

Doi:10. 11835/j. issn. 1008-5831. jg. 2019. 07. 002

欢迎按以下格式引用:文龙娇,常雪,顾天竹. 农地确权何以影响农户环境友好型农业技术采纳:基于太湖上游地区调查[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2020(2):46-56. Doi:10. 11835/j. issn. 1008-5831. jg. 2019. 07. 002.

Citation Format: WEN Longjiao,ChANG Xue,GU Tianzhu. An analysis of the scale of farmland rights certification and farmers' adoption behavior of environment friendly agricultural technology:Based on the survey of the upper reaches of Taihu Basin [J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2020(2):46-56. Doi:10. 11835/j. issn. 1008-5831. jg. 2019. 07. 002.

农地确权何以影响农户环境友好型 农业技术采纳 ——基于太湖上游地区调查

文龙娇^{1,2},常雪¹,顾天竹¹

(1. 南京农业大学 经济管理学院,江苏 南京 210095;2. 江苏理工学院 商学院,江苏 常州 213001)

摘要:文章利用江苏省太湖上游地区 513 户农户的微观调查数据,采用双变量 Biprobit 模型实证分析了农地确权面积与农户环境友好型农业技术采纳行为之间的关系。结果显示:农地确权面积与农户有机肥施用行为间存在“倒 U”型关系,其中农户商品有机肥施用最优确权规模是样本农户确权面积最大值的 2.6 倍,农户农家肥施用的最优确权规模是当地户均农地确权面积的 2 倍,这意味着样本地区农户确权面积尚未达到有机肥施用的最优规模;此外,风险偏好型农户倾向于施用商品有机肥,而风险规避者认为自产农家肥更可靠。探明农地承包经营权确权究竟如何影响农户环境友好型农业技术采纳行为,是从农地产权制度改革视角改善太湖流域农业面源污染微观治理机制关键着眼点。为提升农户环境友好型农业技术采纳积极性,应通过整合确权政策实现农地适度集中规模化经营,建立环境友好型农业技术采纳风险保障机制,促进农业生产与生态环境保护良性循环。

关键词:农地确权面积;环境友好型;农业技术;采纳行为;双变量 Biprobit 模型

中图分类号:F321. 1;F323. 3 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2020)02-0046-11

修回日期:2019-06-14

基金项目:国家社会科学基金青年项目“农地‘三权分置’下新型农业经营主体与农户的利益共享机制研究”(18CJY031);江苏省高校哲学社会科学基金项目“三权分置下土地经营权属性对经营主体投、融资行为的影响研究——以苏南地区为例”(2017SJB1731);中国博士后科学基金面上项目“‘三权分置’下农地多元权利主体利益共享机制研究”(2018M642274)

作者简介:文龙娇(1987—),女,江苏理工学院商学院讲师,博士,南京农业大学在站博士后,主要从事土地经济与政策研究,Email:wenlj0714@126.com;常雪(1990—),女,南京农业大学经济管理学院博士研究生,主要从事农业经济研究;顾天竹(1992—),男,南京农业大学经济管理学院博士研究生,主要从事农业经济研究。

一、研究问题与文献回顾

加强农业面源污染防治,开展农业绿色发展行动,是乡村振兴战略中推进乡村绿色发展,打造人与自然和谐共生发展新格局的关键任务。推进环境友好型农业技术推广是实现农业增长模式转型、农业可持续发展和乡村生态宜居目标的重要途径。农户是否采纳环境友好型农业技术,直接影响农业绿色发展行动的进程。近年来,随着城市化和工业化水平不断提升,太湖流域水体富营养化已经成为制约其可持续发展的首要问题^[1],位于太湖上游的常州地区是水体污染物主要来源地之一。《2017年中国统计年鉴》数据显示,2016年江苏省农用化肥施用量达312.5万吨,尽管较2008年施肥总量下降了7.96%,但仍位列全国第六。在江苏省“十三五”现代农业发展规划中,明确指出了绿色农业的发展理念。如何从源头上控制和削减化肥施用量及施肥过程中产生的面源污染,引导农户积极采纳环境友好型农业技术,已成为践行这一理念的关键问题。新一轮土地确权工作将落实农村土地承包关系稳定并长久不变政策,第二轮土地承包到期后再延长30年。农地确权是否会影响农户环境友好型农业技术采纳行为及其影响程度如何,亟待进一步检验。

农户环境友好型农业技术行为影响因素的实证研究较为丰富,学者们主要从农户资源禀赋^[2]、土地规模^[3]、畜牧养殖^[4]、养殖规模^[5]、种植规模与环保认知^[6]、社会网络^[7]、风险偏好^[8]等方面进行了分析。吴雪莲等从采纳动机、采纳机会、能力(抗风险能力、操作能力)、信任等维度分析了农户水稻秸秆还田技术采纳意愿^[9]。有机肥等环境友好型农业技术投入,可改良与保持土壤肥力而避免农地产出效率受损,因而被学界认为是衡量农户长期投资行为的重要指标^[10-11]。同时,农地确权对农户长期投资行为的影响已被检验。主流文献认为:农地使用权确权有助于提高产权稳定性,从而激发农户农地长期投资^[12]。农地确权对农户生产投资的作用机制是通过强化农地产权安全性和交易性而实现的^[13]。应瑞瑶等采用2010—2015年农业部农村固定观察点数据分析,指出农地确权可以显著提高与特定地块相连的以农家肥为代表的农地产权投资^[14]。也有研究表明,地权的稳定性与农户农业投资总量之间并不存在显著性影响^[15],还存在非农就业^[16]等其他因素的影响。

