

基于双栏模型的设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳 影响因素分析

梁 姝 娜

潍坊科技学院 经济管理学院,山东 潍坊 262700

摘要:采纳绿色生产技术是实现农业绿色发展的必要条件之一。研究绿色生产技术采纳的影响因素及其机制对于采取精准措施促进农户采纳绿色生产技术进而促进绿色发展具有重要的现实意义。加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术的采纳决策与采纳程度均产生显著正向影响;合作社不仅通过提供绿色生产技术和要求种植户采纳绿色生产技术的直接效应,而且通过授权种植户使用区域公用品牌和改善其信息获取状况的中介效应促进绿色生产技术采纳。因此,大力发展合作社,加强区域公用品牌建设和信息建设是促进绿色生产技术采纳的有效途径。

关键词:绿色生产技术采纳;加入合作社;区域公用品牌;信息获取;双栏模型

中图分类号:F323.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1673-8039(2025)06-0024-09

2025 年 1 月,中共中央、国务院印发了《乡村全面振兴规划(2024—2027 年)》,提出“加快农业绿色低碳发展”,“推广绿色生产技术”^[1]。绿色生产技术需要通过农户采纳才能够实现农业绿色发展。然而由于在绿色生产技术采纳初期农户的增收效果并不明显,并且出于降低成本和风险的考量,农户采纳意愿不强^[2-3]。因此厘清影响农户绿色生产技术采纳的因素及其机制对于采取有针对性的措施促使农户采纳绿色生产技术十分必要。研究发现多种因素能够直接或间接促进农户对绿色生产技术的采纳。电商参与^[4]、农户创业^[5]、农业技术服务^[6]、生计资本^[7]、数字信息能力^[8]、农技站和农资店对绿色生产技术推广的一致性^[9]、数字素养^[10]及加入合作社^[11-13]等因素能够直接且显著地正向影响农户绿色生产技术采纳。电商参与通过提高农户技术认知^[4],农户创业通过拓展社会资本及强化风险偏好、树立环保意识、提升融资能力等^[5],生计资本通过生态认知^[7],数字信息能力通过技术生态认知^[8],农资店和农技站在一致推广绿色生产技术时通过提高农户对该技术的信任^[9],数字素养通过绿色认知、社会资本和信贷可得性^[10],合作社通过提升

绿色农产品市场溢价和降低技术采纳成本^[11]或通过提升农户绿色生产认知^[13],间接促进农户绿色生产技术采纳。绿色生产技术采纳行为包含两个阶段:首先是采纳决策阶段,即作出是否采纳的决策,如果采纳则进入采纳程度阶段,即采纳多少项绿色生产技术,因此,运用双栏模型分别对采纳决策阶段和采纳程度阶段的影响因素及机制进行分析则能够全面、准确认识问题,但目前鲜有运用双栏模型进行相关研究的成果。这种研究方法选用的不足使研究结论难以厘清绿色生产技术采纳在不同阶段影响因素及机制的差异。

山东省寿光市是“中国蔬菜之乡”,是“全国农民合作社质量提升整县推进试点单位”,本文选择寿光为调研区域,在已有研究成果肯定了加入合作社对绿色生产技术采纳具有正向影响的基础上,运用双栏模型进一步分别分析加入合作社在采纳决策阶段和采纳程度阶段是否均对绿色生产技术采纳具有显著正向影响并对其机制进行分析。研究结论对于采取精准措施促进农户采纳绿色生产技术进而促进农业绿色发展将具有实践指导意义。

收稿日期:2025-09-16

基金项目:2025 年山东省人文社会科学课题入库在研一般项目“加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳的影响研究——以寿光市为例”

作者简介:梁姝娜(1971—),女,吉林梨树人,经济学博士,潍坊科技学院经济管理学院教授、硕士生导师。

一、研究区域基本情况

(一) 寿光概况

寿光市,山东省辖县级市,由潍坊市代管,位于山东省中部,潍坊市境西北部,濒临渤海莱州湾南畔,总面积 2072 平方公里,户籍人口 110 万,是“中国蔬菜之乡”。2018 年以来,习近平总书记两次肯定“诸城模式”“潍坊模式”“寿光模式”^①。寿光“三农”事业发展质量较高,农村居民人均可支配收入明显高于山东省及全国平均水平,2023 年和 2024 年寿光农村居民人均可支配收入均高于全国平均水平 40% 左右,寿光城乡居民人均可支配收入比为 1.7:1,优于全国的 2.5:1^②。

