

参与农业技术培训能否促进农户 实施绿色生产行为? ——基于家庭禀赋视角的 ESR 模型分析

王学婷^{1, 2} 张俊飏^{1, 2} 童庆蒙³¹

(1. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070;

2. 湖北农村发展研究中心, 湖北 武汉 430070;

3. 华中师范大学 经济与工商管理学院, 湖北 武汉 430079)

【摘要】: 农业技术培训对农户实施绿色生产行为的影响是推进农村生态环境治理关注的重要问题。基于农户家庭禀赋影响其参与农业技术培训, 进而导致其绿色生产行为实施差异的分析思路, 利用内生转换回归 (ESR) 模型和来自湖北省的 1063 份农户微观调查数据, 在构建反事实场景和考虑样本选择偏差的基础上, 考察了参与和未参与农业技术培训两种情形下农户实施绿色生产行为的差异。结果表明: (1) 参与农业技术培训农户的绿色生产行为实施程度显著高于未参与农业技术培训的农户, 且平均处理效应表明, 参与农业技术培训可使预期的农户绿色生产行为实施程度提高 40.13%; (2) 参与农业技术培训对不同类型绿色生产行为的处理效应由大到小依次为化肥减施、节水灌溉、农药减施、农膜回收和秸秆综合利用; (3) 无论是否参与农业技术培训, 家庭禀赋对农户实施绿色生产行为均有显著影响, 但不同类型的家庭禀赋对参与和未参与农业技术培训农户的影响存在差异。此外, 家庭禀赋也是影响农户参与农业技术培训的重要因素。政府应积极拓宽农业技术推广渠道, 加快转变技术推广方式, 兼顾“农业生产”和“生态环境保护”两者, 进一步开展环境友好型农业技术培训。

【关键词】: 家庭禀赋 农业技术培训 农户绿色生产行为 ESR 模型

【中图分类号】: F323 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227 (2021)01-0202-10

不断提高绿色农业生产水平, 是乡村生态文明建设的关键所在^[1]。研究表明, 农业化学投入品的过量使用以及作物秸秆的随意堆弃或焚烧等不合理农业生产行为, 是造成当前农村环境污染与生态破坏的重要诱因之一^[2,3]。同时, 我国长期以来高投入、高消耗以及高排放的粗放型农业发展模式, 不仅严重破坏了农村生态环境, 还对居民身心健康和生活质量构成威胁^[4~6]。对此, 2018 年“中央一号”文件提出, 要“加强农业面源污染防治, 开展农业绿色发展行动”, 为农业绿色生产提出了新的要求。因而, 转变农

作者简介: 王学婷 (1992~), 女, 博士研究生, 主要研究方向为农业资源与环境经济。E-mail: wangxtwork@163.com
张俊飏 E-mail: zhangjb513@126.com

基金项目: 国家自然科学基金青年项目 (71703051); 国家社会科学基金重点项目 (20AZD091); 教育部人文社会科学研究项目 (20YJC630065); 中国博士后科学基金面上项目 (2019M652672)

业发展方式并推动农业绿色化生产,成为农村生态环境保护和治理的重要路径,同时也是新时期推动农业可持续发展、实施乡村振兴战略的重大举措。农户是推进农业绿色生产发展最重要的微观主体,因此,实施农业绿色生产,需要农户在生产经营过程中尽可能地提高资源利用效率、降低对环境的负面作用^[7,8]。

既有学者对农户绿色生产行为进行了较为丰富的研究,认为农户绿色生产行为不仅受个体认知与家庭基本特征的影响^[8,9],还与农户资本禀赋^[10]和政府监管^[11]等显著相关。但对于农业技术培训在其中发挥的作用关注较少。作为一种助推农户掌握或采用绿色生产方式的重要途径,农业技术培训在推进农业生产绿色化和农村生态环境治理中能够发挥重要作用^[12,13]。农业技术培训可能通过3个路径对农户实施绿色生产行为产生影响。(1)农业技术培训可以增进农户对农业绿色生产的认知和了解^[14,15]。(2)农业技术培训可以提高农户自身对相关农业技术的可获得性^[16]。(3)农户参与农业技术培训,具有一定的外溢效应^[17,18]。即农户通过参与农业技术培训和学习,间接影响未参与农业技术培训农户实施绿色生产行为。因此,农户参与农业技术培训可以直接或间接推动其实施绿色生产行为,减少农业生态环境破坏^[17,19]。