通过梳理已有文献发现:第一,农地确权对农户一般性农地长期投资行为影响的实证研究较为丰富,但农地确权面积对农户环境友好型农业技术采纳行为影响的理论与实证探讨不足。第二,从农村生态环境保护与农业现代发展视角,以典型的太湖上游地区为例,对周边农户展开环境友好型农业技术采纳行为研究较少。为此,本文以位于太湖西北部的常州武进区513份农户微观调查数据为例,考察农地确权面积与样本地区农户环境友好型农业技术接受采纳行为的关系,以期从农地确权政策完善视角,探寻引导农户积极采纳环境友好型农业技术的策略。

二、理论分析

不稳定的农地产权如同土地上的一种随机税^[17],使经营者对土地投资收益缺乏稳定预期。例如,郜亮亮等指出农户对农地使用权稳定性预期由“好”到“不好”将使其施用有机肥概率降低7%,施用量则每公顷减少1.18吨^[18];Gao等发现流转土地的农户有机肥施用概率和用量显著低于自家农地^[19]。农地产权不稳定也会导致以有机肥等环境友好型农业技术长期投入收益存在不确定性,直接抑制农户环境友好型农地投资行为,甚至出现以牺牲土壤环境为代价的短视投资行为,如过度

使用化肥、农药等。农地确权通过土地登记注册、颁证等赋予农户农地承包经营权的正规合法资格,提升农户农地产权稳定性、安全性预期,农地经营者进行环境友好型长期投资的收益有了法律效力文书保障,激励其在农地生产经营中采纳环境友好型农业技术,以获得可持续的农业经营收益。此外,明晰和稳定的产权是农户参与农地流转的基础。农地“三权分置”下,农户可以通过转让、互换、入股等多种形式流转交易确权承包地经营权。与缺少农地交易权利的情形相比,农地确权可以显著提高农户农地交易自由化程度^[2],进而增强农户未来农地流转的可交易性,激励农户增加农地经营中环境友好型农业技术的当期投资。

不同农地经营规模农户的农业技术采纳行为存在差异。部分学者验证了这一观点,如刘乐等对黑龙江、四川及浙江等省份农户数据分析指出,土地经营规模与农户环境友好型生产行为之间存在“倒U”型关系,适度规模经营有利于农户秸秆还田^[20]。徐志刚等研究表明,规模经营农户相较于小农户更倾向于采用秸秆还田这类环境友好型农业技术^[21]。郑适等对吉林省实证结果显示,农户采纳植保无人机技术的农地规模拐点为30亩^[22]。在我国,不同地区间农地确权实际操作方式存在差异,代表性做法有两种:一种是直接按照二轮承包时的土地台账进行“四至”确定,确权后农地面积与承包地农户实际经营面积基本保持一致;另一种是先进进行土地整治,调整合并地块后再确权,农地确权面积与农户原承包土地经营面积存在差异。样本地区农地确权的做法是:以二轮承包时的土地台账为基础,同时根据土地征用、人口变动及地块调整等实际情况进行农地整合确权。因此,确权后的农地经营面积与农户环境友好型技术采纳行为之间是否同样存在“倒U”型关系,尚需进一步检验。在理论上,较优的农地确权面积可以通过产权稳定性与交易性动机,激励农户采纳有机肥这类环境友好型农业技术,但随着确权农地面积不断扩大,规模经济的边际效应递减、施肥成本攀升等因素,从而降低对环境友好型农业技术采纳的可能性。基于此,提出如下假设。

假设1:农地确权面积与农户环境友好型农业技术采纳行为之间存在“倒U”型关系。

实验经济学研究表明,个体对某一事物的风险态度,会因其对风险的控制与承担能力差异,而表现出多元化的风险偏好^[23]。已有研究中,风险偏好对农户环境友好型农业技术采纳行为的影响尚存在分歧。部分学者指出环境友好型农业技术采纳行为是农户“损失规避”效应所致。其核心观点是人们普遍存在损失规避心理,即损失等量价值的物品或收益带来的心理感受往往比得到更加强^[24]。因而,损失规避程度越高的农户,越倾向于采用环境友好型农业技术投资措施^[25],以避免因生态环境破坏而导致农业经营损失。此外,即使在农地生产投资期内无法收回环境友好型农业技术投入成本收益,农户仍然可以通过农地市场转入或转出土地而将投资提前变现,从而降低长期投资风险^[17]。持相反观点学者认为,农户环境友好型农业技术采纳行为发生于“风险偏好”效应。环境友好型农业技术本身及其采用过程均存在不确定性风险,该技术采纳行为本质上是一种实现经济与生态环境双重收益且存在一定风险的生产性投资行为^[26]。

