

契约稳定性能否提升家庭农场 耕地质量保护行为?

——基于空间计量分析

程玲娟, 邹伟

(南京农业大学公共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘 要:耕地质量保护行为是落实藏粮于地, 筑牢粮食根基与实现农业高质量发展的重要途径。基于 2018 年江苏省金湖县 567 户种粮类家庭农场的实地调研数据, 运用空间计量模型分析契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为的影响, 并检验家庭农场之间耕地质量保护行为的示范效应。结果表明: 第一, 家庭农场耕地质量保护行为在地理空间上具有显著的空间溢出效应。第二, 契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为呈正向显著影响, 且影响测土配方施肥与土地整理的因素有所差异。第三, 契约稳定性通过提高家庭农场贷款金额获得促进耕地质量保护行为。所以, 建议在农地“三权分置”背景下, 制定耕地质量保护行为政策时, 应充分考虑空间依赖性, 规范农地流转市场、搭建信息交流平台、扩大农地经营权抵押贷款试点范围和培育耕地质量保护的重点传播对象。

关键词:契约稳定性; 耕地质量保护; 家庭农场; 空间计量模型; 空间溢出效应

中图分类号: F301.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1673-9841(2022)02-0107-13

一、引 言

耕地是粮食生产的命根子, 也是保障我国粮食安全和百姓“米袋子”的前提与基础。有效的农产品供应离不开高质量的耕地, 忽视耕地质量保护将阻碍农业的提质增效, 不利于实现农业高质量发展目标。由于工业化、城镇化的快速发展与耕地健康矛盾加剧, 造成严重的地力透支、耕地污染及农产品品质下降等严峻的问题。《2014 年中国国土资源公报》显示全国耕地平均质量等级为 9.96 等, 总体耕地质量水平偏低, 严重制约我国粮食安全与农业可持续发展。因此以生态绿色农业为导向, 国家相继出台了耕地地力保护补贴政策, 推行“藏粮于地、藏粮于技”战略, 引导农户进行耕地质量保护。由于分散的小规模经营难以适应现代农业发展要求, 缺乏有效的市场竞争力, 催使我国大力培育发展新型农业经营主体。2014 年农业部门发布《关于促进家庭农场发展的指导意见》, 要求加强政策扶持与指导工作。意味着, 以家庭经营为基础的适度规模经营成为我国农业发展的主导模式。但该政策最初的主要目标是解决谁来种地、如何实现农业增

作者简介:程玲娟, 南京农业大学公共管理学院, 博士研究生。

通讯作者:邹伟, 南京农业大学公共管理学院, 教授, 博士生导师。

基金项目:国家社会科学基金重点项目“小农户和现代农业发展有机衔接的机制研究”(18AGL014), 项目负责人: 邹伟。

产增收,实现小农户与现代农业有机衔接,却忽视了其在农业绿色发展中的作用。家庭农场作为实现农业转型和推动乡村振兴的骨干力量^[1],其耕地质量保护行为与决策动机是质量兴农、绿色兴农、品牌强农的基础前提,同时也是实现农业可持续发展与乡村振兴的关键。

梳理已有文献发现,关于耕地质量保护行为研究较为丰富,主要包括以下4个方面:其一,肯定农户在我国耕地质量保护中的地位与作用。耕地保护主体包括国家、集体、农民个体和用地单位,耕地质量受各大主体的农业发展目标影响较大。但绝大部分学者认为农户作为耕地最直接的利用者,其耕地利用行为是耕地质量保护的关键因素^[2-3]。其二,关于农户耕地质量保护行为意愿及其影响因素的研究。如性别、年龄、教育程度、收入状况、社会网络、耕地保护责任认知、代际差异、兼业程度等^[3-9]均影响耕地质量保护行为。其三,经济政策因素对耕地质量保护行为影响研究。有学者认为政府信息技术推广和补贴措施激励的缺失可能是造成耕地质量恶化的重要因素^[10]。其四,契约稳定性对耕地质量保护行为影响。一些学者从成本收益角度出发^[11-12],认为耕地质量保护并非短期投资,当年投入资金、时间等成本要在随后的几年或若干年后获取全部收益,当农地产权不清晰、地权安全性较差时,在有限经营权期间内农户通常采取掠夺式经营方式获取收益^[13-15]。但随着20世纪90年代新地理经济学兴起和广泛应用,一些学者开始从空间经济学的视角分析单一的耕地质量保护行为的空间示范效应,表明农户施肥行为^[16]、农户有机农业采纳^[17-18]及社会化服务采纳^[19]等均存在空间依赖性,并表明在农业市场信息不充分背景下,农户之间技术传播主要通过面对面的交流实现^[20],农业技术扩散与传播高度依赖地理邻近性。

综上所述,现有文献为契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为研究提供重要的参考价值,但仍具有较大拓展潜力:一方面,关于耕地质量保护行为的研究更多的是将家庭农场行为置于一般土地利用者层面考虑,未围绕家庭农场特征进行深入剖析,忽视流转租期对耕地质量保护行为的影响及机制;另一方面,已有研究从化肥或有机农业等单一的耕地质量保护行为考察其示范效应,较少将契约稳定性和家庭农场耕地质量保护行为纳入同一框架,从示范效应的角度,考察契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为影响。若忽视地理空间上的相关性和异质性可能无法挖掘契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为影响的空间特征,将使得耕地质量保护行为模型估计结果产生偏误,影响其估计精度。针对以上不足,本文以江苏金湖县567户种粮类家庭农场调研数据为基础,在构建地理邻接的空间矩阵下运用空间滞后模型与空间误差模型探讨契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为的影响机制及其溢出效应。对上述问题的回答有利于提高家庭农场耕地质量保护行为,为推进绿色农业,实现农业可持续发展提供重要依据。

