

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20220704

· 绿色发展 ·

减量增效技术的选择性采纳与集成推广策略*

李琪, 李凯^{*}

(曲阜师范大学经济学院, 山东日照 273165)

摘要 [目的] 基于农户“选择性采纳”特征开展减量增效技术的系统集成与打包推广, 是降低推广成本、提高推广效率的重要途径。[方法] 文章运用2017—2018年浙江省638户稻农调研数据, 基于列联分析、Order Probit与Multivariate Probit模型, 从采纳强度和采纳结构两个方面, 分析了农户化肥减量增效技术选择性采纳特征及其影响因素。[结果] 农户选择性采纳现象十分普遍, 且技术属性与资源禀赋共同塑造了选择性采纳特征: (1) 采纳强度较低, 减肥技术平均采纳强度为1.74项。(2) 虽然总体上农户更加偏好资金密集型技术, 但采纳结构差异明显, 多项减肥技术采纳决策中同时存在替代与互补关系。(3) 禀赋约束是决定农户选择性采纳的重要因素, 其中劳动力数量、家庭收入等经济禀赋决定了劳动力密集型与资本密集型技术的取舍进而影响了采纳强度与采纳结构, 而参与技术培训、加入合作社等社会禀赋则有助于缓解经济禀赋约束。[结论] 减量增效技术的集成推广应基于农户资源禀赋异质性, 制定更为灵活化、差异化的推广方案。

关键词 化肥减量增效技术 集成推广 选择性采纳 禀赋约束 采纳强度 采纳结构

中图分类号: F323.3 **文献标识码**: A **文章编号**: 1005-9121[2022]07-0027-11

0 引言

作为质量兴农的重要任务之一, 持续推进农业投入品减量增效是提高农业产出质量、降低农业生产成本的重要手段。近年来, 无论是以“精调改替”为基本的技术路径, 还是以中国农业科学院主导的主要农产品绿色增产增效技术集成模式, 强调的都是发挥多项技术之间的协同效益以实现减量增效最大化。在大国小农的基本国情和农情下^[1], 面对农户减量增效技术需求与羸弱的农业绿色技术推广体系之间的矛盾^[2], 强化减量增效技术的系统集成与打包推广, 不仅有利于发挥化肥减量综合效益^[3], 还能有效降低技术推广成本、提高技术推广效率。

然而, 在数量庞大、组织化程度低的农户中实现化肥减量增效技术^①集成推广是一个很大的挑战。根据技术包理论, 农业技术能够划分为可分割技术 (divisible technology) 和不可分割技术 (non-divisible technology) 两类: 在不可分割技术中, 生产者需要采纳一整套技术以完整实现技术效果; 而可分割技术包含了多项具有关联效应的子技术, 农户通常只会在其中选择令他们效益最大化的技术组合而非采纳整个技术集^[4]。化肥农药减量增效技术具有典型的可分割“技术包”特征, 各项子技术的目标一致但是技术路径和实施要点差异显著, 具有相对独立性, 因此农户会根据自身的需求选择部分子技术进行组合。另一方面, 减量增效技术集成推广对劳动力、土地、资金和知识等要素投入提出了一定的要求。然而,

收稿日期: 2021-02-26

作者简介: 李琪 (1990—), 女, 山东青岛人, 博士、副教授。研究方向: 农业资源与环境经济

※通讯作者: 李凯 (1987—), 男, 山东东营人, 博士、副教授。研究方向: 农业绿色发展和农产品质量安全治理。Email: likaiqfse@qfnu.edu.cn

* 资助项目: 国家社会科学基金青年项目“农户采纳视角下的化肥农药减量增效技术集成推广机制研究”(19CGL035)

①化肥减量增效技术是指在稳定农产品产量、提高综合效益的基础上, 通过使用新型化肥和改进施肥方式, 来提高化肥利用率、减少化肥用量的一系列生产技术与管理措施

当前我国农户家庭兼业化程度不断加深,以老、弱、妇孺为主体的“弱质化”人口不善于直接采用现代农业技术与生产方式^[5]。加之土地承包规模小、细碎化程度严重^[6],因此农户可用于农业生产的资源禀赋总量非常有限,受要素价格变化诱导,农户致力于选择能够替代稀缺资源的技术,从而增加了集成采纳难度。综上,在小农户群体中,减量增效技术打包集成推广与资源禀赋之间的矛盾尤为突出。

减量增效技术集成推广与小农户资源禀赋的矛盾主要体现在农户“选择性采纳”行为上。随着第二次农业绿色革命中施肥管理与病虫害防治技术的“体系化”,国外研究很早就关注到了绿色农业技术创新扩散过程中的农户“选择性采纳”问题。Rauniyar等^[7]基于英国玉米种植农户数据发现,在7种不同的技术中,农户会自动将他们分为3组技术来采纳。Sied Hassen^[8]分析表明农户可持续土地管理技术的采纳会降低绿色转型技术采纳的可能性。Tarfa等^[9]针对尼日利亚农户的研究发现,多项适应气候变化技术之间呈现出两两互补的采纳特征。国内关于环境友好型农业技术采纳决策研究,大多以单项技术作为对象,考察特定因素对技术采纳决策的影响,如经营规模对实践测土配方的影响、个体认知对增施有机肥的影响、技术感知对采纳生物农药的影响等。此外,也有部分学者关注特定生产技术之间的选择偏好。如耿宇宁等^[10]分析表明,农户对保护型生物防治技术与增强型生物防治技术的选择存在显著替代效应。罗小娟等^[11]研究发现采纳了测土配方施肥的种粮大户倾向于不再实践秸秆还田技术。尽管已有研究证明我国农户存在绿色生产技术采纳的选择偏好,但这种选择偏好大都基于相同属性技术的考察,因此技术间多呈现替代关系,也难以准确揭示资源禀赋与技术属性如何匹配的逻辑。同时,农户分化不断加剧,农民群体呈现以耕地面积和经营形态为标准重塑,形成了资源禀赋差异显著的不同阶层^[12]。在此背景下,如何优化减量增效技术体系推广方案,实现技术协同效应与禀赋约束下农户选择性采纳之间的平衡,已经成为农业绿色发展时代农业技术推广的重要命题。