(二) 寿光设施蔬菜生产经营情况

寿光主要利用具有良好保温、抗风性能的框架覆膜大棚种植蔬菜,这种大棚称为蔬菜大棚,简称大棚,这种生产方式称为设施蔬菜种植。寿光市农业农村局数据显示,2024 年寿光设施蔬菜种植面积达到 60 万亩,蔬菜大棚 15.7 万个,年产蔬菜 450 多万吨,销往全国及 25 个国家和地区。寿光蔬菜生产经营主体主要是合作社,现有果蔬类合作社总数达到 2134 家,其中年销售额过亿元的合作社超过 10 家,6 家合作社通过了中国和全球良好农业规范体系(GAP)“双认证”,71 家合作社(种植基地)通过了粤港澳大湾区“菜篮子”生产基地认证^③。2019 年寿光成功注册了“寿光蔬菜”区域公用品牌并在 2024 年出台了《“寿光蔬菜”区域公用品牌使用管理办法(试行)》,依据该文件进行品牌授权、管理和保护,符合条件的合作社及产品可以使用“寿光蔬菜”品牌。寿光市农业农村局数据显示,近两年设施蔬菜种植户人均收入 4.8 万元左右,近 80% 的设施蔬菜种植户通过合作社获得品牌收益。

(三) 寿光设施蔬菜种植产业绿色生产技术采纳情况

农业农村部 2018 年印发的《农业绿色发展技术导则(2018—2030 年)》(以下简称《导则》)提出按照“高效、安全、低碳、循环、智能、集成”的要求构建农业绿色发展技术体系,并提出涵盖农业产前、产中、产后各个环节的七个主要攻关任务^[14]。根据《导则》的要求和攻关任务,结合寿光设施蔬菜种植的实际情况,本文选择 12 项绿色生产技术对设施蔬菜种植户的采纳情况进行研究。12 项技术包括有机肥施用、测土配方施肥、

绿色农药、物理防治病虫害、生物防治病虫害、滴灌、喷灌、深耕松土、秸秆还田、高温闷棚、废弃物循环利用和作物套种技术。

本课题组查阅了寿光市政府相关部门资料并与相关工作人员、典型合作社负责人及部分种植户进行了座谈及访谈调查,发现寿光设施蔬菜种植病虫害防控以绿色防控为主,集成了多种防控技术,防虫网、黄板等物理防控覆盖率达到 93%,起到了良好的阻隔和诱捕杀虫作用;精准施药技术同步使用,部分菜农使用了静电喷雾器,农药利用率提高 30%,亩均减少用药量 1.7 公斤,比传统方法减少用药 32%,残留检测合格率连续 5 年达到 99.8% 以上;水肥一体化的滴灌、微喷灌溉技术的使用比传统的漫灌节约用水量 58%、节约化肥量 42%,水肥利用效率提高的同时蔬菜的品质也有所提升;推广使用绿色化肥,用有机肥代替传统化肥,亩均施用有机肥达 4.2 吨,其中畜禽粪肥用量占比达 65% 左右;微生物肥用量占到总施肥量的 38%,土传病害防控效率提升 60%;在使用土壤改良技术方面,机械深耕松土技术应用率达到 75%,板结率比普通耕作减少 40%;高温闷棚技术推广到 60% 的大棚,夏季灭菌消毒后病原菌灭活率达到 95% 以上;在作物套种方面,立体套种技术应用于 35% 的大棚,主要为“茄果类+叶菜”的模式,使用套种技术的大棚亩均增产 25% 左右。

二、研究假设

对于绿色生产技术采纳的影响因素,基于已有研究成果,结合寿光设施蔬菜种植及合作社发展实际情况,提出研究假设 H1。

H1: 加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳决策和采纳程度均产生积极影响。

对于影响机制,已有研究认为农产品区域公用品牌的溢价效应和口碑效应有利于农产品区域声誉的形成,进而提高农产品在市场中的竞争力从而增加农户收入^[15-16]。根据《中国农产品区域公用品牌建设指南》的规定,合作社等新型农业经营主体是区域公用品牌的使用主体^[17]。研究表明,农产品区域公用品牌对合作社的增收效应

^① 资料来源:寿光概况 - 寿光市人民政府, https://www.shouguang.gov.cn/sq/sggk/sggk/201307/t20130716_3290486.html。

^② 数据来源:根据国家统计局和寿光市统计局的相关数据计算所得。

^③ 数据来源:寿光市农业农村局。

显著^[18-19]。农户需通过加入合作社等经营主体获得使用资格并被授权生产符合标准的农产品及标准化使用商标^[20]。2019年寿光成功注册“寿光蔬菜”区域公用品牌,持有人为寿光蔬菜瓜果产业协会,寿光市蔬菜合作社联合会负责授权使用、管理和保护,无偿提供给符合条件的企业、合作社等经营主体使用。在调查中发现,通过合作社授权使用区域公用品牌的设施蔬菜种植户的销售收入明显高于无权使用的农户。基于寿光实际情况、加入合作社对绿色生产技术采纳的影响及区域公用品牌与合作社及农户收入的关系,提出研究假设 H2。

H2:区域公用品牌的授权使用在加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳的影响中发挥中介效应。

小农户在市场信息获取方面存在局限性^[19],而农民合作社能够提供更准确的市场信息和更科学、更前沿的技术信息,从而提高农业生产效率^[21]。在调查中发现,加入合作社的种植户能够获取更丰富的信息。基于寿光实际情况及相关研究结论提出研究假设 H3。