二、理论分析与研究假说

本文主要关注三个问题,一是契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为的影响如何;二是家庭农场之间的耕地质量保护行为是否产生一定区域间的示范效应;三是契约稳定性对耕地质量保护行为的影响机制是什么,以此判断契约稳定性对耕地质量保护行为影响。因此,本文的理论部分分为三个部分,第一,辨清契约稳定性与耕地质量保护行为之间的关系;第二,厘清家庭农场之间的耕地质量保护行为是否存在示范效应;第三,建立“契约稳定性——信贷金额—耕地质量保护行为”分析框架,分析契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为的影响机制。

(一) 契约稳定性对家庭农场耕地保护行为研究

根据产权理论可知,明晰、稳定的产权将会提高农户生产预期、加大耕地质量保护投资。由于耕地质量保护成败直接影响农作物产量和农产品品质等^[6],农户作为“理性经济人”,在预期收

益不高情况下,将不会积极地进行耕地质量保护。家庭农场与小农户不同,其主要以利润最大化为目标从事专业化、规模化的农业生产经营,经营的耕地主要以转入为主,更加重视耕地生产要素功能,迫切需要在有限期限内获得更高的经济收益。而契约稳定性具有“保证效应”^[21-22],是实现市场投资回报的保障。因此,农地经营期限越长,转入户享有耕地质量保护投资收益期越长,越有利于转入农户开展相关耕地质量保护行为投资。因此,签订长期稳定的农地流转契约,有效保障家庭农场拥有长期稳定的农地经营权,降低耕地保护行为投资收益的不确定性与风险性。因此,提出假说 H1:

H1: 契约稳定性有利于提高家庭农场耕地质量保护行为。

(二) 家庭农场之间耕地保护行为的示范效应

根据新经济地理学理论^[23],相互邻近的经济主体可以通过知识传播、技术溢出带动周边农户。由于对耕地质量保护行为缺乏认知,农户认为进行耕地质量保护行为所获净收益存在不确定性。农户可以通过某种学习和了解,降低这种不确定性,从而改变农户生产决策行为。本文从信息搜寻成本解释耕地质量保护行为的示范效应。

假设农业决策者是风险中性的,并在是否进行耕地质量保护时能够自由选择。为简化模型,本研究只考虑进行耕地质量保护行为的成本构成。借鉴应瑞瑶,杨皓天等^[19,24]模型,假设 P 代表农产品价格; Y_i 代表农作物产量; S_{ji}^c 表示集合 k 中农户 i 的第 j 种生产要素投入量,其中, $j=1, 2, \dots, j, k \in \{c, noc\}$,其中, c 表示进行耕地质量保护的家庭农场、 noc 表示未进行耕地质量保护的家庭农场; ϵ_i 代表影响家庭农场进行耕地质量保护的其他因素,如个人特征、家庭特征和生产特征等; Z_i 代表耕地质量保护成本收益信息的单位搜寻成本; I_i 代表家庭农场搜寻到耕地质量保护的收益信息的数量; C_i 代表进行耕地质量保护后生产成本变化; $w_i = (w_{1i}, w_{2i}, \dots, w_{ji})$ 表示农作物生产要素的单位价格向量,因此,进行耕地质量保护和未进行耕地质量保护的农作物生产的利润函数如下:

$$\pi_i^c = PY_i(S_{ji}^c, \epsilon_i) - (Z_i I_i^c + C_i) - \sum_{i=1}^j w_{ji} S_{ji}^c \quad (1)$$

$$\pi_i^{noc} = PY_i(S_{ji}^{noc}, \epsilon_i) - Z_i I_i^{noc} - \sum_{i=1}^j w_{ji} S_{ji}^{noc} \quad (2)$$

运用 Hotelling 引理,得出农作物供给函数、生产要素及其信息需求函数,最后将这些最优解带到上式中,进行耕地质量保护和未进行耕地保护的家庭农场的利润函数分别为 $\pi_i^c(P_i, C_i, S_i, w_i, \epsilon_i)$ 、 $\pi_i^{noc}(P_i, S_i, w_i, \epsilon_i)$ 。因此,当 $\pi_i^c > \pi_i^{noc}$ 时,如下:

$$PY_i(T_{ji}^c, \epsilon_i) - PY_i(T_{ji}^{noc}, \epsilon_i) > S_i(I_i^c - I_i^{noc}) + C_i + \left(\sum_{i=1}^j w_{ji} S_{ji}^c - \sum_{i=1}^j w_{ji} S_{ji}^{noc} \right) \quad (3)$$

从式(3)中可知,基于利润最大化,多种因素对家庭农场进行耕地质量保护构成影响。除家庭农场的家庭特征等因素以外,耕地质量保护成本收益信息获取及其难易程度对家庭农场进行耕地质量保护起到重要作用。由此可知,未进行耕地质量保护家庭农场若从进行耕地质量保护的家庭农场中获取相关信息,将一定程度降低信息获取成本与难度,降低进行耕地质量保护所面临的不确定性。因此,依据成本最小化理论,提出以下假说 H2:

H2: 家庭农场之间的耕地质量保护行为具有示范效应。

(三) 契约稳定性、信贷金额与耕地质量保护行为

家庭农场在专业化、规模化的过程中,耕地保护性投资大多是资金偏向型投资,如土地整理、测土配方施肥、施用有机肥等,仅靠内源融资不能满足其资金需求,很大程度上限制耕地质量保

护投资。信贷金额获得是家庭农场进行耕地质量保护行为的重要路径。首先,流转关系稳定,保障农业收入的稳定性。银行等正规金融机构或亲朋好友以此判断其贷款偿还能力。因此,农地经营权越稳定,获得贷款可能性越大,进而缓解农户资金约束,促进其进行耕地质量保护;其次,在农地“三权分置”改革背景下,从法律层面赋予农地抵押贷款和担保功能,土地产权稳定有利于耕地成为抵押品获得信贷金额。现实中,农地抵押贷款又分为承包型土地经营权抵押贷款^[25]和流转型土地经营权抵押贷款^[26]。家庭农场的土地主要是以转入为主,与小农户不同,其主要是流转型土地经营权抵押贷款。因此,稳定的经营权有利于提高家庭农场的农地抵押变现能力,一定程度上提高抵押物品的价值,凸显出因契约稳定性引致的“溢出效应”,从而使得家庭农场获得更多抵押贷款的资本,缓解家庭农场的资金约束,促进家庭农场进行耕地质量保护行为。因此,本文提出研究 H3。