围绕上述问题,为进一步优化减量增效技术集成推广机制,文章立足技术集成推广目标与农户“选择性采纳”行为,以638户浙江省水稻种植户为例,在资源禀赋约束与技术可分割的条件下精确描述农户化肥减量增效技术^①“选择性采纳”特征并分析其影响因素。首先从选择强度和选择结构双重视角描述农户化肥减量增效技术“选择性采纳”行为的基本特征,回答“选择几项”与“选择哪几项”的问题;其次分析农户技术选择强度与选择结构的影响因素,揭示技术属性与农户资源禀赋异质性对技术选择偏好的影响。

1 理论分析

在技术可分割的前提下,资源禀赋约束是农户技术偏好与子技术选择性采纳的关键影响因素^[13,14]。对农户而言,注重技术属性与自身资源禀赋的匹配,表现出一定的技术选择偏向,是农户理性选择的必然结果^[15,16]。资源禀赋是指农户的家庭成员及整个家庭拥有的包括天然所有的及其后天获得的资源和能力^[7]。人力资本理论与前期研究显示^[18],资本禀赋包括人力资本、自然资本、经济资本和社会资本4个维度。

(1) 人力资本。人力资本禀赋主要指实践农业技术的劳动力质量和数量条件^[19]。在“一揽子”减量增效技术中,既有劳动力密集型技术(例如有机肥化肥配施),也有知识密集型技术(例如秸秆还田),因此相比单项技术,集成采纳对家庭劳动力的数量和质量要求更高。一般认为,年轻或文化程度高的农户对新事物的把握和适应能力比较强,故采纳新技术的可能性更高^[11],从而会提高技术采纳强度。从采纳结构来看,根据诱致性技术创新理论,农业技术扩散过程受相关资源禀赋稀缺性的影响,因此劳动力质量高的农户越愿意采纳知识密集型技术,而劳动力数量多的农户更倾向于采纳劳动力密集型技术^[20]。

(2) 自然资本。土地是最重要的自然资本。土地经营规模越大,越容易形成规模经济,集成采纳新

^①该文所选择的水稻化肥减量增效技术主要基于中国农业科学院建立的单季稻绿色增产增效技术集成生产模式,具有很强的可复制性。该文在该生产模式的11项核心技术中,选择了与“测、增、减”三位一体高产高效施肥技术关系最密切的4项:测土配方、增施有机肥、秸秆还田和施用缓释肥。从示范基地数据来看,上述技术集成方案可以降低5%的化肥使用量

技术的可能性就越大^[21]。化肥减量增效技术中, 秸秆还田机械更适配于规模土地, 地形越平坦, 机械还田难度越低, 使用机械成本越小^[22], 而新型肥料的施用面积越大, 也越容易放大肥效。因此自然资本的增加会使农户更偏好土地密集型技术, 也有助于提高集成技术采纳强度。

(3) 经济资本。经济资本禀赋主要是指家庭的资金投入, 包括资金总量和资金结构两方面。资金总量越多, 农户面临的资金约束越小, 抵御产量变化和收入波动风险的能力也越强, 技术采纳强度就越高。当前全国农户兼业化程度在逐渐加深^[23], 家庭收入结构随之改变, 引发了农业劳动力资源的相对稀缺性, 改变了农业生产中的要素配置, 也诱发了生产技术的选择与创新^[24]。农户兼业程度越高, 造成资金的“投入效应”和劳动力的“挤出效应”越强, 因此技术采纳的资本约束越弱而劳动约束越强, 可能更加偏好资金密集型技术。

(4) 社会资本。社会资本主要是政府的示范指导和社会化服务。社会资本的影响表现在两个方面: 第一, 社会资本的引入提升了农户要素配置能力, 例如合作社能够为农户提供物资统购、机械租赁等服务, 因此有助于缓解减量增效技术集成采纳的要素禀赋约束。第二, 社会资本拓宽了农户的技术信息渠道, 例如技术培训和示范区示范提高农户对减肥增效技术的了解程度和经济效益认知度, 展示了各项技术的实施过程和技术效果, 从而减少了集成采纳给农户带来的不确定性^[25]。因而, 社会资本能够通过缓解人力、自然和经济禀赋约束, 加强人力、资源和经济禀赋总量来影响集成采纳强度和集成采纳结构。

2 数据来源、变量选择与描述性分析

2.1 数据来源

数据来源于2017—2018年项目组在浙江省开展的水稻种植户化肥减量增效技术采纳情况调查。浙江省作为国家农产品质量安全示范省和农业绿色发展的试点先行区^[26], 于2015年印发了《浙江省化肥减量增效实施方案》, 在化肥减量增效上也走在了全国前列, 能够为其他地区的技术推广提供参考。此外, 水稻是浙江省最重要的粮食作物, 2016年浙江省水稻种植面积占到了全省粮食播种面积的65.18%, 水稻绿色生产转型对确保浙江省粮食安全具有重要意义。

调研首先根据浙江省各县市谷物种植面积与产量排序, 选择排名靠前的嘉兴市、排名中间的杭州市、湖州市和排名靠后的金华市作为样本地区^①, 这样既能较好反映出浙江省水稻生产的总体特征, 又能体现地区差异。然后从各市中选择最早开始水稻减量增效技术试点的县区, 利用多层抽样法选取样本, 每个调研地点抽取2~3个乡镇, 每个乡镇抽取1~2个村庄, 每个村庄抽取15~20户左右农户。调查分别于2017年7—9月份和2018年2—3月进行; 2017年调查地区包括杭州市萧山区、嘉兴市秀洲区和平湖市; 金华市婺城区和湖州市德清县, 回收样本329份; 2018年调查地区包括杭州市富阳区、嘉兴市嘉善县、金华市兰溪市和武义县、湖州市吴兴区, 回收样本305份。两次调查均以农民口述、调查员填写的形式填写问卷, 共回收问卷655份, 其中有效问卷638份, 有效率为97.40%。

