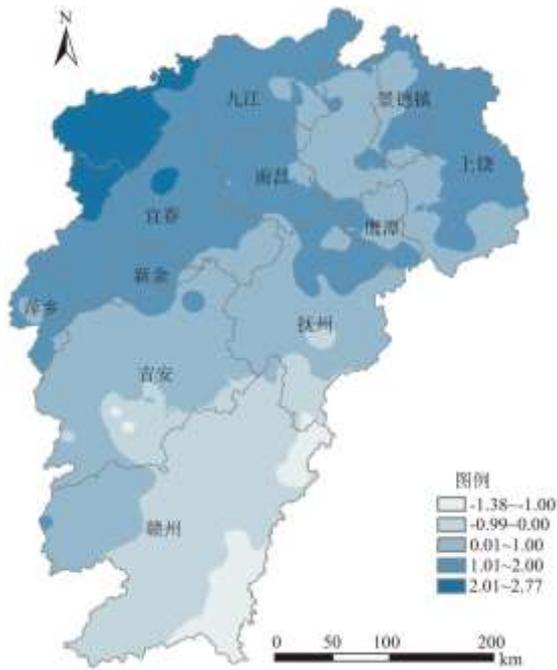


图 3 政府补贴回归系数分布图

3.3.3 是否为永久基本农田对农户生态耕种的空间影响

永久基本农田特指部分高产且优质的耕地，其耕作条件往往比普通耕地要好。由图 4 可见，除江西省西南部永久基本农田的回归系数为负数外，其余地区大部分均为正数，这与农户调研情况相符。耕作条件越好的地块，农户越倾向于采纳更为生态、更加可持续的耕作方式，以期获得更多、更持久的农业效益，从而形成一种耕地保护的良性循环。另外，永久基本农田完善的基础设施，如灌排沟渠齐全、路网通畅，有利于农业生产活动机械化等，既可为农户从事耕种行为提供方便，也利于降低耕种风险，提高耕种收益。对划定的永久基本农田实行特殊严格的保护是激励农户采纳生态耕种行为的重点之一，赣州北部(石城县、广昌县)、抚州南部(南丰县)、景德镇与上饶交界区域(珠山区、鄱阳县、余干县)等地对永久基本农田影响因子敏感程度较高，且回归系数均为正数，说明在这些区域加强永久基本农田建设，当地的农户更有可能会采纳生态耕种。

3.3.4 兼业程度对农户生态耕种的空间影响

根据图 5, 全省大部分地区兼业程度的回归系数为正数，在调研的 1203 户农户中，仅有 417 户兼业程度的回归系数为负数，其余 786 户农户回归兼业程度的回归系数为正数，这表明纯农户采纳生态耕种的可能性较低。从理论上来看，农户兼业程度越高，对农业的依赖和关注程度就越低，采纳生态耕种行为的可能性就越低。但事实并非如此，主要原因是纯农户长期以来形成的耕作惯性造成他们对新的耕作方式接纳度更低，并且耕地种植仍然是纯农户维持生计的来源，采取本文所归纳的 10 种生态耕种方式(秸秆还田、农膜回收、低毒低残留农药、保护性耕作、作物合理轮作、生态农业模式、测土配方施肥、种植绿肥、施用有机肥、减量施用化肥)有使作物产量降低的风险，这会导致经济效益是否增长具有不确定性，另外，外出务工人员信息渠道更畅通，也更能理解生态耕种的重要性和优势，进行农业生产时更倾向于采取生态耕种；兼业农户也会因其非农收入比例的不同而产生不同程度的耕地保护意愿，但全省绝大部分地区对兼业程度的敏感度不高。

3.3.5 家距县城距离对农户生态耕种的空间影响

根据图 6, 家距县城距离影响为负的地区明显多于影响为正的地区。被调研的 1203 户中, 有 708 户农户家距县城距离对生态耕种影响为负, 占比约为 59%, 并且这些县(区)主要集中在江西省的北部及南部地区, 呈现出了明显的空间集聚。这表明农户家距县城距离越远, 越偏向于采纳生态耕种。这可能是由于越靠近县城周边的耕地越容易被侵占而导致的, 这与耕地承包权越稳定, 农户越愿意参与耕地保护相一致。对于影响力为负的县区, 更要深究其原因, 找出具体的解决办法。在全省大部分分地区, 家距县城距离对生态耕种的敏感度较低外, 最大影响系数仅 0.11。相对而言, 劳动力比重、政府补贴、基本农田及兼业程度的最大影响系数分别约为 2.78、2.77、3.27、1.60。因此在制定激励政策时, 要优先考虑其他 4 个敏感度更高的因子。