H3:信息获取手段的改善对加入合作社的设施蔬菜种植户在绿色生产技术采纳的影响中发挥中介效应。

三、数据来源与绿色生产技术采纳情况描述性统计

(一) 问卷设计与数据来源

为了解设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳情况及其影响因素,本课题组在寿光以设施蔬菜种植户为对象开展了问卷调查。问卷主要包括设施蔬菜种植户个体特征、家庭经营特征、组织行为特征、绿色生产技术采纳情况等方面的问题。为取得良好的调查效果,课题组招募并培训了寿光当地 10 名在校大学生与课题组 2 名主要成员于 2024 年 7—8 月在寿光对设施蔬菜种植户开展入户调查。调查采用随机抽样方法获取样本,共走访 350 户设施蔬菜种植户,发放并回收问卷 350 份,剔除无效问卷,共获得有效问卷 338 份,有效率为 96.57%。

(二) 绿色生产技术采纳情况描述性统计

寿光设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳情况调查。众数为采纳 8 项,55 户,占比 16.27%,其次为采纳 6 项,46 户,占比 13.61%。采纳 3

项以下的仅有 25 户,采纳 5 项及以下的合计 86 户,占比 25.44%,而采纳 6 项及以上的农户 252 户,占比 74.56%。采纳 5 项及以下与 6 项及以上是一个明显的分界线。由表 1 可知,数据显示寿光设施蔬菜种植户采纳绿色生产技术具有普遍性。

表 1 样本绿色生产技术采纳情况描述性统计($N=338$)

采纳项数	样本量	百分比(%)	采纳项数	样本量	百分比(%)
3 项以下	25	7.4	采纳 6 项	46	13.61
采纳 3 项	17	5.03	采纳 7 项	44	13.02
采纳 4 项	23	6.8	采纳 8 项	55	16.27
采纳 5 项	21	6.21	采纳 9 项	45	13.31
			采纳 10 项	28	8.29
			采纳 11 项	14	4.14
			采纳 12 项	20	5.92
合计	86	25.44	合计	252	74.56

四、变量定义与模型构建

(一) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量是设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳,包括采纳决策与采纳程度两个阶段,采纳决策,即设施蔬菜种植户是否采纳绿色生产技术,为“是”“否”二元虚拟变量;采纳程度,即设施蔬菜种植户采纳绿色生产技术的项数。在调查中发现设施蔬菜种植户至少采纳了 1 项绿色生产技术。在设施蔬菜种植户普遍采纳绿色生产技术的情况下,仅按照实际采纳的项数确定是否采纳既没有统计分析意义,研究结论也缺乏实际经济价值。鉴于采纳 6 项的种植户与采纳 5 项及以下的种植户数量相比显著提高,本文将采纳 5 项及以下设定为“不采纳”,即“否”,6 项及以上设定为“采纳”,即“是”。对于采纳决策,即是否采纳的标准的这种划分既有统计分析意义,其结论对于分析设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳的影响因素也更具实际意义。由此采纳项数随之调整为:采纳 5 项及以下视为 0 项,采纳 6 项视为 1 项,采纳 7 项视为 2 项,以此类推,采纳 12 项的视为 7 项。

2. 解释变量

基于已有文献就加入合作社对农户绿色生产技术采纳的影响的研究成果及寿光合作社发展的实践,本文将“是否加入合作社”作为核心解释变

量,该变量为二元虚拟变量。其他解释变量包括种植户个体特征、家庭经营特征、组织和行为特征等。

3. 中介变量

选取区域公用品牌授权使用和信息获取改善

作为中介变量,二者均为二元虚拟变量。

(二) 变量定义及样本描述性统计

变量定义及样本描述性统计详见表 2。

表 2 变量定义及样本描述性统计(N=338)