虽然有少量文献关注到农业技术培训对农业绿色生产的影响。比如,项诚等^[16]发现技术培训可有效引导农民合理施肥,减少氮肥施用量;应瑞瑶等^[14]认为农业技术培训能够降低农户的农业化学投入品使用量。但是,农业技术培训对农业绿色生产的影响没有得到充分重视,值得进一步探讨和挖掘。此外,一个很容易被忽略的问题在于,农户参与农业技术培训并不是完全外生的,会使样本产生自选择偏差,从而导致模型估计不准确。与此同时,现有研究较少从家庭禀赋视角探讨其对农业绿色生产行为的影响。在当前农业背景与条件下,我国仍以小农户家庭经营为主,因而探讨农户是否参与农业技术培训决策时,必须考虑以家庭为生产单位的现实情况;此外,在农户决定是否实施绿色生产行为时,家庭禀赋亦扮演了重要角色,农户的生产行为调整依赖于其家庭拥有的禀赋^[20,21]。因此,基于家庭禀赋视角的分析对于理解农户绿色生产行为的实施和推动机制具有重要意义。

本文以湖北省农户为例,在利用内生转换回归模型控制样本自选择偏误和潜在内生性的基础上,对农业技术培训影响农户实施绿色生产行为进行实证分析。同时,本文还着重考察了家庭禀赋的作用,为全面理解农户实施绿色生产行为的推动因素进行了剖析与阐述,以期为推动农户生产行为转变和农村生态环境治理提供参考。

1 材料和方法

1.1 数据来源

本文数据来源于课题组2017年7~9月对湖北省代表地区的农户问卷调查。该调查采取多阶段抽样法,首先,在湖北省内以市为初级抽样单位,根据各市农业生产状况,选取武汉、随州、荆州、黄冈和天门5个农业生产占比较大的市;其次,在样本市内选取农业生产最具有代表性的1~2个县(区);再次,在每个样本县内随机抽取2~4个乡镇;然后,在每个样本乡镇内随机抽取1~3个村;最后,在每个样本村内随机抽取30~40个农户为调查对象。此次调查最终在武汉市新洲区、随州市曾都区、荆州市监利县和沙市区、黄冈市浠水县与天门市共抽取1116个农户。每户原则上由1位熟悉家庭农业生产情况的成年人接受问卷调查。调查内容包括村庄基础设施与生活情况、农户家庭基本情况、参与农业技术培训情况、绿色生产行为实施情况等。为保证样本有效性,调查前对调研人员进行了数次培训。经后期统计与整理,剔除关键信息缺失及前后矛盾的样本,最终共得到有效问卷1063份,有效率达95.25%,其中武汉182份,随州202份,荆州264份,黄冈199份,天门216份。

1.2 变量选取

(1) 被解释变量:

根据农业部“一控两减三基本”的污染防治目标¹,问卷设计了5种行为考察农户绿色生产行为实施情况:化肥减施、农药减施、农膜回收、秸秆利用及节水灌溉。调查中分别询问农户是否实施上述绿色生产行为,选项包括“做到”和“未做到”两种,

并分别赋值为 1 和 0。借鉴蔡颖萍等^[22]的方法,本文使用 5 种行为得分总和作为农户绿色生产行为实施程度得分。

(2) 核心解释变量:

本文关注的是农业技术培训是否会影响农户实施绿色生产行为,因此,农户是否参与农业技术培训是核心解释变量。本文以问题“近三年,您是否参与过农业绿色生产相关的技术培训?”来表征受访农户的农业技术培训参与情况,将回答“参与”和“未参与”分别赋值为 1 和 0。

(3) 其他变量:

其他变量分为家庭禀赋变量和农业绿色生产认知变量 2 个方面。其中,文中选取人力资本禀赋、经济资本禀赋、社会资本禀赋和自然资本禀赋 4 个方面表征农户的家庭禀赋条件。借鉴已有研究,选取家庭劳动力数量、户主健康状况 2 个变量衡量农户家庭人力资本禀赋^[21];选取家庭耕地面积、农业收入 2 个变量衡量农户家庭经济资本禀赋^[23];选取家庭是否加入合作社、政治身份、与其他农户交流情况 3 个变量衡量农户家庭社会资本禀赋^[24];选取土壤肥力、耕地细碎化程度、是否平原、距城镇的距离 4 个变量衡量农户家庭自然资本禀赋^[25]。

此外,本文还对农户农业绿色生产认知状况进行控制,用生态价值感知、绿色生产意识和环境保护态度 3 个指标予以表征。最后,受访者个体特征包括受访者性别、年龄、受教育程度 3 个方面。此外,本文选取农户是否能够方便地获取到技术培训相关服务作为其农业技术培训参与的工具变量。

1.3 描述性分析

对样本数据进行统计可以发现:平均而言,参与农业技术培训的农户比未参与的农户更大程度地实施了绿色生产行为,其绿色生产行为实施均值分别为 2.229 和 1.264;相较于未参与技术培训的农户,参与培训农户的受教育年限更长(平均多 1.84 年)、家庭成员担任党员或村干部的比例更高(高 18.7%)、加入合作社的可能性更大(概率高 17.8%);参与培训农户对农业绿色生产的认知更好,其生态环境价值感知、环保意识与环保态度均值分别比未参与培训农户高 0.241、0.105 和 0.217。

此外,表 1 给出了农户 5 种绿色生产行为的具体实施情况。对此,有 45.53%的农户仅实施了其中 1 种,28.22%的农户实施了其中 2 种,7.90%的农户实施了 3 种,2.45%的农户实施了 4 种,实施了 5 种绿色生产行为的农户仅占 0.09%,而完全没有实施的农户占到了 15.80%。其中,样本农户中做到秸秆综合利用的农户最多,占比达到 73.75%,调查中发现,当前农村地区,农户秸秆综合利用主要以秸秆还田为主,考虑到成本收益与技术工序的复杂性等,较少农户将秸秆用作其它用途。其次,做到节水灌溉的农户占比达 32.08%,在受访地区,仅有部分村庄的农作物灌溉设施由村集体统一提供,其水渠等灌溉设施可得性较好,而大部分村庄的灌溉设施可得性较差,多以户为单位自行解决灌溉问题,这降低了农户节水灌溉行为实施的可能性。再次,样本农户中仅一成农户做到化肥或农药减施,占比分别为 11.48%、10.54%,从受访情况来看,大部分农户认为减少化肥和农药使用会导致农作物收成欠佳。最后,样本农户做到农膜回收利用的占比最低,仅为 8.09%。

表 1 农户 5 种绿色生产行为实施情况

行为类别	实施		未实施	
	样本数	占比(%)	样本数	占比(%)
化肥减施	122	11.48	941	88.52

农药减施	112	10.54	951	89.46
秸秆综合利用	784	73.75	279	26.25
农膜回收利用	86	8.09	977	91.91
节水灌溉	341	32.08	722	67.92

1.4 模型选择

农户参与农业技术培训是具有异质性的农户自选择结果。针对由农户个体异质性造成的样本选择性偏差和变量的内生性问题,学界多采用倾向得分匹配法 (Propensity Score Matching, PSM),但 PSM 方法仅考虑了可观测变量对农户参与农业技术培训决策的影响,却忽视了不可观测变量的影响,容易产生“隐形偏差”^[26]。此外,倾向得分匹配法不能解决由反向因果带来的内生性问题^[27]。为避免上述问题,本文选择使用内生转换回归 (Endogenous Switching Regression, ESR) 模型来估计农业技术培训对农户实施绿色生产行为的影响,并运用反事实框架预测农户参与农业技术培训的绿色生产行为实施效应。

与 PSM 法相比,ESR 模型有 3 个优势:(1)在解决农户参与农业技术培训的自选择问题和内生性问题时,同时考虑可观测和不可观测因素的影响;(2)可分别回归参与和未参与农业技术培训农户的结果方程,即同时估计两个绿色生产行为实施方程,能够更好地分析各种因素的作用;(3)使用全信息最大似然估计,可以更好地避免有效信息的遗漏问题^[27]。