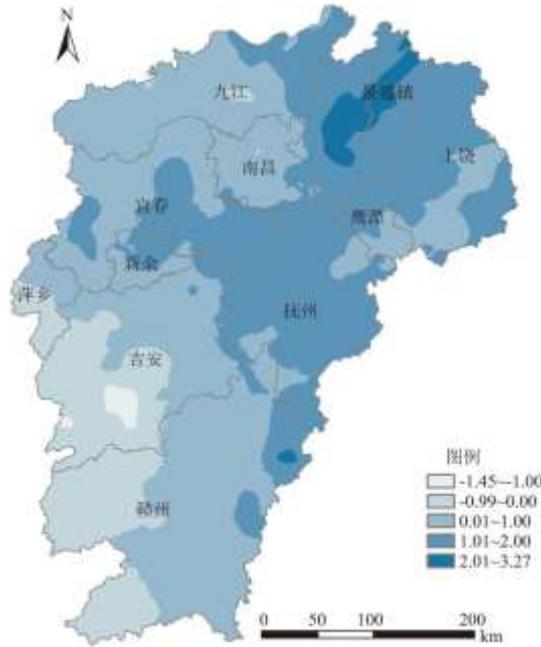


图 4 永久基本农田回归系数分布图

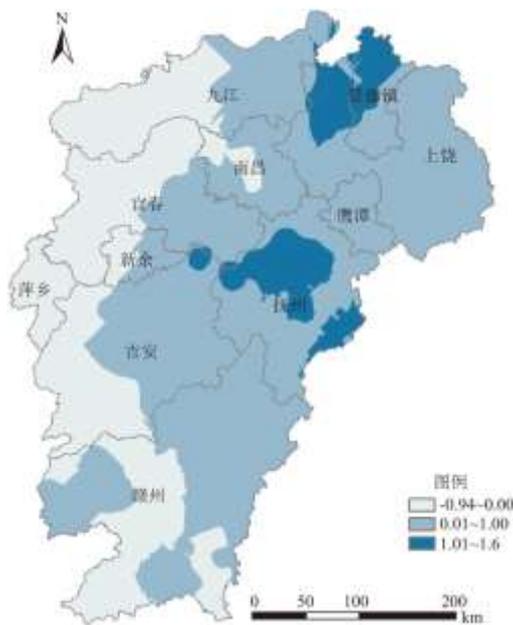


图 5 兼业程度回归系数分布图



图 6 家距县城距离回归系数分布图

4 结论与建议

4.1 研究结论

本文从江西省农户生态耕种抽样调查中识别具有显著特征的影响因素，并从整体和局部两个角度分析生态耕种与其影响因素间关系，以此揭示生态耕种影响因素的空间分异规律，结果表明：

(1) 尽管 SLM 模型的 R^2 为 0.38, GWR 模型的 R^2 为 0.40, 自变量对因变量的解释效果在统计学上效果为中度相关，但构建的模型 P 值显著，并且考虑到不同的学科背景及生态耕种影响因素的复杂性，江西省农户生态耕种表现为空间自相关。

(2) 从全局看，劳动力比重、政府补贴、是否为永久基本农田及兼业程度为影响生态耕种空间分异的主要因素，它们的全局相关系数分别为 1.17、0.71、0.58、0.32, 在制定激励农户生态耕种对策时可以此为切入点。

(3) 从局部看，各影响因素对农户生态耕种的影响强度和敏感度在空间上不同位置并不一致，具有明显的空间分异规律。劳动力比重负向影响的地区集中在江西省中部以西，其余地区正面影响明显；政府补贴在赣南以外的地区均呈积极的正面影响，且激励效果明显；除江西省西南部外，永久基本农田回归系数均为正数，且赣东、赣东北对永久基本农田影响因子敏感程度较高，这表明耕作条件越好的地块，农户越倾向于生态耕种；兼业程度在江西省大部分区域的回归系数为正数，表明兼业农户更可能采纳生态耕种；家距县城距离呈负向效应，但影响有限。

4.2 政策建议

(1) 全面落实永久基本农田保护制度。

相对而言，农户更愿意在永久基本农田上进行生态耕种，因此要巩固永久基本农田划定成果，完善保护措施，提高监管水平；此外，耕地质量越好，农户越有可能采取保护耕地质量的生态耕种行为，应尽快实现各农业设施的相互配套，为农户进行农业生

产提供便利条件。

(2) 坚持并加大政府的农业补贴力度。

为激励农户进行生态耕种，促进耕地生态保护，应坚持政府的农业补贴，虽然种粮直补、良种补贴、农机购置补贴等已被纳入新的农业政策中，但相对于目前的种粮成本来说，补贴力度远远不够。可以对采纳生态耕种的农户制定针对性的补贴政策，补贴标准与生态耕种的农作物播种面积及产量相挂钩。

(3) 鼓励和引导农户农闲时外出务工。

外出务工人员接触农业新技术的可能性更大，较纯农户拥有更大的信息平台，支持并引导农户农闲时外出务工在增加农民受益、改善农民生活质量的同时也增加了农户采取生态耕种行为的可能性。另外要调整农产品结构，不同农产品的用工用时不同，研究表明玉米等农作物工时投入较少，可以兼顾外出务工。

参考文献:

[1]陈美球, 刘桃菊. 我国生态耕种存在的问题及其应对策略[J]. 中州学刊, 2020(1):46-51.