变量类型	变量名称	符号	变量赋值	均值	方差
被解释变量	是否采纳	Y_1	是=1;否=0	0.689	0.214
	采纳程度	Y_2	≤ 5 项=0;6 项=1;7 项=2;8 项=3;9 项=4; 10 项=5;11 项=6;12 项=7	2.334	4.692
核心解释变量	是否加入合作社	X_1	加入=1;不加入=0	0.636	0.232
其他解释变量	年龄	X_2	$X_2 < 30$ 岁=1; $30 \leq X_2 < 50$ 岁=2; $50 \leq X_2 < 60$ 岁=3; $X_2 \geq 60$ 岁=4	2.603	0.477
	健康状况	X_3	非常不健康=1;不太健康=2;一般=3; 比较健康=4;非常健康=5	4.227	0.758
	对生态环境的态度	X_4	非常担心=1;有点担心=2;无可奈何=3;与我无关=4	1.834	0.577
	接受绿色生产技术培训次数	X_5	培训次数(次)	2.742	3.948
	家庭纯收入	X_6	$X_6 < 5$ 万元=1; $5 \leq X_6 < 10$ 万元=2; $10 \leq X_6 < 15$ 万元=3; $15 \leq X_6 < 20$ 万元=4; $X_6 \geq 20$ 万元=5	2.355	1.042
种植户家庭经营特征	大棚收入占家庭纯收入比重	X_7	$X_7 < 20\% = 1$; $20\% \leq X_7 < 40\% = 2$; $40\% \leq X_7 < 60\% = 3$; $60\% \leq X_7 < 80\% = 4$; $X_7 \geq 80\% = 5$	3.733	2.302
	大棚种植面积	X_8	$X_8 < 1$ 亩=1; $1 \leq X_8 < 2$ 亩=2; $2 \leq X_8 < 4$ 亩=3; $4 \leq X_8 < 6$ 亩=4; $X_8 \geq 6$ 亩=5	2.281	1.698
	大棚实际工作人数	X_9	实际工作人数(人)	3.221	2.558
	组织和行为特征	X_{10}	没有宣传=1;偶尔宣传=2;经常宣传=3	2.150	0.348
中介变量	其他种植户的影响	X_{11}	没有影响=1;有一定影响=2; 有很大影响=3;完全受影响=4	1.748	0.639
	区域公用品牌授权使用情况	M_1	授权使用=1;未授权使用=0	0.529	0.249
	信息获取改善状况	M_2	有所改善=1;没有改善=0	0.644	0.229

(三) 模型构建

1. 双栏模型构建

设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳分为“是否采纳”和“采纳程度”两个阶段。本文参考丘水林等(2022)^[22]的双栏模型对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳问题进行研究,该模型可以保证采纳决策和采纳程度两个过程彼此独立,避免内生性问题导致的模型估计偏差。

首先,分析设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳决策,如式(1)所示:

$$P_i^* = \alpha Z_i + \mu_i, \mu_i \sim N(0, 1),$$

$$\begin{cases} P_i = 1, P_i^* > 0 \\ P_i = 0, P_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中, P_i^* 为潜在采纳决策变量; α 为待估系数; Z_i 是影响采纳决策的变量; μ_i 是服从正态分布的随机干扰项; P_i 为观测采纳决策变量。当观

测变量 P_i 为 1 时表示设施蔬菜种植户采纳绿色生产技术;当其值为 0 时表示设施蔬菜种植户未采纳绿色生产技术。

其次,考虑设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳程度,如式(2)所示:

$$Y_i^* = \beta X_i + \nu_i, \nu_i \sim N(0, \sigma^2),$$

$$\begin{cases} Y_i = Y_i^*, P_i = 1 \text{ 且 } Y_i^* > 0 \\ Y_i = 0, \text{ 其他} \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中, Y_i^* 为潜在采纳程度变量; β 、 σ 为待估系数; X_i 为影响采纳程度的变量; ν_i 为服从正态分布的随机干扰项; Y_i 为观测采纳程度变量。若 $P_i^* > 0$ 且 $Y_i^* > 0$, 表示设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳程度 $Y_i = Y_i^*$, 否则, $Y_i = 0$ 。双栏模型的对数似然函数为:

$$\log L = \sum \ln \left[1 - \Phi(\alpha Z_i) \Phi \left(\frac{\beta X_i}{\sigma} \right) \right] +$$

$$\sum \ln \left[\Phi(\alpha Z_i) \frac{1}{\sigma} \varphi \left(\frac{A_i - \beta X_i}{\sigma} \right) \right] \quad (3)$$

式(3)中, $\Phi(\cdot)$ 为累计概率分布函数; $\varphi(\cdot)$ 为概率密度函数。

2. 中介效应模型构建

参考学界广泛采用的温忠麟等(2014)^[23]的模型, 构建中介效应模型如下:

$$Y_i = \delta_0 + \delta_1 X_i + \delta_2 control_i + \omega_1 \quad (4)$$

$$M_i = \gamma_0 + \gamma_1 X_i + \gamma_2 control_i + \omega_2 \quad (5)$$

$$Y_i = \nu_1 X_i + \nu_2 M_i + \nu_3 control_i + \omega_3 \quad (6)$$

上式中, Y_i 表示设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳, 包括采纳决策和采纳程度, X_i 表示设施蔬菜种植户是否加入合作社, M_i 表示中介变量, $control_i$ 表示控制变量, δ 、 γ 、 ν 表示待估系数, ω 表示随机误差项。采用三步法进行检验, 第一步对模型(4)进行回归, 检验是否加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳的回归系数 δ_1 是否显著。若不显著, 则停止中介效应的检验; 若显著, 则进行下一步。第二步对模型(5)进行回归, 检验设施蔬菜种植户的区域公用品牌授权使用及信息获取改善对是否加入合作社的回归系数 γ_1 具有显著性。第三步对模型(6)进行回归, 检验是否加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳的回归系数 ν_1 和区域公用品牌授权使用及信息获取改善对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳的回归系数 ν_2 的显著性, 并结合第二步中 γ_1 的显著性判断是否存在中介效应。若 γ_1 、 ν_2 都显著, 说明存在中介效应; 若 γ_1 、 ν_2 至少有一个不显著, 则需要运用 Bootstrap 方法进一步检验 $\gamma_1 \times \nu_2$ 的显著性。最后, 当 ν_1 显著时, 说明存在部分中介效应; 当 ν_1 不显著时, 说明存在完全中介效应。

