

农业生产培训能提升农户扩大农地规模意愿吗?

——来自 12 省 2 340 个农户的证据

郑阳阳¹, 罗建利²

(1. 中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083;

2. 温州大学 商学院, 浙江 温州 325035)



摘要 在“土地抛荒”和“毁约弃耕”不断出现的情况下,如何提升农户扩大农地规模信心成为中国农业规模化经营中面临的现实问题。基于 12 省(自治区)2 340 份农户数据,运用 Probit 模型、Cloglog 模型、IV-Probit 模型和倾向得分匹配法分析农业生产培训对农户扩大农地规模意愿的影响。研究发现:农业生产培训能够显著提升农户扩大农地规模意愿,结论在一系列稳健性检验下依然成立;异质性分析表明,培训对大规模农户和高教育程度农户的影响更大,且仅对于高收入农户以及中部和东北地区农户扩大农地规模意愿有显著正向影响;扩展性分析发现,培训能够显著提高农户计划经营规模。因此,在规模化经营过程中要强化农业生产培训,而且培训中应考虑农户和地区差异。

关键词 培训; 扩大农地规模意愿; 影响机理; 异质性; 内生性

中图分类号: F 326.11 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2020)02-0039-10

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.02.006

当前,承包户“土地抛荒”、转入户“毁约弃耕”现象不断出现^①,不仅造成严重的土地资源浪费,给社会带来一定的不稳定因素,也引发了谁来种地、农户是否愿意种地的讨论。因此,如何减少农户“土地抛荒”和“毁约弃耕”行为,提升其扩大农地规模意愿成为当前中国农业规模化经营中面临的现实问题。为此,许多学者从土地产权意识、务工收入、家庭劳动力数、农地确权等方面来探讨其原因^[1-4]。其中,农业生产培训(以下简称“培训”)作为有效且重要的途径,对农户扩大农地规模意愿具有重要影响。一方面,可以使农户获取重要的生产、销售等信息;另一方面,能够提高农村人口素质,增强农户内生发展动力。早在 2004 年国家就开始实施农村劳动力“阳光工程”培训计划,2017 年原农业部出台《“十三五”全国新型职业农民培育发展规划》,提出到 2020 年全国新型职业农民总量超过 2 000 万人,2018 年国务院印发的《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》明确提出,实施现代青年农场经营者、农村实用人才和信息职业农民培育工程。

在大量人力、物力投入的情况下,农业培训计划取得了一定的成效。李昊等基于 1 223 份农户问卷,发现农药施用技术培训能够显著减低农药使用量^[5];熊雪等基于贫困区 1 259 份农户数据,运用 PSM 方法,发现培训使农户家庭收入平均增加 21.75%^[6],这一结论也得到国外学者的验证^[7]。随着研究的推进,有学者开始关注培训对农户规模化经营的影响。陈秧分等基于东部沿海 3 省 1 市 323 份农户数据,发现农业技术培训对农户规模化经营意愿具有显著正向影响^[8];同样,童洪志基于演化博弈和仿真模拟,发现补贴与贷款失信惩戒或者培训的组合有助于农户扩大生产规模^[9]。

已有研究多把培训作为控制变量,忽略了其内生性和“自选择”问题,这可能会导致估计偏误;同

收稿日期:2019-06-20

基金项目:国家社会科学基金项目“网络嵌入视角下农民合作社的成长机制研究”(17BGL132)。

作者简介:郑阳阳(1990-),男,博士研究生;研究方向:农业经济理论与政策。

通讯作者:罗建利(1980-),男,教授,博士;研究方向:农村合作组织与农业经济。

① 在百度搜索关键词“毁约弃耕”和“退耕退租”,2012—2013 年间的搜索结果分别为 5 个和 29 个,而 2019 年 8 月的搜索结果显示为 30 300 个和 420 000 个,说明土地毁约弃耕已不是个别地区的个别现象,而是愈演愈烈。

时,培训对农户扩大农地规模意愿的影响机理如何,现有研究尚未回答。基于此,本文运用中国农业大学国家农业农村发展研究院 2018 年全国 12 个省(自治区)2 340 份农户数据,尝试回答培训对农户扩大农地规模意愿的影响:首先从理论上阐明培训对农户扩大农地规模意愿的影响机理;然后基于农户异质性视角,分析培训对农户扩大农地规模意愿的影响,并运用工具变量法和 PSM 解决培训的内生性和“自选择”问题;最后分析培训对农户计划经营规模的影响。

一、培训对农户扩大农地规模意愿的影响机理分析

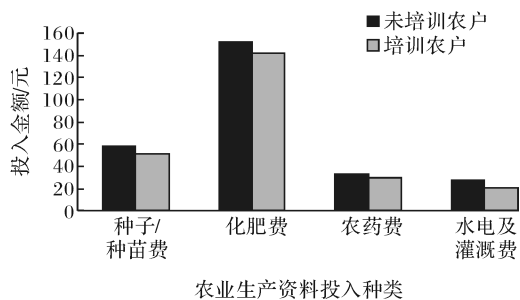
舒尔茨在《改造传统农业》中提出,要加大对人力资本投资,认为改造传统农业的关键在于教育和培训农户。作为一项惠民工程,培训能够使农户获得更多农业生产信息、提高其生产经营能力,进而影响农户扩大农地规模意愿。从短期来看,培训能够使农户获得更多生产信息、提升其技术水平;从长期来看,培训能提高农户素质,使其由传统农民转化为现代职业农民。因此,本文主要从信息获取、技能提升和素质提高三个维度探讨培训对农户扩大农地规模意愿的影响机理。