2.2 变量选择

农户化肥减量增效技术“选择性采纳”的采纳强度与采纳结构分别用技术采纳数量和各项技术采纳与否的二分变量来分析。理论上, 化肥减量增效技术采纳的数量越多, 技术间的协同效果越明显, 越有助于提升减量增效效果。

参考理论分析与已有研究, 人力资本禀赋方面主要是指个体具有能够在劳动力市场中换取经济收益的知识和技能, 利用年龄、文化程度和家庭劳动力数量来衡量; 自然资本禀赋是指可用于农业生产的自然资源, 利用种植面积衡量。经济资本禀赋是指家庭的经济能力, 利用兼业程度和家庭收入衡量。社会资本禀赋主要是政府的示范指导和社会化服务, 利用参加技术培训次数、周边是否有示范区和是否加入

①2018年4市谷物种植面积与谷物产量分别占全省的41.76%与40.58%

合作社^[27,28]来衡量。此外,在模型中加入风险态度、环境污染认知^[29,30]和种植利润^[31]等控制变量,同时加入样本调查时间与地点虚拟变量以控制调研时间与地点差异对结果的影响。

2.3 描述性分析

在化肥减量增效技术中,秸秆还田采纳率最高,达到84%,其次是测土配方,达到了51%,而有机肥和缓释肥的采纳比例均在20%左右。样本农户平均年龄达到了54岁,老龄化特征明显。平均文化程度达到了初中以上。平均劳动力数量不足3人。家庭兼业程度较高,接近一半收入来源于非农就业。平均家庭收入为11.04万元/年。平均种植面积较大,但差异明显,其中超过6.667hm²(包括6.667hm²)的样本占比27.36%,不足3.334hm²(包括3.334hm²)的农户占比67.14%。最大面积为247.6hm²,最小面积为0.033hm²。农户年均参加了2.4次与化肥农药使用相关的技术培训,60%的农户加入了合作社,仅有31%的农户知道周边存在相关技术示范区。有34%的农户呈现出风险偏好的特征。大部分农户认为当前稻田环境仅仅受到了轻微污染。种植利润为7298.25元/hm²。具体描述性分析结果见表1。

表1 变量定义、说明与描述性分析

变量名称		变量定义	平均值	标准差
因变量	有机肥	1=采纳,0=不采纳	0.17	0.38
	秸秆还田	1=采纳,0=不采纳	0.84	0.37
	缓释肥	1=采纳,0=不采纳	0.23	0.42
	测土配方	1=采纳,0=不采纳	0.51	0.50
自变量	人力资本禀赋	年龄	53.82	10.64
		文化程度	1=小学及以下学历,2=初中学历,3=高中学历,4=高中及以上学历	2.04
经济资本禀赋	劳动力数量	家庭劳动力数量(人)	2.95	1.40
	兼业程度	非农收入占家庭总收入比重(%)	45.34	29.07
	家庭收入	家庭总收入(万元/年)	11.04	9.62
自然资本禀赋	种植面积	水稻种植面积(hm ²)	7.85	1.07
社会资本禀赋	技术培训	参与水稻化肥农药使用相关的技术培训次数(次/年)	2.41	1.56
	周边是否有示范区	1=有,0=没有	0.31	0.46
	是否加入合作社	1=是,0=否	0.60	0.49
	控制变量	风险态度	1=风险偏好,0=风险中立及风险规避	0.34
	环境污染认知	1=没有污染,2=轻微污染,3=中度污染,4=严重污染	2.17	1.08
	种植利润	水稻种植利润(元/hm ²)	7298.25	45238.50
	调研年份	1=2017调查样本,0=2018年调查样本	0.52	0.50
	是否是杭州市调查样本	1=是,0=否	0.22	0.41
	是否是嘉兴市调查样本	1=是,0=否	0.29	0.45
	是否是湖州市调查样本	1=是,0=否	0.26	0.44
	是否是金华市调查样本	1=是,0=否	0.23	0.42

3 研究方法

3.1 Order Probit模型

Order Probit模型专门处理被解释变量是有序变量的情形^[32],适用于分析农户减量增效技术采纳的强度。假设存在一个不可观察的潜变量 Y_i^* 代表农户对化肥减量增效技术的采纳数量 Y_i ,潜变量受到各项控制变量的影响,回归模型可表示为:

$$Y_i^* = \alpha X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Y_i = \begin{cases} 0, & Y_i^* \leq r_0 \\ 1, & r_0 < Y_i^* \leq r_1 \\ 2, & r_1 < Y_i^* \leq r_2 \\ 3, & r_2 < Y_i^* \leq r_3 \\ 4, & r_3 < Y_i^* \leq r_4 \\ 5, & r_4 < Y_i^* \leq r_5 \\ \dots\dots \\ j, & r_{j-1} < Y_i^* \end{cases} \quad (2)$$

式 (1) (2) 中, X_i 代表一系列解释变量, α 和 r 代表相应系数向量, ε_i 代表回归模型的随机误差项。当 ε 服从标准正态分布: $\varepsilon \sim N(0, 1)$ 时, $Y_i = 1, 2, 3, \dots, j$ 的概率可以表示为:

$$P(Y_i = 0|X_i) = P(Y_i^* \leq r_0|X_i) = \Phi(r_0 - \alpha X_i) \quad (3)$$

$$P(Y_i = 1|X_i) = P(r_0 < Y_i^* \leq r_1|X_i) = \Phi(r_1 - \alpha X_i) - \Phi(r_0 - \alpha X_i) \quad (4)$$

$$P(Y_i = 2|X_i) = P(r_1 < Y_i^* \leq r_2|X_i) = \Phi(r_2 - \alpha X_i) - \Phi(r_1 - \alpha X_i) \quad (5)$$