五、影响因素双栏模型结果分析与检验

(一) 多重共线性检验

考虑到各个变量之间可能会存在多重共线性问题, 因此在使用双栏模型之前, 对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳的影响因素进行共线性分析, 运用 Stata17 对样本进行多重共线性检验, 检验结果如表 3 所示。各变量的方差膨胀因子 (VIF) 均小于 10, 说明各变量之间不存在严重的多重共线性问题。

表 3 多重共线性检验

变量名称	方差膨胀因子
是否加入合作社	4.88
年龄	1.22
健康状况	1.08
对生态环境的态度	1.18
接受绿色生产技术培训次数	1.72
家庭纯收入	1.20
大棚收入占家庭纯收入比重	1.17
大棚种植面积	1.61
大棚实际工作人数	1.34
绿色生产技术宣传	1.14
其他种植户的影响	1.26
Mean Vif	1.93

(二) 采纳决策阶段回归结果分析

如表 4 所示, 在采纳决策阶段, 加入合作社、种植户健康状况、技术培训次数、家庭纯收入、大棚收入占家庭纯收入比重、大棚种植面积、大棚实际工作人数、绿色生产技术宣传和其他种植户的影响均在 1% 的显著性水平上正向影响采纳决策; 种植户的年龄和对生态环境的态度均在 10% 的显著性水平上负向影响采纳决策。

表 4 采纳决策阶段影响因素的计量结果

变量名称	系数	标准误	P 值
是否加入合作社	1.973 ***	0.410	0.000
年龄	-0.427 *	0.251	0.067
健康状况	0.619 ***	0.197	0.002
对生态环境的态度	-0.404 *	0.215	0.087
接受绿色生产技术培训次数	0.040 ***	0.005	0.000
家庭纯收入	0.037 ***	0.010	0.001
大棚收入占家庭纯收入比重	0.017 ***	0.006	0.006
大棚种植面积	0.106 ***	0.006	0.000
大棚实际工作人数	0.030 ***	0.006	0.000
绿色生产技术宣传	0.075 ***	0.018	0.000
其他种植户的影响	0.050 ***	0.015	0.001
N		338	
Prob>chi ²		0.000	
Pseudo R ²		0.2225	

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 下同。

(三) 采纳程度阶段回归结果分析

如表 5 所示, 在采纳程度阶段, 是否加入合作社、健康状况、接受绿色生产技术培训次数、大棚种植面积、大棚实际工作人数、绿色生产技术宣传和其他种植户的影响均在 1% 的显著性水平上正向影响采纳程度; 家庭纯收入在 5% 的显著性水

平上正向影响采纳程度;种植户的年龄、对生态环境的态度均在1%的显著性水平上负向影响采纳程度。大棚收入占家庭纯收入比重未通过显著性检验,表明其对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳的影响在统计上不显著。

表5 采纳程度阶段影响因素的计量结果

变量名称	系数	标准误	P值
是否加入合作社	1.446 ***	0.158	0.000
年龄	-0.426 ***	0.104	0.000
健康状况	0.269 ***	0.081	0.001
对生态环境的态度	-0.394 ***	0.094	0.000
接受绿色生产技术培训次数	0.248 ***	0.045	0.000
家庭纯收入	0.211 **	0.088	0.017
大棚收入占家庭纯收入比重	0.045	0.059	0.444
大棚种植面积	0.495 ***	0.081	0.000
大棚实际工作人数	0.233 ***	0.069	0.001
绿色生产技术宣传	0.404 ***	0.126	0.001
其他种植户的影响	0.359 ***	0.098	0.000
N		338	
Prob>chi ²		0.000	
Pseudo R ²		0.2225	

(四)稳健性检验

为了避免极端值可能引起的估计结果偏差,本文将解释变量的值处于前2.5%的群体和后2.5%的群体进行了Winsor缩尾处理,结果如表6所示。

表6 稳健性检验结果

变量名称	绿色生产技术采纳决策	绿色生产技术采纳程度
是否加入合作社	1.970 *** (0.410)	1.446 *** (0.158)
年龄	-0.458 * (0.260)	-0.422 *** (0.105)
健康状况	0.619 *** (0.197)	0.269 *** (0.081)
对生态环境的态度	-0.404 * (0.215)	-0.394 *** (0.094)
接受绿色生产技术培训次数	0.039 *** (0.005)	0.248 *** (0.045)
家庭纯收入	0.037 *** (0.010)	0.210 ** (0.088)
大棚收入占家庭纯收入比重	0.017 *** (0.006)	0.045 (0.059)
大棚种植面积	0.105 *** (0.006)	0.494 *** (0.081)
大棚实际工作人数	0.031 *** (0.006)	0.234 *** (0.069)