[2]李然嫣, 陈印军. 东北典型黑土区农户耕地保护利用行为研究——基于黑龙江省绥化市农户调查的实证分析[J]. 农业技术经济, 2017(11):80-91.

[3]李莎莎, 朱一鸣, 马骥. 农户对测土配方施肥技术认知差异及影响因素分析——基于 11 个粮食主产省 2172 户农户的调查[J]. 统计与信息论坛, 2015, 30(7):94-100.

[4]王学婷, 何可, 张俊飏, 等. 农户对环境友好型技术的采纳意愿及异质性分析——以湖北省为例[J]. 中国农业大学学报, 2018, 23(6):197-209.

[5]王思琪, 陈美球, 彭欣欣, 等. 农户分化对环境友好型技术采纳影响的实证研究——基于 554 户农户对测土配方施肥技术应用的调研[J]. 中国农业大学学报, 2018, 23(6):187-196.

[6]王喜, 梁流涛, 陈常优. 不同类型农户参与耕地保护意愿差异分析——以河南省传统农区周口市为例[J]. 干旱区资源与环境, 2015, 29(8):52-56.

[7]谢贤鑫, 陈美球. 务农年限、邻里交流与农户生态耕种采纳度——基于江西省的数据验证[J]. 长江流域资源与环境, 2020, 29(4):1016-1026.

[8]刘艳婷, 陈美球, 邝佛缘, 等. 预期收益、可行能力对农户生态耕种采纳意愿的影响及其代际差异[J]. 长江流域资源与环境, 2020, 29(3):738-747.

[9]谢贤鑫, 田云, 陈美球, 等. 农户生态耕种行为及其影响因素研究——以江西省为例[J]. 中国农业资源与区划, 2020, 41(1):38-47.

[10]温丹, 陈美球, 邝佛缘, 等. 资源禀赋对农户生态耕种行为决策的影响分析[J]. 水土保持研究, 2019, 26(2):320-325.

-
- [11]陈美球,袁东波,邝佛缘,等.农户分化、代际差异对生态耕种采纳度的影响[J].中国人口·资源与环境,2019,29(2):79-86.
- [12]张淑娴,陈美球,谢贤鑫,等.生态认知、信息传递与农户生态耕种采纳行为[J].中国土地科学,2019,33(8):89-96.
- [13]李楠楠,周宏.农户资本禀赋对耕地质量保护行为选择的影响——以江西省为例[J].地域研究与开发,2019,38(2):153-157.
- [14]AJZEN I.The theory of planned behavior[J].Organizational Behavior & Human Decision Processes,1991,50(2):179-211.
- [15]谢贤鑫,陈美球.农户生态耕种采纳意愿及其异质性分析——基于 TPB 框架的实证研究[J].长江流域资源与环境,2019,28(5):1185-1196.
- [16]张洁,陈美球,谢贤鑫,等.农户生态耕种采纳行为影响因素实证研究——基于江西省 1488 份农户的调查数据[J].生态经济,2020,36(5):99-103.
- [17]TOBLER W R.A Computer movie simulating urban growth in the detroit region[J].Economic Geography,1970,46(2):234-240.
- [18]胡家昱,刘丙军.基于空间自回归和地理加权回归模型的佛山市中心城区河网水系演变驱动分析[J].水文,2019,39(2):7-13.
- [19]ANSELIN L.Spatial econometrics:Methods and models[M].Springer Netherlands,1988.
- [20]MCMILLEN,D P.Geographically weighted regression:The analysis of spatially varying relationships[J].American Journal of Agricultural Economics,2004,86(2):554-556.
- [21]ANSELIN L,FLORAX R J G M.New directions in spatial econometrics:Introduction[M].Springer,1995.
- [22]贾俊平,何晓群,金勇进.统计学(第七版)[M].北京:中国人民大学出版社,2018.
- [23]约日古丽卡斯木.艾比湖流域经济—生态系统耦合时空分异及影响因素研究[D].新疆大学,2019.
- [24]陈美球,钟太洋,吴月红.农业补贴政策对农户耕地保护行为的影响研究[J].农林经济管理学报,2014,13(1):14-23.
- [25]周静,曾福生.农业支持保护补贴的政策认知及其对满意度的影响研究——基于湖南省 419 个稻作大户的调查[J].农村经济,2019(4):88-94.