ESR 模型由行为方程和结果方程两部分组成,假如所有农户是否参与农业技术培训均有两种选择,即参与 (P=1) 和不参与 (P=0)。然而,在现实中,同一农户仅能呈现一种选择结果。因此,对于同一农户而言,参与 (P=1) 与不参与 (P=0) 农业技术培训的结果不能被同时观测到。ESR 模型同时估计以下 3 个方程:

农业技术培训参与行为方程:

$$P_i = \alpha Z_i + v_i \quad (1)$$

农户绿色生产行为实施结果方程:

$$y_1 = \eta_1 X_1 + u_1 \quad (2)$$

$$y_0 = \eta_0 X_0 + u_0 \quad (3)$$

方程 (1) 中: P_i 是表示农户是否参与农业技术培训的二元选择变量; Z_i 表示所有可观测到的影响农户是否参与农业技术培训的因素; v_i 是误差项,表示不可观测到的影响因素。方程 (2) 和 (3) 分别表示处理组和对照组的农户绿色生产行为实施方程,即参与农业技术培训与未参与农业技术培训农户的绿色生产行为实施方程。其中, y_1 和 y_0 分别表示农户参与和未参与农业技术培训两个样本组农户的绿色生产行为实施变量, X_1 是一系列影响农户实施绿色生产行为的因素, u_1 和 u_0 均表示结果方程的误差项。

ESR 模型的估计分为两个阶段进行,第一阶段采用极大似然法对行为方程 (Probit 模型) 进行回归,第二阶段将第一阶段得出的逆米尔斯比率和协方差代入结果方程,得到参数的一致估计。此外,还可以计算实际情况和反事实情况下农户是否参与农业技术培训的绿色生产行为实施期望值,进而估算处理组的平均处理效应 (Average Treatment Effect on the Treated, ATT),即农户

参与农业技术培训的绿色生产行为实施与反事实(未参与技术培训)绿色生产行为实施之间的差异;同时,也可以估算出对照组平均处理效应(Average Treatment Effect on the Untreated, ATC),即未参与农业技术培训农户绿色生产行为实施情况与反事实(参与技术培训)绿色生产行为实施情况之间的差异,其计算公式分别为:

$$ATT = E(y_1 | P = 1; X) - E(y_0 | P = 1; X) \quad (4)$$

$$ATC = E(y_1 | P = 0; X) - E(y_0 | P = 0; X) \quad (5)$$

值得注意的是,为了让模型能够识别,行为方程(1)中应至少有一个变量不在结果方程,它们对农户参与农业技术培训产生影响,但对农户实施绿色生产行为没有直接影响。基于工具变量的选取条件²,经过反复试验,本文采用“农户是否能方便地获取到绿色农业生产技术培训相关的服务”作为工具变量,进入农户“是否参与农业技术培训”模型。一方面,调研中发现,虽有90.12%的样本农户未参与农业技术培训,但多数农户表示愿意参与培训,但受限于当地没有组织或机构提供相关的技术培训服务,因此认为,是否能方便获取到技术培训服务可能是影响农户参与农业技术培训的一个重要因素;另一方面,既有理论分析也表明,农户获取技术培训的渠道或机会对农户参与农业技术培训产生显著影响^[28]。同时,农户获取技术培训服务的便捷性很难通过参与技术培训之外的其他渠道直接对农户实施绿色生产行为产生影响。因此,使用“农户是否能方便地获取到绿色农业生产技术培训相关的服务”作为农户参与农业技术培训变量的工具变量是合适的。

2 模型估计结果与分析

2.1 农户参与农业技术培训和绿色生产行为实施的影响因素

给出了农户参与农业技术培训对其实施绿色生产行为影响的ESR模型估计结果。可知,Wald检验在1%的显著性水平下拒绝了方程相互独立的原假设,且 r_1 和 r_0 均在1%的显著性水平下显著不为零,表明不可观测因素同时影响了农户参与农业技术培训和实施绿色生产行为。因此,运用ESR模型分析农户参与农业技术培训对其实施绿色生产行为的影响是合适的。