H3: 契约稳定性能够提高家庭农场的信贷可得性,增加耕地保护性投资能力,促进家庭农场进行耕地质量保护。

三、模型、数据和描述性统计

(一)模型构建

1. 基准回归模型

为分析契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为的影响,本文设定如下计量模型:

$$Y_i = \alpha_1 + \beta_1 X_i + \sum_{j=1}^n r_j K_{ij} + e_i \quad (4)$$

式(4)中,被解释变量 Y_i 为第 i 个家庭农场耕地质量保护行为,分别选用测土配方施肥和土地整理表示; X_i 表示契约稳定性这一核心解释变量; K_{ij} 表示控制变量; α 、 β 、 r 为待估系数; e 为随机误差。

2. 空间自相关检验

在运用空间计量模型之前,需进行空间自相关检验以考察数据是否存在空间依赖性,即是否存在示范效应,同时还需要设置空间权重矩阵以衡量家庭农场之间的空间关系。本文选用全局莫兰指数(Moran's I)和局部莫兰指数来验证。全局莫兰指数公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\eta^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (5)$$

式(5)中, $\eta^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ 为样本方差, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$, w_{ij} 为空间权重矩阵,反映家庭农场之间耕地质量保护行为被影响的程度。莫兰指数的显著性主要依据 Z 检验统计量来判断。

$$Z = \frac{1 - E(I)}{\sqrt{V(I)}} \quad (6)$$

式(6)中, $E(I)$ 为期望, $V(I)$ 为方差。若 I 显著为正,表明家庭农场耕地质量保护行为在乡镇层面上存在正的空间相关性,反之则不存在相关性。

局部莫兰指数公式为:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{\eta^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (7)$$

式(7)中, I_i 为地区 i 局部莫兰指数,莫兰指数取值范围在 $[-1, 1]$ 之间,莫兰指数大于 0 表示

家庭农场耕地质量保护行为存在正向空间依赖,莫兰指数小于 0 则表明存在负相关,莫兰指数等于 0 表示家庭农场耕地质量保护行为不存在示范效应。

3. 空间计量模型设定

在空间计量经济学理论中,空间依赖性主要体现在计量模型的被解释变量和误差项的滞后项。因此,空间计量模型划分为空间滞后模型(spatial lag model, SLM)和空间误差模型(spatial error model, SEM)。

空间滞后模型(SLM)形式如下:

$$Y_i = \lambda_0 + \alpha \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_j + \lambda_1 X_i + \lambda_2 Z_i + \mu_i \quad (8)$$

空间误差模型(SEM)形式如下:

$$Y_i = \lambda_0 + \lambda_1 X_i + \lambda_2 Z_i + \mu_i \quad (9)$$

其中,误差项 μ_i 的产生过程为:

$$\mu_i = \eta \sum_{j=1}^i G_{ij} \mu_j + v_i, v_i \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (10)$$

(8)式和(9)式中, Y_i 表示家庭农场 i 的耕地质量保护行为; W_{ij} 代表家庭农场 i 和家庭农场 j 的空间权重矩阵元素; $\sum_{j=1}^n W_{ij} Y_j$ 为空间滞后因变量,除家庭农场 i 之外其他家庭农场耕地质量保护行为的加权总值; X_i 表示影响家庭农场 i 耕地质量保护行为的核心解释变量契约稳定性; Z_i 代表控制变量; α 表示因变量的空间自回归系数; λ_1 和 λ_2 为各解释变量的估计系数; λ_0 为常数项; μ_i 为随机误差项。式(10)中, G 是误差项的空间权重矩阵,本文所用的 W 和 G 是相同的空间权重矩阵; $\sum_{j=1}^n G_{ij} \mu_j$ 为空间滞后误差变量,代表除家庭农场 i 以外其他家庭农场观测值的误差加权总值; η 为误差项的空间自回归系数; v_i 为残差扰动项。参数 η 衡量了存在于误差扰动项之中的空间效应,这种效应以不可观测的形式影响家庭农场耕地质量保护行为。

本文选择邻近空间权重矩阵,邻近空间矩阵采用 rook 邻近的计算方法,矩阵的元素中样本农户处于同一乡镇行政边界时为 1,否则为 0。

(二)数据来源

本文所用研究数据来源于 2018 年 5 月课题组联合金湖县农业部门对江苏省金湖县种粮家庭农场开展的实地入户调研。采用分层抽样方法收集调研数据。首先,根据乡镇粮食种植情况,选取 10 个样本乡镇。其次,每个乡镇随机选取 12 个左右的村,最后,每个村随机选取 6 户左右的种粮家庭农场,采用入户访谈方式进行调查,以保证调查数据样本具有代表性。调研内容主要涉及个人特征、家庭特征、农业生产经营特征和政策支持等方面,其中农业生产经营特征中包含了家庭农场耕地质量保护行为,如测土配方施肥、土地整理的情况,政策支持中包含了农业保险、农业补贴等情况。本次调研共获得 606 份问卷,在剔除缺失值和异常值后,共获 567 份有效问卷,问卷有效率为 93.56%。调查区域选择主要基于两点考虑:其一,金湖县推进建设家庭农场集聚区及综合服务中心,并积极推动粮食绿色高产万亩示范田建设,大力推广有机肥;其二,金湖县是江苏省的农业大县,通过经营主体、土地流转服务站、农商行“三方协议”方式,创新农地经营权抵押贷款(全国试点之一),缓解了新型农业经营主体发展面临的资金约束等问题,截至 2018 年,全县农用地抵押面积达 26 万亩,承包权抵押贷款金额 3.5 亿元,其中包含的家庭农场达 2.74 万户。因此,基于该数据考察契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为具有典型代表性。