续表

绿色生产技术宣传	0.075 *** (0.018)	0.404 *** (0.126)
其他种植户的影响	0.050 *** (0.015)	0.359 *** (0.098)
常数项	0.485 *** (0.017)	0.569 *** (0.119)
N	338	338
Prob>chi ²	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.7231	0.7231

注:括号内数值为标准误,下同。

通过对比Winsor缩尾处理后的回归结果与前述的基准回归结果发现,主要解释变量的影响方向、显著性基本一致,由此证明原回归结果稳健可信。至此,本文的研究假设H1“加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳决策和采纳程度均产生积极影响”得以验证。在调查中发现,出于保证产品品质和销量的目的,合作社会直接为种植户提供绿色生产技术或者明确要求种植户采纳绿色生产技术并提供技术培训。这种方式直接促进了种植户采纳绿色生产技术。

六、影响机制的中介效应分析与检验

(一)区域公用品牌授权使用的中介效应分析

1.采纳决策阶段中介效应检验

表7反映出,在加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳决策具有显著正效应的前提下,加入合作社对设施蔬菜种植户区域公用品牌授权使用具有显著的正效应,模型(6)中的直接效应和中介效应都是显著正效应,表明区域公用品牌授权使用在加入合作社促进设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳决策阶段发挥中介效应。

2.采纳程度阶段中介效应检验

表8反映出,在加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳程度具有显著正效应的前提下,加入合作社对设施蔬菜种植户区域公用品牌授权使用具有显著的正效应,模型(6)中的直接效应和中介效应都是显著正效应,表明区域公用品牌使用在加入合作社促进设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳程度阶段发挥中介效应。

表7 采纳决策阶段区域公用品牌授权使用的中介效应检验结果($N=338$)

变量名称	模型(4) (X 与 Y 进行回归)	模型(5) (X 与 M 进行回归)	模型(6) (M 、 X 与 Y 进行回归)
是否加入合作社	0.495 *** (0.044)	0.832 *** (0.033)	0.209 *** (0.072)
区域公用品牌授权使用			0.344 *** (0.070)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.715 *** (0.030)	0.629 *** (0.157)	0.715 *** (0.032)
N	338	338	338
R-squared	0.0623	0.6441	0.1607
Adj R-squared	0.0595	0.6430	0.1557

表8 采纳程度阶段区域公用品牌授权使用的中介效应检验结果($N=338$)

变量名称	模型(4) (X 与 Y 进行回归)	模型(5) (X 与 M 进行回归)	模型(6) (M 、 X 与 Y 进行回归)
是否加入合作社	2.353 *** (0.208)	0.832 *** (0.033)	1.384 *** (0.344)
区域公用品牌授权使用			1.163 *** (0.332)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.339 *** (0.023)	0.450 * (0.255)	0.351 *** (0.022)
N	338	338	338
R-squared	0.2439	0.6451	0.3119
Adj R-squared	0.2349	0.6408	0.3016

(二)信息获取改善的中介效应分析

1.采纳决策阶段中介效应检验

表9反映出,在加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳决策具有显著正效应的前提下,加入合作社对设施蔬菜种植户信息获取效果

的改善具有显著的正效应,模型(6)中的直接效应和中介效应都是显著正效应,表明信息获取效果的改善在加入合作社促进设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳决策阶段发挥中介效应。

表9 采纳决策阶段信息获取改善的中介效应检验结果($N=338$)

变量名称	模型(4) (X 与 Y 进行回归)	模型(5) (X 与 M 进行回归)	模型(6) (M 、 X 与 Y 进行回归)
是否加入合作社	0.495 *** (0.044)	0.796 *** (0.032)	0.328 *** (0.074)
信息获取改善			0.209 *** (0.074)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.715 *** (0.032)	0.138 *** (0.025)	0.692 *** (0.033)
N	338	338	338
R-squared	0.0623	0.6441	0.0784
Adj R-squared	0.0595	0.6405	0.0729

2.采纳程度阶段中介效应检验

表10反映出,在加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳程度具有显著正效应的前提下,加入合作社对设施蔬菜种植户信息获取效果的改善具有显著的正效应,模型(6)中的直接效应和中介效应都是显著正效应,表明信息获取效果的改善在加入合作社促进设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳程度阶段发挥中介效应。

采用 Winsor 缩尾处理的方法进行稳健性检

验(篇幅所限,过程从略)。对比采纳决策阶段和采纳程度阶段 Winsor 缩尾处理后的回归结果与上述基准回归结果发现,核心解释变量和控制变量的影响方向、显著性基本一致,证明上述采纳决策阶段和采纳程度阶段中介效应模型的输出结果稳健可靠。由此证明区域公用品牌授权使用和信息获取改善在加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳的影响中具有中介效应,研究假设 H2 和 H3 得以证实。