上述两种观点的主要分歧在于:学者们对农户环境友好型农业技术风险认知的分析视角存在差异,前者认为农户将环境友好型农业技术采纳行为当作规避农业生产经营风险的手段,后者认为农户将环境友好型农业技术本身及采纳过程视为一种存在风险的投资方式。本研究旨在考察农地确权颁证下农户对环境友好型农业技术采纳行为决策,实质上农户是否采纳这类技术视为一种投资行为选择,因此采用“风险偏好”效应分析更适宜。一方面,由于环境友好型农业技术投入的风

险不可控和信息不对称等问题,以及农户个体对农业技术采用中的风险抵御能力较弱,使得其为规避风险而对环境友好型农业技术采取保守态度,即风险规避者通常采纳环境友好型农业技术可能性较小;另一方面,农地确权通过产权稳定性与交易性激励作用,增强了农户对农地长期投资的积极性,为获得农地经营可持续收益,具有一定冒险精神的农户倾向于采纳存在一定风险的环境友好型农业技术,即风险偏好者采纳环境友好型农业技术的可能性较大。由此,提出以下假设。

假设 2:相比风险规避者,风险偏好型农户更倾向于采纳环境友好型农业技术。

三、数据来源、变量选取与模型设定

(一) 数据来源

本研究的数据来自于课题组 2017 年 7—9 月期间对位于太湖上游常州市武进区典型村镇农户的抽样与访谈调查。主要原因是:位于太湖平原西北部的常州市武进区是太湖水体污染物的主要来源之一,考察该地区确权地农户环境友好型农业技术采纳行为,对太湖水体面源污染防治与生态环境保护具有典型代表意义。课题组结合了武进区农地承包经营权确权颁证工作实践,选取了雪堰镇、嘉泽镇、洛阳镇、湟里镇作为调查区域,每个镇选取 1~2 个农地承包经营权确权试点村,再对每个村随机抽取若干农户进行访谈与问卷相结合的调查。主要围绕农户个人及家庭状况、土地确权情况、风险偏好及有机肥施用等情况方面进行了实地考察。本次调查共取得农户数据 550 份,剔除确权后无土地农户,整理筛选出有效农户样本数据 513 份,问卷有效率为 93.27%。

问卷调查结果显示,513 份有效样本中,施用有机肥(包括商品有机肥或农家肥)的农户占样本总量的 57.12%。其中,同时施用两种有机肥的农户占 9.6%,只施用农家肥的农户占 43.1%,只施用商品有机肥的农户占 23.6%,基于成本考虑本地区多数确权地农户采用可获得性较强的农家肥。户均农地确权面积、地块数量分别为 3.41 亩、1.71 块,样本地区农户土地规模总体偏小,农地块数较多,土地分散化程度相对较高。上述情况与武进区农业用地紧张、人均耕地面积不足的实际情况相符。综合以上特征,此次调查样本具有一定代表性。

(二) 变量选取

有机肥作为替代化肥的环境友好型农业技术,是有效治理农业面源污染的重要途径^[27]。有机肥分为商品有机肥与农家肥^[28]。农家肥主要来源于畜禽养殖,随着农户家庭养殖逐步被规模化、标准化养殖经营替代,农家肥也逐渐被经过无害化处理的商品有机肥替代。本文结合已有研究^[28-29]将两种有机肥作为环境友好型农业技术采纳指标,并设置“是否施用商品有机肥”与“是否施用农家肥”两个问题作为因变量。结合已有文献和笔者调查所得数据的可操作性,本文选取核心变量为农地确权面积,农地确权面积的平方项主要用来检验核心自变量与因变量之间可能存在非线性关系。同时引入决策者户主特征、家庭和土地经营特征、风险偏好与认知变量四类作为控制变量(表 1)。其中,风险偏好设计借鉴 Zhou-Richter 等^[30]研究,本文通过如下情景请农户对自己的风险偏好进行自评:“如果有有机肥等环境友好型农业技术采用会给您的农业生产带来风险,您还会积极采用吗?”。选项按照采用积极性程度由低到高分别代表 1=风险规避、2=风险中性、3=风险爱好。风险认知变量则通过农户对化肥危害认知的自评反映,即“您认为过量施用化肥是否会污染环境”,选项设置为 1=是、0=否。