(三) 变量说明

被解释变量:耕地质量保护行为用测土配方施肥和土地整理来表征,测土配方施肥可以有效改善土壤养分不均衡的问题,提高耕地质量^[27],土地整理则有利于农业机械化耕作、农田灌溉和提高耕地质量,为更好地进行规模化种植创造条件。

核心解释变量:本文选用农地经营权期限^[28-29]作为衡量家庭农场契约稳定性指标,即家庭农场与转出方签订合同期限。

中介变量:本文选用信贷金额作为契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为影响的内在传导机制。

控制变量:根据已有研究发现,农户特征、家庭特征和生产经营特征等也是影响农户耕地质量保护行为关键因素^[6,28,30]。本文选取控制变量主要包括农场主个人特征、家庭特征、土地及生产经营特征和政策支持特征四个方面。变量说明和描述统计分析如表 1 所示:

表 1 变量说明与描述统计分析

变量类型	变量名称	变量含义及赋值	均值	标准误
被解释变量	土地整理	是否对转入耕地进行土地整理;未整理=0,局部修整=1,全面整理=2	1.026	0.529
	测土配方施肥	未采用=0,偶尔采用=1,一直采用=2	0.929	0.664
核心解释变量	契约稳定性	农地流转年限;年	4.727	1.915
中介变量	贷款金额	贷款金额/耕地面积;万元/亩	0.054	0.078
	年龄	农场主实际年龄;岁	51.152	6.585
控制变量	文化程度	小学=1;初中=2;高中/中专/职高=3;大专=4;本科=5	2.545	0.712
	村干部	家中是否有村干部? 否=0,是=1	0.108	0.310
	非农人数占比	非农人数占农业人数比	0.261	1.043
	农业技术培训	否=0,是=1	0.875	0.331
	地块规模	耕地总面积/地块数量;亩	38.826	68.292
	经营规模	粮食种植面积;亩,取对数	5.333	0.538
	示范等级	是否省级、市级、县级示范? 是=1;否=0	0.079	0.271
	农业补贴	农业补贴占比	0.098	0.164
	农业保险	是=1,否=0	0.002	0.003
	农业纯收入	农业纯收入;万元	18.516	28.773
社会化服务	是否提供社会化服务,是=1,否=0	0.328	0.470	

四、实证结果分析

(一) 耕地质量保护行为的空间自相关分析

1. 全局空间自相关

由表 2 可知,采用测土配方施肥和土地整理在邻近空间权重矩阵下的全局 Moran's I 值分别为 0.983 和 0.216,且均在 1% 的统计水平上显著,表明家庭农场耕地质量保护行为存在较强空间关联性。表明耕地质量保护程度高的农户在地理空间上相互聚集,耕地质量保护程度低的农户在地理空间上相互聚集。

表 2 全局 Moran's I 的检验结果

变量	Moran's I	sd(I)	p-value
测土配方施肥	0.983	0.007	0.000
土地整理	0.216	0.007	0.000

2. 局部空间自相关检验

全域自相关表明家庭农场耕地质量保护行为具有示范效应,为进一步确定示范分布的具体区域,采用局域自相关分析。结果发现,家庭农场的局部 Moran's I 显著水平达到 0.10 以上显著,表明家庭农场耕地质量保护存在局部空间自相关。从土地整理空间分布看,金南镇、银涂镇等地属于进行土地整理较多的集聚区域,而金北镇是进行土地整理较少的集聚区域;从测土配方施肥空间分布看,金南镇、塔集镇、银涂镇采用测土配方施肥较多的集聚区域。因此,家庭农场耕地保护行为在局部存在一定的集聚效应。

(二)模型回归结果

1. 空间效应诊断检验

上述空间相关判断只能检验家庭农场耕地质量保护行为是否存在空间关联性,判断是否适用空间计量模型,还需要对家庭农场耕地质量保护行为和各变量之间是否存在空间效应进行诊断,具体步骤为:一是测土配方施肥和土地整理对各自变量进行 OLS 回归;二是在 stata 中运用 spatdiag 命令进行诊断。从空间效应诊断结果可知,空间误差和空间滞后检验均拒绝原假设。因此,结果表明各变量之间确实存在空间滞后与空间误差效应,故本研究适用于空间计量分析。

表 3 空间效应的诊断检验结果

	邻近空间矩阵					
	测土配方施肥			土地整理		
	Statistic	df	p-value	Statistic	df	p-value
空间误差效应检验(SEM)						
Moran's I	94.391	1	0.000	15.505	1	0.000
Lagrange multiplier	6 042.948	1	0.000	152.212	1	0.000
Robust Lagrange multiplier	1 843.280	1	0.000	2.989	1	0.084
空间滞后效应检验(SLM)						
Lagrange multiplier	4 531.566	1	0.000	199.355	1	0.000
Robust Lagrange multiplier	331.897	1	0.000	50.132	1	0.000

2. 基于基准回归的实证分析

基准回归模型显示,契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为均呈正向显著,且符合预期,其主要原因是长期稳定的农地经营权增强了农户对耕地质量保护性投资的回收预期和保护耕地资源的主观能动性,进而增强了农户进行耕地质量保护的积极性。其次,采用方差膨胀因子进行检验,膨胀因子平均值为 1.08,小于 10,表明模型不存在多重共线性问题。再次,通过聚类标准差回归(CR 回归)避免异方差对模型估计的影响,回归结果也再次验证了上述模型设定的稳健性。由于契约稳定性与家庭农场耕地质量保护行为之间可能存在内生性问题。一方面,遗漏变量,虽然本文在变量选择方面尽量涉及农户个人特征、家庭特征、生产经营特征及政策支持等控制变量,但除此之外,耕地质量保护行为还受到一些不可观测变量的影响;另一方面,双向因果,长期稳定的农地经营权可以激发农户对耕地质量保护的主观能动性,而耕地质量保护投资回报收益期长,进而促进农户租用流转期限更长的土地。为克服模型潜在的内生性问题,我们参考邹伟和崔益邻^[15]的研究,根据“同伴效应”,选取“该村除该农户以外的转入农户中转入农地期限的平均值”作为契约稳定性的工具变量。从表 4 中的工具变量回归结果,发现杜宾豪斯曼检验的