表 10 采纳程度阶段信息获取改善的中介效应检验结果($N=338$)

变量名称	模型(4) (X 与 Y 进行回归)	模型(5) (X 与 M 进行回归)	模型(6) (M 、 X 与 Y 进行回归)
是否加入合作社	2.353 *** (0.208)	0.796 *** (0.032)	1.766 *** (0.347)
信息获取改善			0.736 ** (0.349)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.339 *** (0.023)	0.150 *** (0.025)	0.320 *** (0.023)
N	338	338	338
R-squared	0.2439	0.6492	0.2587
Adj R-squared	0.2349	0.6450	0.2475

七、结论

对设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳影响因素的双栏模型分析结果表明,核心解释变量加入合作社对设施蔬菜种植户绿色生产技术的采纳决策与采纳程度均产生显著正向影响。此外,种植户健康状况、技术培训次数、家庭纯收入、大棚种植面积、大棚实际工作人数、绿色生产技术宣传和其他种植户的影响等因素均对采纳决策和采纳程度产生显著正向影响;种植户的年龄和对生态环境的态度均对采纳决策和采纳程度产生显著负向影响。合作社通过为种植户提供绿色生产技术或要求种植户采纳绿色生产技术并提供技术培训的方式直接促进绿色生产技术采纳。这是合作社影响设施蔬菜种植户绿色生产技术采纳的直接作用机制。对区域公用品牌和信息获取的中介效应分析结果表明,合作社授权种植户使用区域公用品牌和改善其信息获取状况在加入合作社对绿色生产技术采纳的影响中具有中介效应。因此,大力开展合作社,加强区域公用品牌建设和信息建设,加强对农户的培训和教育是促进绿色生产技术采纳的有效途径。

最后,感谢烟台职业学院交通工程系高一淦老师在数据处理中所做的贡献。

参考文献:

- [1] 中共中央 国务院印发《乡村全面振兴规划(2024—2027年)》[N].人民日报,2025-01-23(6).
- [2] 万凌霄,蔡海龙.合作社参与对农户测土配方施肥技术采纳影响研究——基于标准化生产视角[J].农业技术经济,2021(3).
- [3] 马千惠,郑少锋,陆迁.社会网络、互联网使用与农户绿色生产技术采纳行为研究——基于708个蔬菜种植户的调查数据[J].干旱区资源与环境,2022(3).
- [4] 李晓静,陈哲,刘斐,等.参与电商会促进猕猴桃种植户绿色生产技术采纳吗?——基于倾向得分匹配的反事实估计[J].中国农村经济,2020(3).
- [5] 吉星,张红霄.农户创业与绿色生产技术采纳:来自江苏的证据[J].长江流域资源与环境,2022(10).
- [6] 李琳,韩继良,朱玉春.农业科技服务促进了农户绿色生产技术采纳吗?——基于激励措施的调节效应[J].中国农业大学学报,2023(12).
- [7] 喻立凡,曹大宇,廖冰.生计资本、生态认知对农户绿色生产技术采纳意愿的影响研究[J].中国农业资源与区划,2024(12).
- [8] 熊飞雪,彭元元,刘雨萱,等.数字信息能力对农户绿色生产技术采纳的影响研究——基于技术生态认知的中介效应[J].长江流域资源与环境,2025(1).
- [9] 李欣,李文静.推广一致性对农户绿色生产技术采纳行为的影响研究——以测土配方施肥技术为例[J].华中农业大学学报(社会科学版),2025(3).
- [10] 董占奎,董飞燕,李思逸.数字素养对农户绿色生产技术采纳行为的影响及其机制研究:基于 CLES 混合截面数据的实证分析[J/OL].(2025-07-04) [2025-09-12] 生态与农村环境学报,1-14.https://doi.org/10.19741/j.issn.1673-4831.2025.0326.
- [11] 朱鹏,郑军,张明月,等.加入合作社对粮农绿色生产技术采纳行为的影响效应与驱动机制研究[J].干旱区资源与环境,2022(10).
- [12] 翁贞林,兰丁旺,汤晋,等.风险偏好、合作社参与对水稻绿色生产技术采纳行为的影响——基于江西省520份水稻种植户的调研[J].农业经济与管理,2023(5).
- [13] 马改艳.加入合作社对农户绿色生产技术采纳的带动效应——基于福建柚农的调查数据[J].中国农业资源与区划,2024(1).
- [14] 构建绿色技术体系 支撑农业绿色发展——《农业绿色发展技术导则(2018—2030年)》解读 [EB/OL].(2018-07-09) [2025-08-11]. https://kjs.moa.gov.cn/zcjd/201904/t20190418_6184810.htm.
- [15] 周小梅,范鸿飞.区域声誉可激励农产品质量安全水平提升吗?——基于浙江省丽水区域品牌案例的研究[J].农业经济问题,2017(4).
- [16] 张丽,黄腾,刘天军.有机认证提高了农户市场

种植户绿色生产技术采纳吗?——基于倾向得分匹配的反事实估计[J].中国农村经济,2020(3).