从农户农业技术培训参与行为方程来看,农户是否参与农业技术培训,受到受访者个体特征、技术培训服务及家庭经济资本禀赋、社会资本禀赋和自然资本禀赋等因素的影响。具体而言,在其他条件不变的情况下,受访者受教育年限越长,越容易获取技术培训服务,其参与培训的可能性越高。同时,家庭经营规模越大,加入合作社,与其他农户交流越多,耕地细碎化程度越小,距集镇或市场越近的农户,一般也更乐于参与农业技术培训。

从参与和未参与农业技术培训对农户实施绿色生产行为影响的方程估计结果可知,参与农业技术培训和未参与农业技术培训农户实施绿色生产行为的影响因素存在差异。在人力资本禀赋方面,户主健康状况对参与和未参与培训农户实施绿色生产行为的影响分别在1%和10%的置信水平下显著,作用方向均为正(影响系数分别为0.792和0.034),且对参与培训农户的影响更大。这表明家庭人力资本是影响农户实施绿色生产行为的重要因素,户主健康状况越好,为实施绿色生产行为提供越好的体力和精力^[10]。

在经济资本禀赋方面,农业收入对参与和未参与培训农户实施绿色生产行为分别在5%和1%的置信水平下显著,且作用方向均为正(影响系数分别为0.123和0.062)。可能的解释在于,一方面,农户实施绿色生产行为往往需要一定的资金投入,农业收入为农户实施绿色生产行为提供资金支持;另一方面,家庭农业收入越高的农户,其对农业生产的依赖度和关注度也相对较高,对于长期内可能带来增产增收的绿色生产行为就越敏感,进而实施的可能性更高^[8]。

在社会资本禀赋方面,与其他农户交流对未参与培训农户实施绿色生产行为的影响显著,但对参与培训农户的影响不显著。可能的解释在于,农户社会网络对其绿色生产行为产生影响^[29],与其他农户交流越多,农户自身的社会网络资源越丰富,受其他农户的影响越大,实施绿色生产行为的可能性越大。针对未参与培训的农户而言,其很难通过专业的技术培训等方式与他人进行交流,进而获得农业生产指导,而与其他农户交流作为一种与其他农业生产主体交流农业生产经验十分重要的沟通途径和方式,其所产生的效果对未参加培训的农户较为显著,因为这是其获取信息进而受到影响的重要方式;而对于参与培训的农户而言,一方面,可通过农业技术培训学到较多的生产知识和技能,另一方面,在参与培训和学习的过程中,与他人交流培训心得和生产经验等成为参与培训农户的一种常态,统计分析也发现,参与培训农户中有 97.10%的受访者与其他农户交流较多,而未参与培训农户中仅有 69.10%的受访者与其他农户交流较多。因此,参与培训样本农户在这一变量上的差异性极小,对实施绿色生产行为的影响也不再显著。

在自然资本禀赋方面,地处平原对参与和未参与培训农户实施绿色生产行为均有显著影响,区别在于,除受平原地形影响外,未参与培训农户实施绿色生产行为还受土壤肥力、耕地细碎化程度的影响,这表明,优越的自然资本禀赋为农户从事农业绿色生产提供“先天优势”,农业是一种高度依赖自然条件的产业,一般而言,地形越好,土地越肥沃且分布越集中,农业生产条件越好,也越有利于农户实施绿色生产行为。

从农业绿色生产认知来看,绿色生产意识和环境保护态度对未参与技术培训农户实施绿色生产行为均有显著正向影响(影响系数分别为 0.239 和 0.093),而对参与培训农户实施绿色生产行为的影响不显著。可能的原因在于,意识是行动的基础,绿色生产意识越强的农户,实施绿色生产行为的可能性越大;且计划行为理论认为,行为态度对行为选择产生影响^[30],因此,环保态度越明显的农户,往往更倾向于实施绿色生产行为;但对参与技术培训的农户不显著,可能的解释为,参与培训农户的受教育水平普遍相对较高,对农业生产的基本认知较多,针对不当生产方式可能对生态环境造成不良影响的认识也更深,且这种意识和态度呈现出普遍性,彼此间差异性较小,进而导致对其实施绿色生产行为影响的差异不显著。