P 值均通过了显著性检验,表明契约稳定性是内生变量。我们在第一阶段的回归方程中,观察到 F 值(142.825)远大于 10,表明不存在弱工具变量问题,且工具变量选取合理。依工具变量回归结果可知,契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为依然具有显著性,再次验证了上述模型设定的稳健性。

表 4 契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为影响

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	CR 回归	CR 回归	工具变量法	工具变量法
	测土配方施肥	土地整理	测土配方施肥	土地整理	测土配方施肥	土地整理	测土配方施肥	土地整理
契约稳定性	0.059*** (0.014)	0.043*** (0.011)	0.064*** (0.014)	0.038*** (0.012)	0.064*** (0.013)	0.038*** (0.012)	0.252*** (0.036)	0.098*** (0.027)
年龄			0.008** (0.004)	-0.003 (0.003)	0.008* (0.004)	-0.003 (0.003)	0.006 (0.005)	-0.003 (0.003)
文化程度			0.198*** (0.037)	0.073** (0.031)	0.198*** (0.039)	0.073** (0.030)	0.162*** (0.043)	0.062* (0.032)
村干部			0.226*** (0.085)	0.195*** (0.070)	0.226*** (0.078)	0.195** (0.078)	0.312*** (0.098)	0.222*** (0.072)
非农人数占比			-0.042* (0.024)	-0.016 (0.020)	-0.042*** (0.011)	-0.016 (0.016)	-0.023 (0.028)	-0.010 (0.021)
农业技术培训			0.336*** (0.080)	0.110* (0.066)	0.336*** (0.096)	0.110 (0.078)	0.412*** (0.092)	0.134** (0.068)
地块规模			-0.001 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001* (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.000 (0.000)
经营规模			-0.003 (0.029)	-0.012 (0.024)	-0.003 (0.027)	-0.012 (0.027)	-0.082** (0.036)	-0.037 (0.026)
示范等级			0.143 (0.095)	0.260*** (0.078)	0.143 (0.112)	0.260*** (0.079)	0.236** (0.110)	0.290*** (0.081)
农业补贴			0.364** (0.159)	0.327** (0.131)	0.364*** (0.126)	0.327*** (0.106)	0.407** (0.182)	0.340** (0.134)
农业保险			1.810 (9.268)	-12.727* (7.626)	1.810 (11.720)	-12.727 (10.550)	16.446 (10.895)	-8.070 (8.018)
农业纯收入			0.000 (0.001)	0.002*** (0.001)	0.000 (0.001)	0.002** (0.001)	-0.003** (0.001)	0.001 (0.001)
社会化服务			0.350*** (0.058)	0.202*** (0.048)	0.350*** (0.054)	0.202*** (0.046)	0.389*** (0.066)	0.214*** (0.049)
_cons	0.649*** (0.073)	0.821*** (0.059)	-0.723*** (0.278)	0.615*** (0.228)	-0.723*** (0.277)	0.615*** (0.236)	-1.193*** (0.328)	0.466* (0.241)
N	567	567	567	567	567	567	567	567
R ²	0.029	0.025	0.195	0.143	0.195	0.143	.	0.104
Huasman 检验							43.96***	6.57**
第一阶段 F 值							142.825***	142.825***
Hansen J 统计量 P 值							0.000	0.000
DWH 检验 P 值							0.000	0.0094

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平

3. 基于空间计量模型的实证分析

前文空间自相关检验结果说明,家庭农场耕地质量保护行为具有空间依赖性。显而易见,基准回归结果没有充分考虑家庭农场行为选择的空間依赖性。因此,本文进一步采用空间计量模型探讨契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为的影响因素。综合考虑表 3 的空间效应诊断检验结果及表 5 模型拟合优度,可知 SLM 模型拟合优度优于 SEM,因此,本文最终选择邻近空间权重矩阵下的 SLM 模型估计结果对控制变量进行分析。

在空间计量模型回归结果中,邻近空间权重矩阵下测土配方施肥和土地整理的空间滞后系数和空间误差系数的符号均为正,并均在 1% 的统计水平上显著。表明家庭农场之间的耕地质量保护行为存在显著正向空间相关性。其原因是面对面的交流是获取生产、技术和政策等信息的重要渠道,一般同一村庄之间的农户保持着一定的社会联系^[31],因此,农户选择耕地质量保护对其周边处于观望状态的农户的行为选择具有示范效应。但一般认为,农户越分散信息交流越困难、信息传递交易成本越高。通过调研可知,虽然家庭农场在地理空间上不是紧邻的邻居,但同属一个乡镇的种粮类的家庭农场之间的交流机会较多。其原因主要有两个方面:一方面,农业相关政府部门经常开展农业技术培训,并不定期组织家庭农场主去实地进行田间观摩及生产经验的交流。另一方面,在调研过程中发现,同一乡镇的家庭农场建有微信群,农户可在群内进行经验交流、信息分享和问题探讨等;这两种渠道一定程度上为家庭农场主提供了信息传播平台。在信息与经验交流的过程中,扮演传播主体的家庭农场会向其他家庭农场灌输自己的耕地质量保护思想,进而影响其他家庭农场耕地质量保护行为决策,最终形成同一乡镇耕地质量保护行为趋同现象。因此,假说 2 得以验证。