[5] 吉星,张红霄.农户创业与绿色生产技术采纳:来自江苏的证据[J].长江流域资源与环境,2022(10).

[6] 李琳,韩继良,朱玉春.农业科技服务促进了农户绿色生产技术采纳吗?——基于激励措施的调节效应[J].中国农业大学学报,2023(12).

[7] 喻立凡,曹大宇,廖冰.生计资本、生态认知对农户绿色生产技术采纳意愿的影响研究[J].中国农业资源与区划,2024(12).

[8] 熊飞雪,彭元元,刘雨萱,等.数字信息能力对农户绿色生产技术采纳的影响研究——基于技术生态认知的中介效应[J].长江流域资源与环境,2025(1).

[9] 李欣,李文静.推广一致性对农户绿色生产技术采纳行为的影响研究——以测土配方施肥技术为例[J].华中农业大学学报(社会科学版),2025(3).

[10] 董占奎,董飞燕,李思逸.数字素养对农户绿色生产技术采纳行为的影响及其机制研究:基于 CLES 混合截面数据的实证分析[J/OL].(2025-07-04) [2025-09-12] 生态与农村环境学报,1-14.https://doi.org/10.19741/j.issn.1673-4831.2025.0326.

[11] 朱鹏,郑军,张明月,等.加入合作社对粮农绿色生产技术采纳行为的影响效应与驱动机制研究[J].干旱区资源与环境,2022(10).

[12] 翁贞林,兰丁旺,汤晋,等.风险偏好、合作社参与对水稻绿色生产技术采纳行为的影响——基于江西省520份水稻种植户的调研[J].农业经济与管理,2023(5).

[13] 马改艳.加入合作社对农户绿色生产技术采纳的带动效应——基于福建柚农的调查数据[J].中国农业资源与区划,2024(1).

[14] 构建绿色技术体系 支撑农业绿色发展——《农业绿色发展技术导则(2018—2030年)》解读 [EB/OL].(2018-07-09) [2025-08-11]. https://kjs.moa.gov.cn/zcjd/201904/t20190418_6184810.htm.

[15] 周小梅,范鸿飞.区域声誉可激励农产品质量安全水平提升吗?——基于浙江省丽水区域品牌案例的研究[J].农业经济问题,2017(4).

[16] 张丽,黄腾,刘天军.有机认证提高了农户市场

韧性吗?——基于黄土高原苹果优势产区的实证研究
[J].华中农业大学学报(社会科学版),2024(3).

[17]《中国农产品区域公用品牌建设指南》[EB/OL].(2019-08-02)[2025-09-16]中国农业农村部官网,<https://www.moa.gov.cn/xw/zxfb/201908/P020190807612165200797.pdf>.

[18]陈超,孔月,徐磊.区域公用品牌、标准化生产对果农经营收入的影响——基于冀、苏、赣三省771户果农的实证检验[J].农林经济管理学报,2021(5).

[19]莫家颖,王玉静,黎东升.农产品区域公用品牌的农户增收效应研究——基于浙江省实地调研[J].世界农业,2025(5).

[20]杨丹,朱珠,刘自敏,等.共同富裕目标下农产品区域公用品牌的收入效应研究——来自原国家级贫困县的经验证据[J].管理世界,2025(7).

[21]赵立夫,卫冕,刘森挥,等.农民合作社对农户肉牛养殖效率的影响研究[J].中国畜牧杂志,2021(11).

[22]丘水林,靳乐山.资本禀赋对生态保护红线区农户人为活动限制受偿意愿的影响[J].中国人口·资源与环境,2022(1).

[23]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5).

Analysis of Influencing Factors of Green Production Technology Adoption by Facility Vegetable Growers Based on the Double-hurdle Model

LIANG Shuna

School of Economics and Management, Weifang University of Science and Technology, Weifang 262700, China

Abstract: Adopting green production technologies is one of the essential prerequisites for achieving agricultural green development. Studying the influencing factors and mechanisms of green production technology adoption is of important practical significance for taking precise measures to promote farmers' adoption of green production technologies and green development. Joining cooperatives has a significant positive impact on the adoption decision and degree of green production technologies among facility vegetable growers. Cooperatives promote the green production technology adoption not only through the direct effects of providing the green production technologies and requiring the growers to adopt them, but also through the mediating effects of authorizing growers to use a regional public brand and improving their information access. Therefore, vigorously developing cooperatives, and strengthening the construction of regional public brands and information are effective ways to promote the green production technology adoption.

Key words: adoption of green production technologies; joining cooperatives; regional public brand; information acquisition; double-hurdle model

(责任编辑 昭 薇;实习编辑 穆林泽)