.....

$$P(Y_i = j|X_i) = 1 - \Phi(r_{j-1} - \alpha X_i) \quad (6)$$

式 (3) 至 (6) 中, Φ 是标准正态分布的累积概率函数。由于 Order Probit 模型为非线性模型, 因此式 (1) 中的 α 代表各自变量对潜变量的边际影响, 而不是边际效应, 可解释为对因变量取值概率的影响。解释变量对于技术采纳强度的边际影响, 计算公式为:

$$\frac{\partial \Pr(Y_i = j)}{\partial X_i} = \Phi'(\widehat{r}_{j-1} - \hat{\alpha} X_i) \times \hat{\alpha} \quad (7)$$

.....

$$\frac{\partial \Pr(Y_i = 5)}{\partial X_i} = [\Phi'(\widehat{r}_4 - \hat{\alpha} X_i) - \Phi'(\widehat{r}_5 - \hat{\alpha} X_i)] \times \hat{\alpha} \quad (8)$$

$$\frac{\partial \Pr(Y_i = 4)}{\partial X_i} = [\Phi'(\widehat{r}_3 - \hat{\alpha} X_i) - \Phi'(\widehat{r}_4 - \hat{\alpha} X_i)] \times \hat{\alpha} \quad (9)$$

.....

$$\frac{\partial \Pr(Y_i = 0)}{\partial X_i} = -\Phi'(\widehat{r}_0 - \hat{\alpha} X_i) \times \hat{\alpha} \quad (10)$$

式 (7) 至 (10) 中, \widehat{r}_i 、 $\hat{\alpha}$ 是模型第一步估计的参数值。

3.2 Multivariate Probit 模型

由于不同技术之间存在不可观察的异质性, 因此独立的方程估计会引起参数估计的偏差, Multivariate Probit 模型作为分析多个二元响应变量的有效工具^[33], 能够通过组建误差相关的联立方程组捕捉不同二元模型之间无法观测的关系, 从而能够反映出农户选择特定采纳结构的原因。具体模型表示为:

$$Y_{im}^* = X_{im} \beta_m + \mu_{im}, \quad m = 1, 2, \dots, n, \quad \mu_{im} \sim \text{MVN}(0, \Psi) \quad (11)$$

$$Y_{im} = \begin{cases} 1 \dots \text{if } Y_{im}^* > 0 \\ 0 \dots \text{otherwise} \end{cases} \quad (12)$$

式 (11) (12) 中, $m = 1, 2, \dots, n$ 为各项化肥减量增效技术。潜变量 Y_{im}^* 为农户对第 m 个减量增效技术不可观测的选择, 是多个可观测变量 X_{im} 的线性组合。 β_m 为待估参数。若各项减量增效技术采纳决策是相互独立、互不影响的, 则式 (11) (12) 表示为一般 Probit 模型, μ_{im} 服从独立同分布。若农户各项减量增效技术采纳决策之间是相互关联的, 则 μ_{im} 将遵循零条件均值与变异值的多元正态分布 (MVP), 即

$\mu_{im} \sim \text{MVN}(0, \Psi)$, 方差矩阵 Ψ 为:

$$\Psi = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{OM} & \rho_{OS} & \rho_{OG} & \rho_{OR} \\ \rho_{MO} & 1 & \rho_{MS} & \rho_{MG} & \rho_{MR} \\ \rho_{SO} & \rho_{SM} & 1 & \rho_{SG} & \rho_{SR} \\ \rho_{GO} & \rho_{GM} & \rho_{GS} & 1 & \rho_{GR} \\ \rho_{RO} & \rho_{RM} & \rho_{RS} & \rho_{RG} & 1 \end{bmatrix} \quad (13)$$

式(13)中,非对角线上的元素代表多项减量增效技术随机组成部分之间无法观测的联系,非零值代表各潜变量误差项之间存在关联:若非对角线上的元素值显著大于0,表明不同减量增效技术之间呈现互补关系;若显著小于0,表明不同减量增效技术之间呈现替代关系。

4 结果与分析

4.1 采纳强度分析

首先参照Feder等对可分割技术的基本定义,用采纳数量描述农户减量增效技术选择性采纳强度,以此反映农户选择性采纳的总体水平。结果表明(表2),各有约1/3的农户采纳了1项或者2项,采纳3项及4项技术的农户仅占22%,平均采纳强度为1.74项。可见,农户化肥减量增效技术的“选择性采纳”具有普遍性。

4.2 采纳强度影响因素分析

分析结果见表3。人力资本禀赋中,文化程度在1%水平上具有正向影响。计算边际效益可知,文化程度每上升一个单位,采纳2~4项技术的概率会显著上升2.15%、5.77%和0.58%。年龄的影响则不显著。劳动力数量在1%水平上有负向影响,每增加一个单位,采纳3~5项技术的概率会显著下降0.97%、2.61%和0.26%,可能因为劳动力越多的家庭越倾向于投入劳动力来替代资金、土地密集型技术,从而降低了采纳强度。经济禀赋中,家庭收入对技术采纳强度在1%水平上有正向影响,每增加一个单位,采纳2~4项技术的概率会显著上升0.11%、0.31%和0.03%。家庭兼业的影响则不显著。自然禀赋,即生产面积对技术采纳强度的影响仅在10%水平上有负向影响。社会禀赋中,参加技术培训以及加入产业组织均能够有效提升化肥减量增效技术的采纳强度。其中,加入合作社的边际影响较大,相比未加入组织农户采纳2~4项技术的概率会显著上升3.11%、8.37%和0.84%。控制变量中,偏好风险的农户相比风险厌恶和风险中立的农户采纳强度更高,但是边际影响并不显著。由于减量增效技术改变了传统施肥结构与施肥模式,加之缓释肥、秸秆还田等技术还存在效果不稳定的现象,因此农户承担的风险水平会上升。对当前环境污染状况判断更严峻的农户技术采纳强度显著更高,每提高一个单位,采纳2~4项技术的概率会显著上升0.82%、2.20%和0.22%。越是能够意识到环境污染的严重性,农户对绿色农业的行为响应越积极^[34]。种植利润在1%水平上有负向影响,因为利润较低的农户更期望利用减肥增效技术实现节本增效,提高种植效益。种植利润每降低一个单位,采纳0~1项技术的概率会显著上升0.01%、0.02%。