契约稳定性在测土配方施肥和土地整理的空间计量模型回归中均呈正向显著影响,表明契约稳定性促进家庭农场耕地质量保护行为。主要有二个方面的原因:其一,保证效应^[22]。契约稳定性为农户未来投资回报提供保障,预期收益是农户决策是否进行耕地质量保护行为的重要依据,农地经营权不稳定,转入户可能在投资回报期内失去农地经营权,只能获得部分投资收益,减少耕地质量保护投资无疑是决策的主要选项;其二,抵押贷款效应。稳定的农地经营权有利于保障农业收入稳定性,一定程度缓解借贷双方信息不对称问题,增加借款方的贷款意愿,提高农户贷款可获得性。因此,假说 1 得以验证。

在控制变量中,文化程度对农户采用测土配方施肥呈正向显著影响,说明文化程度越高的家庭农场采用测土配方施肥概率越大。主要原因是文化程度反映家庭人力资本存量,文化程度越高,认知能力越强,接受科学合理施肥能力越强,所以采用测土配方施肥概率越大^[32]。农业技术培训对农户采用测土配方行为具有正向显著影响,与张振等^[33]研究结论一致,其原因是测土配方施肥属于知识密集型的生产要素,农户接受的培训越多,越能意识到实施测土配方对土壤、农作物生长等具有诸多益处,在拥有技术指导情况下,家庭农场采用测土配方肥的概率越大。有村干部的家庭显著增加家庭农场采用测土配方施肥和土地整理。一方面,村干部对国家政策方针了解度和认知度高于普通农户,且拥有更多资源与渠道;另一方面,村干部这一特殊身份,需积极响应国家政策方针,带头进行耕地质量保护。示范农场对家庭农场进行土地整理具有正向显著影响,这与示范农场这一特殊身份有关,一方面,作为农业带头人,家庭农场获得政府部门认证,进行土地整理可以获得政府的部分补偿,一定程度降低了农户资金压力,促进土地整理行为;另一方面,家庭农场自身需求,进行土地整理后有利于机械化耕作和灌排,降低自然灾害带来的风险,提高耕地质量,实现规模经营。农业补贴对土地整理具有显著正向影响,但对测土配方施肥影响并不显著,表明补贴占比越高越有利于农户进行耕地质量保护,且对资金需求大的项目影响更明显,因此对土地整理促进作用大于测土配方施肥的影响,其可能原因是测土配方施肥更多的是需要劳动力投入,而非资产投入,因此补贴占比对其影响不显著。农业保险对土地整理呈负向显著影响^[34,35],其主要原因是农业保险是化解农业风险的重要举措^[36],使得家庭农场在面临风险时多了一层保护屏障,由于道德风险的存在,参保将减少其进行耕地质量保护措施。农业收入和提供社会化服务对土地整理均呈正向显著影响,其原因是农业收入水平越高,资金压力越小,

进行土地整理概率越大,而提供社会化服务给家庭农场带来的增收效应,同样也缓解农户进行土地整理时的资金约束。

表 5 空间效应估计结果

变量	空间 SLM 模型		空间 SEM 模型	
	测土配方施肥	土地整理	测土配方施肥	土地整理
契约稳定性	0.019*** (0.007)	0.026** (0.011)	0.018** (0.008)	0.026** (0.012)
年龄	0.002 (0.002)	-0.004 (0.003)	0.001 (0.002)	-0.004 (0.003)
文化程度	0.037** (0.019)	0.040 (0.029)	0.020 (0.019)	0.030 (0.029)
村干部	0.207*** (0.043)	0.207*** (0.065)	0.210*** (0.043)	0.214*** (0.066)
非农人数占比	0.010 (0.012)	-0.003 (0.019)	0.011 (0.012)	0.001 (0.019)
农业技术培训	0.145*** (0.040)	0.020 (0.062)	0.163*** (0.044)	-0.016 (0.067)
地块规模	0.000 (0.000)	-0.012 (0.022)	0.000 (0.000)	-0.014 (0.022)
经营规模	-0.020 (0.014)	-0.000 (0.000)	-0.022 (0.014)	-0.001 (0.000)
示范等级	0.050 (0.048)	0.235*** (0.073)	0.043 (0.048)	0.237*** (0.074)
农业补贴	0.072 (0.080)	0.240* (0.123)	0.032 (0.084)	0.240* (0.129)
农业保险	-7.583 (4.664)	-12.709* (7.123)	-10.274** (4.716)	-12.122* (7.247)
农业纯收入	-0.000 (0.000)	0.002*** (0.001)	-0.000 (0.000)	0.002*** (0.001)
社会化服务	0.033 (0.030)	0.123*** (0.045)	0.016 (0.032)	0.112** (0.049)
_cons	-0.280** (0.140)	0.286 (0.217)	0.641*** (0.228)	1.014*** (0.228)
ρ	0.909*** (0.019)	0.629*** (0.073)		
σ				
_cons	0.303*** (0.009)	0.463*** (0.014)	0.302*** (0.009)	0.464*** (0.014)
λ			0.929*** (0.016)	0.689*** (0.072)
N	567	567	567	567
R ²	0.793	0.235	0.077	0.126
Log likelihood	-142.392	-371.615	-143.165	-374.136

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平

(三) 机制检验

上述研究表明契约稳定性有利于促进家庭农场耕地质量保护行为,接下来本文进一步探讨契约稳定性影响耕地质量保护行为的内在机制。由表 6 结果可知,契约稳定性对测土配方施肥与土地整理均呈正向显著影响,表明契约稳定性显著提高了家庭农场贷款金额的获得。在加入中介变量之后,契约稳定性和贷款金额对耕地质量保护行为的影响依旧为正,说明贷款金额在契

约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为中发挥中介效应。可见,农地经营权的稳定性提高家庭农场贷款金额可得性,随着获得贷款金额的增加,有效地缓解了家庭农场的资金约束,促进家庭农场进行耕地质量保护。由此,假说 3 得以验证。