表1 变量设置与含义

变量名称	含义及单位	平均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
是否施用商品有机肥	是=1,否=0	0.236	0.425	0	1
是否施用农家肥	是=1,否=0	0.431	0.496	0	1
核心变量					
农地确权面积	“农地确权面积有多大?”(亩)	3.408	2.234	0.1	19.45
农地确权面积平方	标准化处理农地确权面积(亩)	16.598	30.250	0.01	378.3
控制变量					
户主特征					
年龄	周岁	51.310	11.566	18	87
受教育程度	小学及以下=1,初中=2,高中=3,大专及以上学历=4	2.595	0.810	2	4
是否有农技培训	是=1,否=0	0.688	0.464	0	1
是否是为村干部	是=1,否=0	0.107	0.310	0	1
家庭特征					
家庭劳动力人数	劳动力人数(人)(女:16~55岁;男:16~60岁)	2.318	0.990	0	6
家庭人均纯收入	近三年家庭人均纯收入:20 000元及以下=1,20 001~40 000元=2,40 001~60 000元=3,60 000元以上=4	2.158	0.820	1	4
家庭非农化程度	纯农业=1,农业为主兼营其他=2,非农业为主兼营农业=3,非农业=4	3.456	0.795	1	4
家庭养殖业情况	家庭是否从事养殖业:是=1,否=0	0.238	0.426	0	1
土地经营特征					
农地块数	确权农地块数(块)	1.711	1.138	1	6
中等质量地块	中等质量=1,其他=0	0.558	0.497	0	1
高等质量地块	高等质量=1,其他=0	0.294	0.456	0	1
风险偏好与认知					
风险偏好	“面对不确定生产风险,您会积极采纳环境友好型农业技术吗?”1=风险规避,2=风险中性,3=风险爱好	1.830	0.576	1	3
化肥危害认知	您认为过量施用化肥是否会污染环境:是=1,否=0	0.743	0.438	0	1

(三) 模型设定

1. 模型选择

考虑农户商品有机肥和农家肥施用行为决策并不独立,存在较强的内生性问题,同时实践中存

在部分农户同时施用两种有机肥的情况,为准确反映不同农地确权规模农户对有机肥施用类型的需求差异,本研究选取了能够考虑不同方程之间干扰项的相关性的双变量 Bivariate Probit (Biprobit) 模型,分析农地确权面积与农户有机肥施用行为的关系。构建的模型为:

$$\begin{cases} Y_1^* = \alpha X_i + \varepsilon_i, \text{if } Y_1^* > 0, Y_1 = 1, \text{else } Y_1 = 0 \end{cases} \quad (1)$$

$$\begin{cases} Y_2^* = \beta Z_i + \mu_i, \text{if } Y_2^* > 0, Y_2 = 1, \text{else } Y_2 = 0 \end{cases} \quad (2)$$

上式中, Y_1^* 表示施用农家肥的效用, Y_2^* 表示施用商品有机肥的效用, Y_1^* 和 Y_2^* 是无法观测到的潜在变量, Y_1 和 Y_2 为最终结果变量。若 $Y_1^* > 0$, 表明确权地农户施用农家肥的效用为正, 则其选择施用农家肥, 即 $Y_1 = 1$; 反之, $Y_1 = 0$ 。若 $Y_2^* > 0$, 表明确权地农户施用商品有机肥的效用为正, 则其选择施用商品有机肥, 即 $Y_2 = 1$; 反之, $Y_2 = 0$ 。 X_i 和 Z_i 分布表示影响农户农家肥与商品有机肥施用的各种因素; α 、 β 为相应的估计系数。服从二元联合正态分布的随机扰动项 (ε_i, μ_i) 的期望值为 0, 标准差为 1, 协方差为 ρ , 即:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_i \\ \mu_i \end{pmatrix} \sim N \left\{ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right\} \quad (3)$$

若 $\rho \neq 0$, 则 Y_1 与 Y_2 之间存在相关性, 可采用 Bipobit 模型进行最大似然估计, 其中: $\rho > 0$ 则 Y_1 与 Y_2 呈现互补效应; 若 $\rho < 0$, 则 Y_1 与 Y_2 呈现替代效应。上述情况需要通过检验原假设 $H_0: \rho = 0$, 判定是否可以采用该模型。确权地农户农家肥施用情况 (Y_1) 与商品有机肥施用情况 (Y_2) 的关系存在四种可能, 简化表示为 (1,1)、(1,0)、(0,1)、(0,0)。

由于确权地农户农家肥与商品有机肥施用行为可观察, 故结合式 (1) 一式 (3) 采用极大似然法进行联合估计, $\Phi(\cdot)$ 是一元累计正态分布函数, 其对数似然函数如下:

$$\begin{aligned} \text{Ln}L(\alpha, \beta, \rho) = \sum_{i=1}^n \{ & Y_1 Y_2 \text{Ln}F(\alpha X_i, \beta Z_i; \rho) + Y_1 (1 - Y_2) \text{Ln} [\Phi(\alpha X_i) - F(\alpha X_i, \beta Z_i; \rho)] + \\ & (1 - Y_1) \text{Ln}\Phi(-\alpha X_i) \} \end{aligned} \quad (4)$$