总结来看,资源禀赋尤其是家庭经济禀赋和社会禀赋是影响农户采纳强度的重要因素,前者在很大程度上决定了农户在劳动力密集型与资本密集型技术间的取舍,而后者由于能够带来更多外部信息与扶持有助于提升总体采纳强度。

4.3 采纳结构分析

在采纳强度的基础上,利用列联分析判断农户化肥减量增效技术采纳的结构特征。根据皮尔逊卡方检验结果(表4),施用有机肥与秸秆还田、缓释肥之间存在显著的关联性,Odd ratio值进一步表明施用

表2 化肥减量增效技术采纳强度

采纳数量(项)	化肥减量增效技术	
	数量(户)	比重(%)
0	42	6.58
1	226	35.42
2	230	36.05
3	133	20.85
4	7	1.10

表 3 化肥减量增效技术采纳强度的影响因素

变量	化肥减量增效技术		变量	化肥减量增效技术	
	系数	Z 值		系数	Z 值
年龄	0.004 4 (0.004 3)	1.020 0	是否加入合作社	0.386 9*** (0.100 3)	3.860 0
文化程度	0.266 9*** (0.062 9)	4.240 0	风险态度	0.182 2** (0.093 1)	1.960 0
劳动力数量	-0.120 6*** (0.034 4)	-3.500 0	环境污染认知	0.101 9** (0.040 7)	2.500 0
家庭兼业	-0.001 4 (0.001 7)	-0.820 0	种植利润	-0.001 1*** (0.000 2)	-4.920 0
家庭收入	0.014 1*** (0.004 7)	3.010 0	年份	-0.455 7** (0.225 9)	-2.020 0
种植面积	-0.000 3* (0.000 2)	-1.670 0	杭州市	0.413 1*** (0.131 7)	3.140 0
技术培训	0.154 4*** (0.031 2)	4.940 0	嘉兴市	-1.235 4*** (0.261 5)	-4.720 0
周边是否有示范区	0.077 9 (0.096 9)	0.800 0	金华市	-1.529 0*** (0.229 9)	-6.650 0

注：括号内为标准差。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著

有机肥与这两项技术呈现负相关的替代关系。由于有机肥、秸秆还田和缓释肥 3 类技术实施条件分别侧重于劳动力、机械与资金，农户只会根据禀赋约束以及技术相对优势选择其中某项技术。结合 3 种技术的采纳比例可以看出，资金密集型的技术更受农户青睐，预示着劳动力成为农业生产的稀缺资源，这与近年来劳动力成本上升的基本事实以及宏观层面农业技术向劳动节约方向演化一致。测土配方技术其他 3 项技术之间均存在显著的关联性，Odd ratio 值表明采纳了测土配方的农户能够将采纳有机肥、秸秆还田与缓释肥的概率分别提升 1.54、1.93 和 3.24 倍。测土配方是目前调节作物需肥与土壤供肥矛盾的“良方”，由于当前配肥点覆盖范围有限，配方肥到位率较低，往往需要农户自行配套其他 3 类技术共同使用，因此呈现互补关系。秸秆还田与缓释肥之间不存在显著的相关性。

4.4 采纳结构影响因素分析

分析结果见表 5。人力资本禀赋中，文化程度的提升对施用有机肥或缓释肥的带动作用分别在 5% 和 1% 水平上显著，而年龄的影响并不显著。由于需要额外投入劳动力，劳动力数量对施用有机肥和采纳秸秆还田的影响为正且对施用有机肥的影响在 5% 水平上显著。相反，对可以减少施肥次数的缓释肥及测土配方的影响为负且均在 1% 水平上显著。经济禀赋中，家庭兼业对有机肥、测土配方和秸秆还田的影响为负但不显著，表明一兼农户和纯农户从心理上认为绿色环保类技术较为容易掌握^[35]，但尚不足以形成采纳行为。兼业程度对施用缓释肥影响为正也并不显著，说明越是不依靠农业收入的家庭，越倾向于用资金投入来替代劳动投入，但由于水稻种植的净利润有限，这种替代关系可能仅仅存在于非农收入与稻田施

表 4 化肥减量增效技术采纳决策的列联分析

		有机肥		秸秆还田		测土配方	
		未采用	采用	未采用	采用	未采用	采用
秸秆还田	未采用	75	27	—	—	—	—
	采用	454	82	—	—	—	—
	Odd ratio	0.501 7		—		—	
	X ² (1)	7.550 4***		—		—	
测土配方	未采用	270	44	64	250	—	—
	采用	259	65	38	286	—	—
	Odd ratio	1.540 0		1.926 7		—	
	X ² (1)	4.118 9**		8.890 8***		—	
缓释肥	未采用	401	93	76	418	274	40
	采用	128	16	26	118	220	104
	Odd ratio	0.539 0		0.825 2		3.238 1	
	X ² (1)	4.684 7**		0.592 2		34.198 9***	

注：括号内为标准差。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。Odd ratio 为发生比，X²(1) 为卡方检验值