2.2 农业技术培训对农户实施绿色生产行为影响的平均处理效应

在 ESR 模型估计的基础上,可估算农业技术培训影响农户实施绿色生产行为的平均处理效应。结果如表 2 所示,ATT 结果显示,参与培训和未参与培训农户的绿色生产行为实施程度分别为 2.228 和 1.590,参与培训对农户实施绿色生产行为的平均处理效应为 0.638,且在 1%的显著性水平下显著。从农户绿色生产行为实施程度的变化情况来看,在控制了可观测和不可观测因素后,参与农业技术培训可使农户绿色生产行为实施程度提高 40.13%。

表 2 农业技术培训对农户实施绿色生产行为的平均处理效应

农户绿色生产行为实施	参与农业技术培训(拟合)	未参与农业技术培训(反事实)	ATT	变化(%)
	2.228(0.056)	1.590(0.020)	0.638***	40.13%

上述结果表明,农户参与农业技术培训确实可以提高其绿色生产行为实施程度。为了验证这一推论,我们进一步分别估计农户参与农业技术培训对不同类型绿色生产行为影响的平均处理效应,结果汇报在表 3 中。对于参与农业技术培训的农户而言,参与培训对不同类型绿色生产行为实施的平均处理效应由大到小依次为化肥减施、节水灌溉、农药减施、农膜回收和秸秆综合利用。其中,参与农业技术培训使农户化肥减施的概率提高 69.97%,而参与农业技术培训使农户秸秆利用的概率仅提高 5.11%,这也进一步说明,技术培训对不同类型绿色生产行为实施的平均处理效应存在较大差异。从现实来看,农户秸秆利用的主要方式为秸秆还田,而是否实施秸秆还田更多受国家强制性政策的影响,因此,不管农户是否参与农业技术培训,在国家“禁烧”政策背景下,农户往往会选择秸秆还田,所以技术培训对其实施秸秆综合利用影响的处理效应较小。对于未参与农业技术培训的农户而言,参

与农业技术培训对不同类型绿色生产行为实施的平均处理效应由大到小的排列顺序与参与农业技术培训的农户一致,但未参与培训农户绿色生产行为实施的平均处理效应均大于参与培训的农户。这说明,参与农业技术培训能够分别提高农户实施秸秆利用、化肥减施、农药减施、节水灌溉和农膜回收利用等绿色生产行为实施的可能性,且对化肥减施的处理效应最大。这表明,积极推动农户参与农业技术培训可有效提高其化肥减施的概率,推动农户实施绿色生产行为。

表 3 农业技术培训对不同类型农户实施绿色生产行为影响的平均处理效应

行为类别	参与农业技术培训的农户 (ATT)				未参与农业技术培训的农户 (ATC)			
	拟合	反事实	变化值	变化 (%)	反事实	拟合	变化值	变化 (%)
化肥减施	0.343(0.021)	0.103(0.008)	0.240	69.97	0.355(0.014)	0.189(0.009)	0.166	87.83
节水灌溉	0.524(0.027)	0.271(0.018)	0.253	48.28	0.208(0.005)	0.138(0.015)	0.070	50.72
农膜回收	0.580(0.020)	0.513(0.009)	0.067	13.06	0.130(0.001)	0.088(0.004)	0.042	47.73
农药减施	0.182(0.008)	0.171(0.019)	0.011	6.43	0.232(0.010)	0.158(0.007)	0.054	46.84
秸秆利用	0.597(0.013)	0.568(0.002)	0.029	5.11	0.801(0.010)	0.609(0.034)	0.192	31.53