通过式 (4) 估计出农地确权面积的一次项、二次项系数, 分别用 α 、 β 表示, 根据系数取值、显著性识别农地确权面积与农户有机肥施用行为之间的关系, 并通过式 (5) 计算拐点值 π , 即农户有机肥施用的最优农地确权规模。

$$\pi = -\frac{\alpha}{2\beta} \quad (5)$$

四、实证结果与分析

本文利用 Stata12.0 统计软件, 采用 Biprobit 模型实证分析农地确权面积对农户有机肥施用行为的影响效应及作用机制 (表 2 和表 3)。模型 (1)、模型 (2) 和模型 (3) 为农地确权面积与农户环境友好型技术采纳行为关系的结果。为检验回归模型结果的稳健性, 本文设置了模型 (1) 未控制农地块数和土地质量, 模型 (2) 未控制土地质量, 模型 (3) 未控制农地块数。为防止可能存在的异方差现象, 本文选取了 robust 稳健标准误。从 3 个模型的回归结果看, 对数似然函数值、Wald chi 检验值在 1% 的水平上显著, 表明该模型的整体拟合结果均较好。其中, 3 个模型的 ρ 值均在 10% 水平上通过了检验, 即都拒绝 $\rho = 0$ 这一原假设, 说明不存在样本选择偏误, 方程适用于现有样本数据分析。同时, ρ 值均为负, 说明农户商品有机肥与农家肥施用行为存在相关性, 并呈现一定的替代效应。

表2 农地确权面积对农户有机肥施用行为影响的Biprobit模型估计结果

解释变量	模型(1)		模型(2)		模型(3)	
	商品有机肥	农家肥	商品有机肥	农家肥	商品有机肥	农家肥
核心变量						
农地确权面积	0.192*** (0.065)	0.258*** (0.064)	0.203*** (0.065)	0.262*** (0.064)	0.191*** (0.064)	0.254*** (0.064)
农地确权面积平方	-0.001 (0.005)	-0.018*** (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.019*** (0.005)	0.001 (0.005)	-0.018*** (0.005)
控制变量						
户主特征						
年龄	-0.005 (0.007)	-0.020*** (0.006)	-0.005 (0.007)	-0.020*** (0.006)	-0.004 (0.007)	-0.020*** (0.006)
受教育程度	0.006 (0.088)	-0.064 (0.082)	0.012 (0.088)	-0.062 (0.083)	-0.001 (0.089)	-0.069 (0.082)
是否有农技培训	0.581*** (0.168)	0.011 (0.142)	0.590*** (0.171)	0.013 (0.142)	0.571*** (0.168)	0.006 (0.142)
是否是村干部	0.593*** (0.199)	0.222 (0.183)	0.592*** (0.195)	0.218 (0.183)	0.598*** (0.200)	0.221 (0.184)
家庭特征						
家庭劳动力人数	-0.170** (0.067)	0.081 (0.061)	-0.165** (0.067)	0.079 (0.061)	-0.163** (0.066)	0.077 (0.061)
家庭人均纯收入	0.092 (0.081)	0.072 (0.077)	0.102 (0.082)	0.083 (0.078)	0.080 (0.082)	0.067 (0.078)
家庭非农化程度	-0.038 (0.087)	-0.125* (0.075)	-0.049 (0.085)	-0.128* (0.074)	-0.043 (0.086)	-0.126* (0.074)
家庭养殖业情况	-0.393** (0.180)	0.428*** (0.142)	-0.386** (0.181)	0.439*** (0.142)	-0.397** (0.181)	0.424*** (0.141)
土地经营特征						
农地块数	—	—	-0.130** (0.060)	-0.108** (0.051)	—	—
高等质量地块	—	—	—	—	0.483** (0.223)	0.253 (0.186)
中等质量地块	—	—	—	—	0.377 (0.234)	0.271 (0.196)
风险偏好与认知						
风险偏好	0.458*** (0.121)	-0.207* (0.107)	0.452*** (0.122)	-0.216*** (0.108)	0.457*** (0.123)	-0.206* (0.106)
化肥危害认知	0.120 (0.166)	1.09*** (0.160)	0.112 (0.168)	1.100*** (0.159)	0.085 (0.168)	1.064*** (0.159)
对数似然值	-531.902		-527.428		-528.225	
ρ 值	-0.156		-0.152		-0.159	
Wald卡方值	191.260***		197.890***		193.020***	