肥管理时间冲突的少数农户中。家庭收入对各项技术的影响均为正，且对施用缓释肥的影响在5%水平上显著。随着家庭收入的增加，农户能够投入更多的资本用于购买生产要素或者学习技术。自然禀赋中，种植面积对施用有机肥和测土配方的影响为负，对施用缓释肥和秸秆还田的影响为正，但只对有机肥的影响在5%水平上显著，可见在劳动力总量约束下，生产规模的扩大会阻碍施用有机肥等劳动密集型技术的采纳。社会禀赋中，参与技术培训均对4项化肥减量增效技术采纳有促进作用，尤其对缓释肥和测土配方的促进作用分别在5%和在1%水平上显著，证明在农户自身文化程度不高的情况下，外部信息传递对推动技术采纳不可或缺。周边有示范区也具有正向影响但是并不显著，可能由于大部分农户缺少深入示范区中学习与交流的机会。加入合作社对农户采纳4项技术的影响也均为正且对施用缓释肥和测土配方的

表5 化肥减量增效技术采纳决策的影响因素

变量	有机肥		秸秆还田		缓释肥		测土配方		
	系数	Z值	系数	Z值	系数	Z值	系数	Z值	
年龄	0.006 0 (0.006 2)	0.980 0	0.003 3 (0.006 0)	0.540 0	-0.005 1 (0.006 1)	-0.830 0	0.004 7 (0.005 6)	0.840 0	
文化程度	0.189 6** (0.084 9)	2.230 0	0.076 1 (0.088 2)	0.860 0	0.243 3*** (0.083 6)	2.910 0	0.124 1 (0.081 7)	1.520 0	
劳动力数量	0.098 3** (0.047 5)	2.070 0	0.005 9 (0.047 4)	0.120 0	-0.239 9*** (0.048 1)	-4.990 0	-0.153 3*** (0.044 2)	-3.470 0	
家庭兼业	-0.000 6 (0.002 5)	-0.260 0	-0.003 8 (0.002 4)	-1.610 0	0.001 3 (0.002 4)	0.540 0	-0.000 8 (0.002 1)	-0.360 0	
家庭收入	0.003 5 (0.006 5)	0.540 0	0.009 6 (0.007 5)	1.270 0	0.012 7** (0.006 3)	2.010 0	0.010 5* (0.006 2)	1.700 0	
种植面积	-0.000 8** (0.000 4)	-1.970 0	0.000 1 (0.000 2)	0.260 0	0.000 0 (0.000 2)	0.050 0	-0.000 4* (0.000 2)	-1.850 0	
技术培训	0.032 7 (0.040 4)	0.810 0	0.043 6 (0.045 3)	0.960 0	0.100 0** (0.042 7)	2.340 0	0.212 8*** (0.044 6)	4.780 0	
周边是否有示范区	0.073 9 (0.136 1)	0.540 0	0.149 6 (0.141 3)	1.060 0	0.040 4 (0.133 5)	0.300 0	0.057 8 (0.125 9)	0.460 0	
是否加入合作社	0.224 8 (0.143 6)	1.570 0	0.098 0 (0.139 9)	0.700 0	0.361 1** (0.144 7)	2.500 0	0.396 9*** (0.127 8)	3.110 0	
风险态度	0.024 4 (0.130 8)	0.190 0	0.223 2* (0.135 9)	1.640 0	0.064 5 (0.129 6)	0.500 0	0.112 4 (0.118 7)	0.950 0	
环境污染认知	0.106 1* (0.056 4)	1.880 0	0.071 1 (0.058 8)	1.210 0	0.064 3 (0.056 4)	1.140 0	0.010 5 (0.051 7)	0.200 0	
种植利润	-0.001 1*** (0.000 3)	-3.170 0	-0.000 6** (0.000 3)	-1.980 0	-0.000 5 (0.000 3)	-1.600 0	-0.000 8*** (0.000 3)	-2.900 0	
年份	-0.103 8 (0.307 2)	-0.340 0	0.583 6 (0.384 9)	1.520 0	-1.326 1** (0.530 3)	-2.500 0	-0.838 2** (0.352 8)	-2.380 0	
杭州市	0.330 8* (0.189 1)	1.750 0	-0.479 0*** (0.181 1)	-2.640 0	0.658 8*** (0.166 4)	3.960 0	0.416 9** (0.168 9)	2.470 0	
嘉兴市	-0.087 5 (0.356 0)	-0.250 0	0.400 6 (0.421 4)	0.950 0	-1.908 8*** (0.551 9)	-3.460 0	-1.903 4*** (0.397 3)	-4.790 0	
金华市	0.091 8 (0.309 8)	0.300 0	0.169 9 (0.386 0)	0.440 0	-2.161 5*** (0.534 1)	-4.050 0	-2.313 8*** (0.358 6)	-6.450 0	
常数项	-1.912 1*** (0.558 4)	-3.420 0	0.285 2 (0.592 2)	0.480 0	0.574 7 (0.700 8)	0.820 0	0.953 0* (0.537 9)	1.770 0	
Log likelihood	-1 133.564 9		Wald chi ² (64)		326 .82		Prob > chi ²		0.000 0

注：括号内为标准差。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。Log likelihood为最大似然估计值，Wald chi²为Wald卡方检验值，Prob > chi²=0.0000意味着模型估计结果是有效的

影响分别在5%和1%水平上显著,充分体现出了合作社对减量增效技术上的带动作用。风险态度对化肥减量增效技术采纳的影响并不显著。一般认为,新技术风险的评价是影响决策关键的认知^[9],2015年浙江省开始推广减肥增效单项技术,农户对各项技术的效果有了较为清晰的认识,因此技术风险的影响较小。环境污染认知尽管均对4项技术采纳有促进作用但是影响尚不显著。种植利润对各项技术的影响均为负且仅对缓释肥影响不显著,可见利润低的农户更有动力尝试新技术以降低化肥投入成本。

5 研究结论与讨论

5.1 结论

为优化减量增效技术集成推广方案,提高技术推广精准度,该文基于浙江省638户稻农调研数据,从技术采纳强度与技术采纳结构两个维度,分析了资源禀赋约束与技术可分割条件下农户化肥减量增效技术“选择性采纳”特征及其影响因素。主要结论如下。