表 6 机制检验结果

	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
	测土配方施肥	贷款金额	测土配方施肥	土地整理	贷款金额	土地整理
契约稳定性	0.064*** (0.014)	0.003** (0.001)	0.059*** (0.014)	0.038*** (0.012)	0.003** (0.001)	0.036*** (0.012)
亩均贷款金额 (取对数)	——	——	1.736*** (0.454)	——	——	0.876** (0.377)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>_cons</i>	-0.723*** (0.278)	0.005 (0.026)	-0.733*** (0.274)	0.615*** (0.228)	0.005 (0.026)	0.610*** (0.229)
<i>N</i>	567	567	567	567	567	567
<i>R</i> ²	0.195	0.149	0.215	0.143	0.149	0.152

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平

(四)稳健分析

通过变换核心变量进行检验上述结论的稳健性。根据当地情况将契约稳定性划分三个阶段,1—4 年为短期、5—9 年为中长期、10 年及以上为长期。从表 7 可知,两组空间计量模型中的核心变量均呈正向显著影响,空间计量估计结果中 ρ 和 λ 符号均为正,且均在 1%的统计水平上显著,充分表明家庭农场耕地质量保护行为存在空间依赖性,结果与前文一致,表明研究结论具有稳健性。

表 7 稳健性分析

	空间 SLM 模型		空间 SEM 模型	
	测土配方施肥	土地整理	测土配方施肥	土地整理
契约稳定性	0.055** (0.022)	0.075** (0.034)	0.047* (0.025)	0.066* (0.038)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>_cons</i>	-0.247* (0.139)	0.340 (0.216)	0.665*** (0.227)	1.051*** (0.226)
ρ	0.905*** (0.019)	0.616*** (0.075)	——	——
<i>sigma</i>	0.303*** (0.009)	0.463*** (0.014)	0.303*** (0.009)	0.465*** (0.014)
λ	——	——	0.929*** (0.016)	0.682*** (0.074)
<i>N</i>	567	567	567	567
<i>R</i> ²	0.792	0.233	0.088	0.129
<i>Log likelihood</i>	-142.764	-371.990	-143.814	-374.951

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平

五、结论与建议

基于江苏省金湖县 567 户种粮类家庭农场的调查数据,通过空间计量模型,实证分析契约稳定性对家庭农场耕地质量保护行为研究。结果表明:(1)家庭农场耕地质量保护行为在地理空间

上具有显著的正向空间溢出效应。(2)空间计量分析发现,影响测土配方施肥与土地整理的因素有所差异,文化程度、村干部、农业技术培训对土地测土配方具有显著影响;村干部、示范农场、农业补贴、农业保险和农业纯收入对家庭农场土地整理行为具有显著影响。(3)影响机制分析表明,契约稳定性通过提高家庭农场信贷金额获得,缓解农资投入的资金约束,从而间接地促进家庭农场耕地质量保护行为。

基于以上结论的政策建议如下:第一,规范农地流转市场,在保障农户合法权益的同时,赋予家庭农场相应的权力,激发农户耕地质量保护行为动机;第二,精准选择推行的目标群体,充分发挥示范效应。由于农业部门人力和财力有限,鼓励村中有影响力的农户开展耕地质量保护,引导带动当地农户进行耕地质量保护行为,以缓解当前财政支农投入不足的问题;第三,扩大农地经营权抵押贷款试点范围,落实流转型农地经营权抵押贷款政策,提高农户信贷可得性,充分发挥信贷资金的激励效应,让更多农户享受农地经营权抵押贷款政策红利;第四,创新农业保险产品,完善农业保险体系,降低农户在农业生产方面面临的不确定性,充分发挥农户保险对耕地质量保护行为的促进作用,同时预防可能存在的道德风险,有效规避农业保险对耕地质量保护行为的负面影响。

参考文献:

- [1] 赵昶,孔祥智,仇焕广. 农业经营规模扩大有助于化肥减量吗——基于全国 1274 个家庭农场的计量分析[J]. 农业技术经济, 2021(4):110-121.
- [2] 陈美球,吴月红,刘桃菊. 基于农户行为的我国耕地保护研究与展望[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2012(3):66-72.
- [3] 刘洪彬,吕杰. 大城市郊区农户对耕地质量保护认知行为差异及其影响因素——基于 PSER 分析框架的实证检验[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2017(6):71-81.
- [4] 杨志海. 老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证[J]. 中国农村观察,2018(4):44-58.
- [5] 张连华,霍学喜. 农地规模与农户农地质量保护行为研究——基于 771 个苹果种植户的分析[J]. 农业经济与管理,2019(6):48-61.
- [6] 卢华,周应恒. 效益预期对农户耕地质量保护行为的影响研究——来自江苏的经验证据[J]. 江西财经大学学报,2021(2):80-92.
- [7] 吴璟,王征兵,娄季春. 家庭内部分工视角下的农户耕地质量保护意愿[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2020(4):131-140.
- [8] 杨志海,王雨濛. 不同代际农民耕地质量保护行为研究——基于鄂豫两省 829 户农户的调研[J]. 农业技术经济,2015(10):48-56.
- [9] 黄莉,王定祥,李伶俐. 环境禀赋、农业投资与农户生产效率[J]. 西南大学学报(社会科学版),2021(1):72-82.
- [10] 俞振宁,谭永忠,练款,等. 基于农户认知视角的重金属污染耕地治理式休耕制度可信度研究[J]. 中国农村经济,2019(03):96-110.
- [11] 褚彩虹,冯淑怡,张蔚文. 农户采用环境友好型农业技术行为的实证分析——以有机肥与测土配方施肥技术为例[J]. 中国农村经济,2012(03):68-77.
- [12] MCCONNELL, KENNETH E. An economic model of soil conservation[J]. American journal of agricultural economics, 1983 (1):83-89.
- [13] KNOWLER D, BRADSHAW B. Farmers' adoption of conservation agriculture: A review and synthesis of recent research[J]. Food policy, 2007(1):25-48.
- [14] ALI D A, ALEMU T, DEININGER K. Impacts of land certification on tenure security, investment, and land market participation: evidence from Ethiopia[J]. Policy research working paper, 2008(2):1-33.
- [15] 邹伟,崔益邻,周佳宁. 农地流转的化肥减量效应——基于地权流动性与稳定性的分析[J]. 中国土地科学,2020(9):48-57.
- [16] 罗小娟,冯淑怡,黄信灶. 信息传播主体对农户施肥行为的影响研究——基于长江中下游平原 690 户种粮大户的空间计量分析[J]. 中国人口·资源与环境,2019(4):104-115.
- [17] WOLLNI M, ANDERSSON C. Spatial patterns of organic agriculture adoption: evidence from honduras[J]. Ecological economics, 2014(97):120-128.
- [18] 王小楠,朱晶,薄慧敏. 家庭农场有机农业采纳行为的空间依赖性[J]. 资源科学,2018(11):2270-2279.
- [19] 应瑞瑶,徐斌. 农户采纳农业社会化服务的示范效应分析——以病虫害统防统治为例[J]. 中国农村经济,2014(8):30-41.