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，括号内数值为robust稳健标准误。

(一) 农地确权面积对农户有机肥施用行为的影响

表2农家肥施用方程中, 无论是否控制土地经营特征变量, 农地确权面积的一次项系数均为正, 二次项系数均为负, 且均在1%的水平上显著, 说明农地确权面积增加并不一定导致农户农家肥施用几率增加, 二者存在“倒U”型关系, 并结合三个模型计算拐点均值约为7亩, 是样本地区户均农地确权面积的2倍。农户商品有机肥施用方程中, 模型(1)、模型(2)的农地确权面积一次项系数为正, 二次项系数为负, 模型(3)中一次项、二次项均为正, 且仅一次项系数在1%的水平上显著。前两个方程结果表明农地确权面积与农户商品有机肥施用之间存在“倒U”型关系, 不考虑地块数量的拐点为51亩, 未考虑土地经营特征的情况下拐点为96亩, 分别超过了样本农户农地经营面积的最大值(19.45亩)的2.6倍、4.6倍, 因此可认为样本范围内农地确权面积对农户商品有机肥施用行为具有正向显著影响。上述结果与原文假设1基本相符, 总体上说明农地确权面积与农户有机肥施用行为间存在“倒U”型关系, 同时也反映出样本地区农户确权农地面积尚未达到有机肥施用的最优农地确权面积。可能的原因是: 样本地区位于经济较发达的长三角, 农村可利用土地资源紧张, 农户农地确权面积总体偏小, 因而在相对狭小的确权农地上为实现可持续耕作, 倾向于施用商品有机肥这类环境友好型农业技术; 而相较于商品有机肥, 农家肥以自产为主, 取材成本较低, 同时获取的便利程度相对较低, 因而样本地区确权面积在7亩以内的农户, 采纳农家肥可能性较高; 而随着确权农地规模增加, 施用更大量农家肥带来的包括加工、储蓄等生产成本、运输及劳动力成本等攀升, 获取便利度随之下降, 农户施用农家肥的概率随之降低。总体上, 核心变量农地确权面积通过了显著性检验, 这说明农地确权通过地权稳定性与交易性作用, 显著激励了农户有机肥施用行为。

(二) 风险偏好与认知对农户有机肥施用行为的影响

风险偏好与认知特征方面, 化肥危害认知对农户施用农家肥具有显著影响; 农户风险偏好对两种有机肥施用行为有不同程度显著影响, 且方向相反。三个模型中风险偏好对农户商品有机肥施用行为具有显著正向影响, 且均在1%的水平显著, 而对农户农家肥施用行为具有负向显著性。表明风险偏好型农户更倾向于施用商品有机肥, 而风险规避者偏向于施用农家肥, 与前文假设2不完全一致。可能的原因是当农户意识到过量施用化肥的危害性时, 风险偏好者更易于接受市场中推广的新技术、服务, 而风险规避者则认为自产农家肥更安全可靠。

(三) 其他控制变量对农户有机肥施用行为的影响

户主特征层面, 户主年龄负向显著影响农户农家肥施用行为, 农技培训与村干部经历均对农户商品有机肥施用行为有正向显著影响, 且显著性水平均为1%, 表明户主较为年轻、接受过农技培训、担任过村干部等特质, 对农户施用有机肥具有显著激励作用。较为年轻农户环保意识更强, 农技培训有助于增强农户对有机肥的作用及施用方法理解, 村干部家庭能起到带头示范作用, 风险偏好者更容易接受新技术, 因而采纳这类环境友好型农业技术的可能性较高。家庭特征中, 家庭劳动力人数对农户商品有机肥施用行为具有负向显著影响, 家庭非农化程度则对农户农家肥施用行为有负向显著影响, 家庭养殖业情况对农户两种有机肥施用行为具有截然相反的显著影响。可能原因是家庭劳动人数越多的农户, 选择非农就业机会更多, 劳动力机会成本较高, 以及非农化程度越高, 均会降低有机肥施用行为的可能性; 有机肥主要来源于畜禽养殖, 经营养殖业的农户有自产农家肥来源, 可替代商品有机肥。土地经营特征中, 模型(2)结果表明, 农地块数对农户两种有机肥施用行为具有负向显著影响, 显著性水平为5%; 模型(3)中, 高质量地块对农户商品有机肥选择具有正向影响, 而中等质量地块影响不显著。农地确权面积扩大的产权激励效应, 会因地块碎片化而降

低农户有机肥施用行为。高质量土地有助于提高农户对确权土地商品有机肥投入。

(四) 边际效应分析

根据表3可知,总体上,农地确权面积与农户有机肥施用行为存在非线性关系,只施用商品有机肥情况除外。具体而言,两种有机肥均未施用方程中,农地确权面积的一次项为负,二次项为正,且均通过显著性检验,表明农地确权面积与两种有机肥均未施用存在“正U”型关系,拐点值为8.4亩。这说明农地面积8.4亩以内的受访者,农地确权面积每提高1个单位,同时不施两种有机肥的概率降低8.4%,超过这一规模,农地确权面积提高1单位则使农户同时不施用两种有机肥概率提高相同比例。在只施用农家肥与两种有机肥同时施用的方程中,农地确权面积一次项均为正,二次项均为负,且均通过显著性检验,表明农地确权面积与只施用农家肥或同时施用两种有机肥均存在“倒U”型关系,且拐点值分别为3.83亩、3.4亩。上述结果说明农户农地面积在3.83亩以内情况下,农地确权面积每提高1单位,单独施用农家肥的概率增加4.6%,在3.4亩以内同时施用两种有机肥的概率提高3.4%,超过上述规模则具有反向的边际效应。此外,在农地确权的基础上,农地块数每增加1个单位,会使农户不施用有机肥的概率提高4%,同时采纳两种有机肥的概率降低2%;高质量和中等质量地块每提升1个质量等级,会使农户同时不施用两种有机肥的概率分别降低21.5%、19%,而同时采纳有机肥这类环境友好型农业技术的概率分别显著提高10.6%和9.1%。