(1) 农户化肥减量增效技术平均采纳强度为1.74项,“选择性采纳”特征显著。

(2) 虽然总体上看农户更加青睐资金密集型技术,但采纳结构差异明显,技术间的替代效应与互补效应同时存在。列联分析结果表明,劳动密集型的有机肥技术与资本密集型的秸秆还田、缓释肥技术呈现替代关系,而测土配方技术与其他3项技术之间存在互补关系。

(3) 基于Order Probit模型的采纳强度影响因素分析结果表明,劳动力数量、家庭收入等人力、经济禀赋决定了农户在劳动力密集型与资本密集型技术间的取舍,社会禀赋则有助于提升总体采纳强度。

(4) 基于Multivariate Probit模型的采纳结构影响因素分析结果显示,资源禀赋显著影响了农户的采纳结构,文化程度高的农户更倾向于采纳有机肥、缓释肥技术;劳动力少的农户更倾向于采纳缓释肥和测土配方技术;家庭收入高的农户偏好采纳缓释肥;种植规模小的农户偏好采纳有机肥;加入合作社或者参加技术培训的农户更容易采纳测土配方和缓释肥技术。

5.2 建议

鉴于此,该文认为进一步优化减量增效技术集成推广机制可从以下方面入手。

(1) 制定差异化的技术推广策略,提高减量增效技术推广体系的灵活性和地区农技推广组织的自主性,在摸索不同替代技术的适用范围基础上,结合当地生产习惯,因地制宜推广特定的减量增效技术。

(2) 细化减量增效技术推广方案,尝试将互补的技术“打包”推广,并构建起相应的配套服务体系与补贴机制,提升减量增效技术推广效率。例如,在推广测土配方技术的同时向农户提供优质有机肥与缓释肥的供应途径,力争降低互补技术的采纳门槛。

(3) 提升合作社等新型经营主体的技术服务与带动能力,推广合作社带动农户的有效经验,降低一家一户采纳减量增效技术的难度,同时加强减量增效技术示范区与农户的互动,更好发挥示范效应,最终实现农业投入品的全面减量。

参考文献

- [1] 张红宇. 农业生产性服务业的历史机遇. 农业经济问题, 2019(6): 4-9.
- [2] 郭海红. 改革开放四十年的农业科技体制改革. 农业经济问题, 2019(1): 86-98.
- [3] 苗水清, 果文帅, 张银定. 农产品绿色增产增效技术模式研究与示范——基于中国农业科学院的实践探索. 农业经济问题, 2017, 38(1): 31-38.
- [4] Feder G, Richard E J, David Z. Adoption of agricultural innovations in developing countries: A survey. *Economic Development and Cultural Change*, 1985, 33(2): 255-298.
- [5] 檀竹平, 洪炜杰, 罗必良. 农业劳动力转移与种植结构“趋粮化”. 改革, 2019(7): 111-118.
- [6] 纪月清, 熊鑫, 白刘华. 土地细碎化与农村劳动力转移研究. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(8): 105-115.
- [7] Rauniyar G P, Goode F M. Technology adoption on small farms. *World Development*, 1992, 20(2): 275-282.
- [8] Sied H. Disadoption, substitutability, and complementarity of agricultural technologies: A random effects multivariate probit analysis. *Environ-*

- ment for Development Discussion Paper Series, 2015:15-26.
- [9] Tarfa P Y, Ayuba H K, Onyeneke R U, et al. Climate change perception and adaptation in Nigeria's guinea savanna: Empirical evidence from farmers in Nasarawa State, Nigeria. *Applied Ecology and Environmental Research*, 2019, 17(3): 7085-7111.
- [10] 耿宇宁, 郑少锋, 王建华. 政府推广与供应链组织对农户生物防治技术采纳行为的影响. *西北农林科技大学学报(社会科学版)*, 2017, 17(1): 116-122.
- [11] 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. *自然资源学报*, 2013, 28(11): 1891-1902.
- [12] 周娟. 基于生产力分化的农村社会阶层重塑及其影响——农业社会化服务的视角. *中国农村观察*, 2017(5): 61-73.
- [13] Hayami Y, Ruttan V W. *Agricultural development: An international perspective*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1985.
- [14] 蔡键, 唐忠. 要素流动、农户资源禀赋与农业技术采纳: 文献回顾与理论解释. *江西财经大学学报*, 2013(4): 68-77.
- [15] Mohammad K, Simon W, Erin S, Shon F, Richard G. Factors influencing partial and complete adoption of organic farming practices in Saskatchewan, Canada. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 2010, 58(1): 37-56.
- [16] 付明辉, 祁春节. 要素禀赋、技术进步偏向与农业全要素生产率增长——基于28个国家的比较分析. *中国农村经济*, 2016(12): 76-90.
- [17] 孔祥智, 方松海, 庞晓鹏, 等. 西部地区农户禀赋对农业技术采纳的影响分析. *经济研究*, 2004, 39(12): 85-95, 122.
- [18] 石智雷, 杨云彦. 家庭禀赋、家庭决策与农村迁移劳动力回流. *社会学研究*, 2012, 27(3): 157-181, 245.
- [19] 闫阿倩, 罗小娟, 黄炎忠, 等. 基于老龄化背景下的绿色生产技术推广研究——以生物农药与测土配方肥为例. *中国农业资源与区划*, 2021, 42(3): 110-118.
- [20] 郑旭媛, 王芳, 应瑞瑶. 农户禀赋约束、技术属性与农业技术选择偏向: 基于不完全要素市场条件下的农户技术采用分析框架. *中国农村经济*, 2018(3): 105-122.
- [21] Atanu S, Alan L H, Schwart R. Adoption of emerging technologies under output uncertainty. *American Journal of Agricultural Economics*, 1994, 76(4): 836-846.
- [22] 鄧建功, 颜廷武, 杨国磊. 家庭禀赋视域下农户秸秆还田意愿与行为悖离研究——兼论生态认知的调节效应. *农业现代化研究*, 2020, 41(6): 999-1010.
- [23] 章政, 祝丽丽, 张涛. 农户兼业化的演变及其对土地流转影响实证分析. *经济地理*, 2020, 40(3): 168-176, 184.
- [24] 李忠旭, 庄健. 互联网使用、非农就业与农机社会化服务——基于CLDS数据的经验分析. *农林经济管理学报*, 2021, 20(2): 166-175.
- [25] 杜维娜, 陈瑶, 李思潇, 等. 老龄化、社会资本与农户化肥减量施用行为. *中国农业资源与区划*, 2021, 42(3): 131-140.
- [26] 傅琳琳, 毛晓红, 毛小报, 等. 乡村振兴背景下浙江省绿色农业发展评价研究——基于农业资源综合利用的视角. *中国农业资源与区划*, 2020, 41(12): 23-34.
- [27] 佟大建, 黄武, 应瑞瑶. 基层公共农技推广对农户技术采纳的影响——以水稻科技示范为例. *中国农村观察*, 2018(4): 59-73.
- [28] 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. *农业技术经济*, 2018(6): 92-105.
- [29] 何悦, 漆雁斌. 农户过量施肥风险认知及环境友好型技术采纳行为的影响因素分析——基于四川省380个柑橘种植户的调查. *中国农业资源与区划*, 2020, 41(5): 8-15.
- [30] 黄炎忠, 罗小娟, 李容容, 等. 农户认知、外部环境与绿色农业生产意愿——基于湖北省632个农户调研数据. *长江流域资源与环境*, 2018, 27(3): 680-687.
- [31] 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. *农业技术经济*, 2017(5): 17-26.
- [32] Mckelvey R D, Zavoina W. A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables. *Journal of Mathematical Sociology*, 1975, 4(1): 103-120.
- [33] Koen B, Dennis F, Richard P. Parameter estimation in multivariate logit models with many binary choices. *Econometric Reviews*, 2018, 37(5): 534-550.
- [34] 姜维军, 颜廷武, 江鑫, 等. 社会网络、生态认知对农户秸秆还田意愿的影响. *中国农业大学学报*, 2019, 24(8): 203-216.
- [35] 陈祺琪, 张俊飏, 蒋磊, 等. 基于农业环保型技术的农户生计资产评估及差异性分析——以湖北武汉、随州农业废弃物循环利用技术为例. *资源科学*, 2016, 38(5): 888-899.
- [36] 徐婵娟, 陈儒, 姜志德. 外部冲击、风险偏好与农户低碳农业技术采用研究. *科技管理研究*, 2018, 38(14): 248-257.