3 主要结论与启示

农户绿色生产行为实施直接关乎农村生态环境的发展,在“实施乡村振兴,切实推动农村生态环境根本好转”的背景下,本文首先构建了一个农户家庭禀赋影响其参与农业技术培训,进而影响农户实施绿色生产行为的分析思路;然后利用湖北省 1063 份农户微观调查数据拟合内生转换回归 (ESR) 模型,实证分析了农业技术培训对农户实施绿色生产行为的影响。结果表明:(1)均值比较发现,参与农业技术培训农户的绿色生产行为实施均值 (2.229) 显著高于未参与农业技术培训农户的这一值 (1.264)。进一步分析平均处理效应发现,在纠正异质性和内生性,并控制可观测和不可观测因素的情况下,参与农业技术培训可以让预期的农户绿色生产行为实施程度提高 40.13%。(2)参与农业技术培训对不同类型绿色生产行为的处理效应存在差异,且由大到小依次为化肥减施、节水灌溉、农药减施、农膜回收和秸秆综合利用。(3)在参与和未参与农业技术培训的农户中,家庭禀赋对其绿色生产行为的影响存在异同。相同点为,户主越健康、地处平原地区、男性均更倾向于实施绿色生产行为;异同点为,农户一旦参与农业技术培训,与其他农户的交流、土壤肥力和耕地细碎化程度、绿色生产意识和环境保护态度对其实施绿色生产行为的影响不再显著,但农业收入对其实施绿色生产行为的影响变得显著。(4)农户家庭人力资本禀赋、经济资本禀赋、社会资本禀赋和自然资本禀赋均对农户参与农业技术培训产生显著影响,且不同类型家庭禀赋对参与和未参与农业技术培训农户的绿色生产行为的影响存在差异。受教育年限越长,经营规模越大,加入合作社,与其他农户交流越多,耕地细碎化程度越小,距市场越近的农户,更倾向于参与农业技术培训。

基于以上结论,为促进农户参与农业技术培训和实施绿色生产行为,以加快农村生态环境治理,本文得出以下政策启示:

(1)应拓宽绿色农业技术推广渠道,加快培训普及力度。农业技术培训是促进农户实施绿色生产行为的重要推力之一,但在当前农村,参与培训仅是“少数人的福利”,因此,为提高农户农业技术培训参与度,例如,可通过“线上”技术交流或指导等方式,扩大技术培训获取渠道和普及力度。

(2)农业技术培训应“因地制宜”,提高技术“适用性”。一方面,需综合考虑不同地区农业生产状况和农户技术需求优先序特征,针对其迫切需要的技术,应当适当加大推广的力度和广度;另一方面,应结合农业各生产环节特征,提供配套且适用的技术,并

对技术采用情况及时跟进与调整,确保农户能掌握并顺利应用该项技术,以充分发挥其在推动农户实施绿色生产行为方面的重要作用。

(3)应努力保障土地流转顺畅,适当鼓励农户土地规模经营,尽可能降低耕地细碎化程度,以减少因土地经营规模等家庭禀赋条件对农户实施绿色生产行为的限制。同时,充分发挥当地合作社在推动农户参与农业技术培训方面的重要作用。

参考文献:

[1]ZHANG T, YANG Y H, NI J P, et al. Adoption behavior of cleaner production techniques to control agricultural non-point source pollution: A case study in the Three Gorges Reservoir Area[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 223: 897-906.

[2]吴义根, 冯开文, 李谷成. 人口增长、结构调整与农业面源污染——基于空间面板 STIRPAT 模型的实证研究[J]. 农业技术经济, 2017(3): 75-87.

[3]HE K, ZHANG J B, ZENG Y M, et al. Households' willingness to accept compensation for agricultural waste recycling: taking biogas production from livestock manure waste in Hubei, P.R. China as an example[J]. Journal of Cleaner Production, 2016, 131: 410-420.

[4]LU Y L, SONG S, WANG R S, et al. Impacts of soil and water pollution on food safety and health risks in China[J]. Environment International, 2015(77): 5-15.

[5]ZHANG L B, LIU Y Q, HAO L. Contributions of open crop straw burning emissions to PM_{2.5} concentrations in China[J]. Environmental Research Letters, 2016, 11(1): 014014.

[6]ZHANG L G, LI X R, YU J L, et al. Toward cleaner production: What drives farmers to adopt eco-friendly agricultural production? [J]. Journal of cleaner production, 2018, 184: 550-558.

[7]谭秋成. 作为一种生产方式的绿色农业[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(9): 44-51.

[8]黄炎忠, 罗小锋, 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[J]. 长江流域资源与环境, 2018, 27(3): 680-687.

[9]黄炎忠, 罗小锋, 刘迪, 等. 农户有机肥替代化肥技术采纳的影响因素——对高意愿低行为的现象解释[J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(3): 632-641.

[10]张童朝, 颜廷武, 何可, 等. 资本禀赋对农户绿色生产投资意愿的影响——以秸秆还田为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(8): 78-89.