表3 边际效应分析

变量	均未施用	只施用商品有机肥	只施用农家肥	同时施用
农地确权面积	-0.084*** (0.025)	0.004 (0.015)	0.046* (0.025)	0.034*** (0.012)
农地确权面积平方	0.005** (0.002)	0.002 (0.001)	-0.006* (0.002)	-0.005* (0.002)
农地块数	0.040** (0.170)	-0.011 (0.011)	-0.009 (.017)	-0.020** (0.008)
高质量地块	-0.215*** (0.056)	0.055 (0.038)	0.055 (0.056)	0.106*** (0.030)
中等质量地块	-0.190*** (0.061)	0.042 (0.040)	0.057 (0.061)	0.091*** (0.032)

注:*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内数值为回归标准误。为节省篇幅,未报告其他变量的估计结果。

五、结论与思考

本文通过田野调查获取了常州市武进区四个典型村镇的513个农户样本,利用联立双变量Biprobit模型,实证分析了农地确权面积与农户环境友好型农业技术采纳行为的关系。结果表明:(1)农地确权面积与农户有机肥施用行为间存在“倒U”型关系,其中农户商品有机肥施用最优确权规模是样本农户确权面积最大值的2.6倍,农户农家肥施用的最优确权规模是当地户均农地确权面积的2倍,说明样本地区农户确权面积尚未达到有机肥施用的最优规模。(2)风险偏好型农户更易于接受市场中推广的新技术、服务,因而倾向于在确权土地上施用商品有机肥,而风险规避者认为自产农家肥更安全可靠而倾向选择农家肥。(3)户主年龄、农技培训、村干部经历,家庭劳动力人数、非农化程度与养殖业经营情况,土地经营特征等因素,也不同程度影响农户有机肥施用行为。(4)农地确权面积与农户两种有机肥均未施用之间存在正“U”型关系,与只施用农家肥以及同时施用两种有机肥情况均存在“倒U”型关系。此外,农地块数的减小和农地质量提升对农户采纳有机

肥这类环境友好型农业技术的边际效应也十分显著。

基于以上结论,考虑从以下方面引导农户积极采纳环境友好型农业技术:第一,采取农地整合确权政策。样本地区平均确权农地面积小且地块相对分散,建议在合并调整地块的基础上确权,实现确权农地集中连片经营,从清晰量化产权与节约生产、交易成本视角激励农户环境友好型农业技术采纳行为。第二,建立确权耕地风险保障机制。针对环境友好型农业技术施用中可能存在的风险,建立配套保障机制,以提高农户对环境友好型农业技术采纳的抗风险能力。第三,提升农户采纳环境友好型农业技术的禀赋条件。通过加强农村基础教育和合理施肥的农业技术培训力度,提升对青年农民的科技文化素质和环境友好型农地经营理念,发挥示范带动效应。第四,加强农业环保宣传,提高农户农地经营的环保认知。在农技推广与宣传中,要使农户认清有机肥与普通化肥的本质区别,以及过度施用化肥的危害及环境污染,增加农户采纳环境友好型农业技术的自主性。

参考文献:

- [1] 罗小娟,冯淑怡,石晓平,等.太湖流域农户环境友好型技术采纳行为及其环境和经济效应评价:以测土配方施肥技术为例[J].自然资源学报,2013,28(11):1891-1902.
- [2] 姚文.家庭资源禀赋、创业能力与环境友好型技术采用意愿:基于家庭农场视角[J].经济经纬,2016,33(1):36-41.
- [3] 霍瑜,张俊飏,陈祺琪,等.土地规模与农业技术利用意愿研究:以湖北省两型农业为例[J].农业技术经济,2016(7):19-28.
- [4] BACHA D, ABOMA G, GEMEDA A, et al. The determinants of fertilizer and manure use in maize Production in Western Oromiya, Ethiopia[C]//paper submitted to the Seventh Eastern and Southern Africa Regional Maize Conference, 11th-15th, February, 2001.
- [5] WILLIAMS T O. Factors influencing manure application by farmers in semi-arid west Africa [J]. Nutrient Cycling in Agroecosystems, 1999, 55(1):15-22.
- [6] 耿飙,罗良国.种植规模、环保认知与环境友好型农业技术采用——基于洱海流域上游农户的调查数据[J].中国农业大学学报,2018,23(3):164-174.
- [7] 冯晓龙,霍学喜.社会网络对农户采用环境友好型技术的激励研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2016(3):72-81.
- [8] 毛慧,周力,应瑞瑶.风险偏好与农户技术采纳行为分析:基于契约农业视角再考察[J].中国农村经济,2018(4):74-89.
- [9] 吴雪莲,张俊飏,何可,等.农户水稻秸秆还田技术采纳意愿及其驱动路径分析[J].资源科学,2016,38(11):2117-2126.
- [10] JACOBY H G, LI G, ROZELLE S. Hazards of expropriation: tenure insecurity and investment in rural China [J]. American Economic Review, 2002, 92(5):1420-1447.
- [11] 黄季焜,冀县卿.农地使用权确权与农户对农地的长期投资[J].管理世界,2012(9):76-81,99,187-188.
- [12] ALSTON L J, LIBECAP G D, SCHNEIDER R. The determinants and impact of property rights: land titles on the Brazilian frontier [J]. Journal of Law, Economics, and Organization, 1996, 12(1):25-61.
- [13] 林文声,王志刚.中国农地确权何以提高农户生产投资?[J].中国软科学,2018(5):91-100.
- [14] 应瑞瑶,何在中,周南,等.农地确权、产权状态与农业长期投资:基于新一轮确权改革的再检验[J].中国农村观察,2018(3):110-127.
- [15] BRASSELE A S, GASPART F, PLATTEAU J P. Land tenure security and investment incentives: puzzling evidence from Burkina Faso [J]. Journal of Development Economics, 2002, 67(2):373-418.
- [16] 钟甫宁,纪月清.土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资[J].经济研究,2009,44(12):43-51.
- [17] BESLEY T. Property rights and investment incentives: theory and evidence from Ghana [J]. Journal of Political Economy, 1995, 103(5):903-937.
- [18] 郜亮亮,冀县卿,黄季焜.中国农户农地使用权预期对农地长期投资的影响分析[J].中国农村经济,2013(11):24-33.
- [19] GAO L, HUANG J, ROZELLE S. Cultivate land rental market and investment in China [R]. Center for Chinese Agricultural Policy, Chinese Academy of Sciences working paper, 2010.
- [20] 刘乐,张娇,张崇尚,等.经营规模的扩大有助于农户采取环境友好型生产行为吗:以秸秆还田为例[J].农业技术经济,2017(5):17-26.
- [21] 徐志刚,张骏逸,吕开宇.经营规模、地权期限与跨期农业技术采用:以秸秆直接还田为例[J].中国农村经济,2018