SELECTIVE ADOPTION AND INTEGRATED EXTENSION STRATEGY OF FERTILIZER-REDUCING TECHNOLOGIES *

Li Qi, Li Kai**

(School of Economics, Qufu Normal University, Rizhao 273165, Shandong, China)

Abstract Integration and package extension of fertilizer-reducing technologies according to farmers selective adoption behaviors can reduce the cost and improve the efficiency of extension. Using contingency analysis, order probit and multivariate probit model, this paper analyzed selective adoption behavior and its influencing factors of farmers' fertilizer-reducing technologies from the perspective of technology adoption intensity and structure based on 634 rice rural households survey data in Zhejiang province. The results showed that farmers' selective adoption was general behavior. And technology attributes and resource endowment shaped the characteristics of selective adoption. Firstly, the average adoption intensity of fertilizer-reducing technologies was low with the average of 1.74. Secondly, although farmers preferred capital intensive technology in general, there were obvious differences in adoption structure. There were both substitution and complementarity relationship among fertilize-reducing technologies. Thirdly, endowment constraint was an important factor to determine the selective adoption of farmers. Economic endowments such as the number of labor and family income determined the choice between labor-intensive and capital intensive technologies, and then affected the adoption intensity and adoption structure. Social endowment such as participating in technical training and joining cooperatives helped to alleviate the economic endowment constraints. Therefore, the integrated extension of fertilizer-reducing technologies should formulate a more flexible and differentiated extension scheme based on the heterogeneity of farmers' resource endowment.

Keywords fertilizer-reducing technologies; integrated extension; selective adoption; endowment constraints; adoption intensity; adoption structure

·书评·

乡村振兴的新理念、新思路、新布局、新任务

伴随新农村建设的不断推进,乡村产业、科技、制度、观念、人才等新要素竞相迸发,不断推动乡村新技术的迭代和乡村新业态出现,乡村发展也沿着更加高质量、高效率、可持续的方向前进。在此情况下,乡村振兴须以新发展理念为理论先导,以新发展思路为行动指导,以新发展布局为战略模式,以新发展任务为实践指向,着力探索乡村振兴破困局、开新局的纾困之路和发展之路。

乡村振兴是系统性、综合性和长期性工程。回溯乡村历史渊源和时代发展之需,乡村振兴的新理念、新思路、新布局、新任务应以产业升级为核心要义,在技术创新、制度立新、人才育新方面精准发力,推动要素耦合,共促乡村振兴。

首先,以产业升级为发轫之始,探索产业新

模式,贯彻落实新理念。一是更新传统产业。在农田作业技术方面,可以人工智能、遥感技术为依托,以机电一体化优化传统产业选种、栽培、耕田、喷洒、收割等环节,减少人力损耗,提升耕作效率。二是发展特色产业。立足乡村人文底蕴、生态环境等资源禀赋,打造“一村一品”,探索特色产业,发展电子商务、休闲娱乐、康养医疗、文化创意、观光旅游、体验农业、智慧农业等,为经济发展提供新动能。

其次,以技术创新为内在引擎,创新思路谋发展,乡村振兴促提升。一是注重科技创新。研发、引进、采用农业新品种、新工艺、新科技,加强与科研机构、农业院所在农业科技方面的合作推广,实现发展动能由资源补偿型、环境消耗型向科技强农型、绿色护农型转变。(下转第48页)