- [20] LEWIS D J, BARHAM B L, ROBINSON B. Are there spatial spillovers in the adoption of clean technology? the case of organic dairy farming[J]. *Land economics*, 2011(2): 250-267.
- [21] 邹伟, 崔益邻. 契约稳定性对农业生产绩效的影响——基于中介效应模型的分析[J]. *中国土地科学*, 2019(7): 48-57.
- [22] 吉登艳, 马贤磊, 石晓平. 土地产权安全对土地投资的影响: 一个文献综述[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2014(3): 52-61.
- [23] KRUGMAN P. Increasing return and economic geography[J]. *Journal of political economy*, 1991(3): 483-499.
- [24] 杨皓天, 马骥. 标准化养殖场的环境投资及其示范效应——基于内生转换模型及空间自相关模型的实证分析[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2019(6): 97-105.
- [25] 汪险生, 郭忠兴. 土地承包经营权抵押贷款: 两权分离及运行机理——基于对江苏新沂市与宁夏同心县的考察[J]. *经济学家*, 2014(4): 49-60.
- [26] 汪险生, 郭忠兴. 流转型土地经营权抵押贷款的运行机制及其改良研究——基于对重庆市江津区及江苏新沂市实践的分析[J]. *经济体制改革*, 2017(2): 69-76.
- [27] 葛继红, 周曙东, 朱红根, 等. 农户采用环境友好型技术行为研究——以配方施肥技术为例[J]. *农业技术经济*, 2010(9): 57-63.
- [28] 沈琼, 李家家. 地权稳定促进了家庭农场的农地保护性投资吗——基于 620 户家庭农场的实证分析[J]. *甘肃行政学院学报*, 2020(6): 111-123.
- [29] 江激宇, 张士云, 李博伟. 社会资本、流转契约与土地长期投资[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(3): 67-75.
- [30] 赵丹丹, 周宏, 高富雄. 农户分化、技术约束与耕地保护技术选择差异——基于不同约束条件下的农户技术采纳理论分析框架[J]. *自然资源学报*, 2020(12): 2956-2967.
- [31] TRIPP R, WIJERATNE M, PIYADASA V H. What should we expect from farmer field schools? A Sri Lanka case study[J]. *World development*, 2005(10): 1705-1720.
- [32] 周力, 冯建铭, 曹光乔. 绿色农业技术农户采纳行为研究——以湖南、江西和江苏的农户调查为例[J]. *农村经济*, 2020(3): 93-101.
- [33] 张振, 高鸣, 苗海民. 农户测土配方施肥技术采纳差异性及其机理[J]. *西北农林科技大学学报(社会科学版)*, 2020, (2): 120-128.
- [34] 张驰, 张崇尚, 仇焕广, 等. 农业保险参保行为对农户投入的影响——以有机肥投入为例[J]. *农业技术经济*, 2017(6): 79-87.
- [35] 崔益邻, 程玲娟, 毕雪昊, 等. 农业保险、信贷获取和农户耕地质量提升行为[J]. *土地经济研究*, 2020(1): 20-40.
- [36] 牛浩, 陈盛伟, 安康, 等. 农业保险满足新型农业经营主体的保障需求了吗? ——基于山东省 422 家省级示范家庭农场的证据[J]. *保险研究*, 2020(6): 58-68.

**Can contract stability improve farmland quality protection behaviors on family farms?
——based on spatial econometric analysis**

CHENG Lingjuan, ZOU Wei

(College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing, Jiangsu 210095, China)

Abstract: The behavior of cultivated land quality protection is an important way to implement grain storage in cultivated land, build up grain foundation and realize high-quality development of agriculture. Based on the survey data of 567 family farms in Jinhu County of Jiangsu Province in 2018, the spatial econometric model was used to analyze the impact of land tenure stability on cultivated land quality protection behavior of new agricultural operators, and test the demonstration effect of cultivated land quality protection behavior between family farms. The results show that: Firstly, the cultivated land quality protection behavior of family farms has a significant spatial spillover effect in geographical space. Secondly, the land tenure stability has a significant positive impact on the cultivated land quality protection behavior of family farms, and the factors affecting soil testing and formulated fertilization and land consolidation are different. Thirdly, The stability of land rights promotes the protection of cultivated land quality by increasing the loan amount of family farms. Finally, it is recommended that under the background of the separation of powers, the spatial dependence should be fully considered when formulating policies for the protection of cultivated land quality. It is recommended that in the context of separation of the three rights, the spatial dependence should be fully considered in the development of cultivated land quality protection behavior policies, and policy suggestions should be put forward in the following aspects: standardizing the farmland transfer market, building an information exchange platform, expanding the pilot scope of farmland management right mortgage loan, and cultivating the key dissemination objects of cultivated land quality protection.

Key words: contract stability; farmland quality protection; family farms; spatial econometric model; spatial spillover effect

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>