(3):61-74.

- [22] 郑适,陈茜茜,王志刚. 土地规模、合作社加入与植保无人机技术认知及采纳:以吉林省为例[J]. 农业技术经济,2018(6):92-105.
- [23] 周业安,左聪颖,陈叶烽,等. 具有社会偏好个体的风险厌恶的实验研究[J]. 管理世界,2012(6):86-95.
- [24] 钟文晶,罗必良. 禀赋效应、产权强度与农地流转抑制:基于广东省的实证分析[J]. 农业经济问题,2013,34(3):6-16.
- [25] 马贤磊. 现阶段农地产权制度对农户土壤保护性投资影响的实证分析:以丘陵地区水稻生产为例[J]. 中国农村经济,2009(10):31-41,50.
- [26] 周力,王懿如. 新一轮农地确权对耕地质量保护行为的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(2):63-71.
- [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] 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(3):68-77.
- [29] 左喆瑜. 农户对环境友好型肥料的选择行为研究:以有机肥及控释肥为例[J]. 农村经济,2015(10):72-77.
- [30] ZHOU-RICHTER T, BROWNE M J, GRÜNDL H. Don't they care? or, are they just unaware? risk perception and the demand for long-term care insurance[J]. Journal of Risk and Insurance,2010,77(4):715-747.

An analysis of the scale of farmland rights certification and farmers' adoption behavior of environment friendly agricultural technology: Based on the survey of the upper reaches of Taihu Basin

WEN Longjiao^{1,2}, CHANG Xue¹, GU Tianzhu¹

(1. College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, P. R. China;
2. School of Business, Jiangsu University of Technology, Changzhou 213001, P. R. China)

Abstract: Based on the micro-survey data of 513 peasant households in the upper reaches of Taihu basin in Jiangsu province, this paper empirically analyzes relationship between acreage of farmland rights certification (FRC) and farmers' adoption behavior of environment friendly agricultural technology (EFAT) by using Bivariate Probit model. The results show that there is an "inverted U" relationship between the area of FRC and the farmer's application behavior of organic fertilizer, in which the optimal scale of FRC for farmers applying commercial organic fertilizer is 2.6 times of the maximum size of the sample farmers' confirmed land area, and the optimal scale of FRC for farmers using agricultural fertilizer is 2 times of the average area of sample farmers' FRC. This means that the farmer's confirmed area in the sample area has not reached the optimal scale for organic fertilizer application. Besides, risk-appropriate farmers tend to apply commercial organic fertilizer, while risk averse thinks that self-produced farmyard manure is more reliable. It is critical to explore how the farmland rights certification (FRC) affects the farmers' behavior of adopting environment-friendly agricultural technology (EFAT), to improve the micro-control mechanism of agricultural non-point source pollution in Taihu basin from the perspective of the reform of farmland property right system. To improve the enthusiasm of farmers' behavior of adopting EFAT, it is necessary to integrate policy of FRC to ensure the appropriate centralized and large-scale operation of agricultural land, establish a risk guarantee mechanism of adopting EFAT, and promote a virtuous cycle of agricultural production and ecological environmental protection.

Key words: area of farmland rights certification; environment friendly; agricultural technology; adoption behavior; bivariate probit model

(责任编辑 傅旭东)