[11]刘迪, 孙剑, 黄梦思, 等. 市场与政府对农户绿色防控技术采纳的协同作用分析[J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(5): 1154-1163.

[12]HUANG J K, HUANG Z R, JIA X P, et al. Long-term reduction of nitrogen fertilizer use through knowledge training

in rice production in China[J]. *Agricultural Systems*, 2015, 135:105-111.

[13] WANG N, GAO Y, WANG Y H, et al. Adoption of eco-friendly soil-management practices by smallholder farmers in Shandong province of China[J]. *Soil Science and Plant Nutrition*, 2016, 62(2):185-193.

[14] 应瑞瑶, 朱勇. 农业技术培训方式对农户农业化学投入品使用行为的影响——源自实验经济学的证据[J]. *中国农村观察*, 2015(1):50-58.

[15] PAN D, ZHANG N. The role of agricultural training on fertilizer use knowledge: A randomized controlled experiment[J]. *Ecological Economics*, 2018, 148:77-91.

[16] 项诚, 贾相平, 黄季焜, 等. 农业技术培训对农户氮肥施用行为的影响——基于山东省寿光市玉米生产的实证研究[J]. *农业技术经济*, 2012(9):4-10.

[17] 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[J]. *中国农村观察*, 2018(4):59-73.

[18] URQUIA-GRANDE E, CANO-MONTERO E I, PEREZ-ESTEBANEZ R, et al. Agriculture, nutrition and economics through training: A virtuous cycle in rural Ethiopia[J]. *Land Use Policy*, 2018, 79:707-716.

[19] 应瑞瑶, 朱勇. 农业技术培训对减少农业面源污染的效果评估[J]. *统计与信息论坛*, 2016, 31(1):100-105.

[20] 吴丽丽, 李谷成, 周晓时. 家庭禀赋对农户劳动节约型技术需求的影响——基于湖北省 490 份农户调查数据的分析[J]. *湖南农业大学学报(社会科学版)*, 2017, 18(4):1-7.

[21] 童庆蒙, 张露, 张俊飏. 家庭禀赋特征对农户气候变化适应性行为的影响研究[J]. *软科学*, 2018(1):136-139.

[22] 蔡颖萍, 杜志雄. 家庭农场生产行为的生态自觉性及其影响因素分析——基于全国家庭农场监测数据的实证检验[J]. *中国农村经济*, 2016(12):33-45.

[23] 丰军辉, 何可, 张俊飏. 家庭禀赋约束下农户作物秸秆资源化需求实证分析——湖北省的经验数据[J]. *资源科学*, 2014, 36(3):530-537.

[24] 张郁, 齐振宏, 孟祥海, 等. 生态补偿政策情境下家庭资源禀赋对养猪户环境行为影响——基于湖北省 248 个专业养殖户(场)的调查研究[J]. *农业经济问题*, 2015(6):82-91.

[25] 石智雷, 杨云彦. 家庭禀赋、家庭决策与农村迁移劳动力回流[J]. *社会学研究*, 2012(3):157-181.

[26] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用(第二版)[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.

[27] MA W L, ABDULAI A. Does cooperative membership improve household welfare? Evidence from apple farmers in China[J]. *Food Policy*, 2016, 58:94-102.

[28] 高升. 农户参加培训决策行为的影响因素——基于湖南 1040 户农户的调查[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2011, 12(4):21-26.

[29] ZHOU J H, LIU Q, LIANG Q. Cooperative membership, social capital, and chemical input use: Evidence from China[J]. Land Use Policy, 2018, 70:394-401.

[30] AJZEN I. The theory of planned behavior[J]. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 1991, 50(2): 179-211.

注释:

1 2015 年, 农业部在《关于打好农业面源污染防治攻坚战的实施意见》中, 提出力争到 2020 年农业面源污染加剧的趋势得到有效遏制, 实现“一控两减三基本”的目标。其中, “一控”指控制农业用水总量和农业水环境污染; “两减”指化肥、农药减量使用; “三基本”指畜禽粪污、农膜、农作物秸秆基本得到资源化利用、综合循环再利用和无害化处理。

2 工具变量要与内生性解释变量高度相关, 但与扰动项不相关^[26]。