从信息获取来看,在农业信息不畅的情况下,培训成为农户获取信息的重要途径。培训可使农户获得更多农业生产信息,如农资市场价格、农产品市场价格等。农户通过对农资以及农产品市场价格的了解能够比较准确地判断市场走势,据此调整种植结构和经营规模,从而减少经营风险和不确定性。调研数据显示^①,接受培训农户对未来 3~5 年粮食价格预期高于未接受培训农户,说明接受培训农户能够更准确的把握市场,从而增强其农业经营信心。同时,培训能够使农户及时准确的了解当前农业农村发展形势和农业政策,并根据最新农业政策来发掘农业机遇,从而提高农户对农业生产的信心和希望。本文以农户是否知道“二轮承包到期后再延长 30 年”的政策来衡量其政策认知,被调研农户选择“知道=1”或“不知道=0”。从表 1 中可以看出,相对于未培训农户,培训农户的政策认知较高,进一步从农户转入面积来看,培训农户转入面积远远高于未培训农户。

表 1 培训和未培训农户政策认知和转入面积的差异

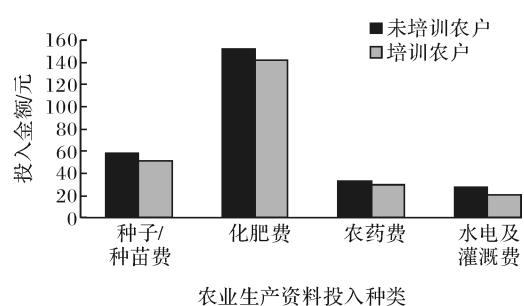
农户分类	政策认知	转入面积/亩
未培训农户	0.704(0.011)	10.580(1.312)
培训农户	0.809(0.017)	29.908(3.896)

注:数值为均值,括号内为标准误。



注:小麦种植户样本为 997 户,由于不同环节小麦投入费用存在缺失值,平均每个环节样本为 960 户左右。

图 1 小麦种植户中培训农户与未培训农户农业生产资料投入



注:玉米种植户样本为 1 255 户,由于不同环节玉米投入费用存在缺失值,平均每个环节样本为 1 200 户左右。

图 2 玉米种植户中培训农户与未培训农户农业生产资料投入

从技能提升来看,一般来说,接受过培训的农户掌握更多农业生产技能,如科学施用化肥和农药、预防和防治病虫害以及高效管理农业等。以小麦和玉米种植户为例,从图 1 和图 2 可以看出,相对于未接受培训的农户,接受培训农户的种苗费、化肥费、农药费和水电及灌溉费都明显较少。已有研究也证明,培训能够显著降低农业生产成本、增加农户收入^[5-6]。可以说,农户农业生产技能的提升不仅

^① 数据来源于中国农业大学国家农业农村发展研究院组织的 2019 年寒假返乡调研,询问农户对未来 3~5 年粮食价格走势有何判断:走低=1;说不准=2;走高=3。在 1 861 个样本中(剔除缺失值),培训农户的平均值为 1.03,未培训农户平均值为 0.98。由于 2018 年数据中没有此变量,故用 2019 年数据进行说明。

能够有效提高农业效益,也会使农户对未来农业发展充满信心和憧憬,进而激发其扩大农地规模意愿。

从素质提高来看,培训不仅仅能提高农户技术水平,更重要的是把传统农民改造为现代职业农民,即具有较强经营管理能力和创新精神。通过培训农户可接触更多、更先进的企业管理理念,从而运用到农业经营管理中,特别是对于雇工较多的合作社和现代农业企业尤为重要。运用现代科学管理理念可以有效降低农业生产成本、提高农业生产效率,进而提升农业经营者扩大农地规模的信心。同时,培训能够显著提高农户环境认知水平和新技术采纳概率。调研数据显示^①,接受培训农户作物新品种采纳、秸秆还田技术采纳、绿色防控技术采纳、节水灌溉技术采纳以及农机具更新频率的平均值都高于未培训农户,说明接受培训农户更具有创新和冒险精神,而这会进一步增强农户扩大农地规模的信心。

总之,相对于未接受培训农户,接受培训农户可以获得更多的信息、技术和管理理念,而且,接受培训农户能够更加准确判断当前农业发展形势,从而提升其扩大经营规模的信心。

二、数据、变量与模型

1. 数据来源

本文数据来源于中国农业大学国家农业农村发展研究院 2018 年 1—2 月寒假返乡调研。调研人员来源于中国农业大学各个专业的本科、硕士和博士生,在调研之前组织专门培训活动,讲解问卷中的难点和疑点。同时,按照地区和人数对调研人员分组,每组设立组长负责收发问卷以及解答调研过程中遇到的各种问题,对于回收的问卷有专人进行审查,并通过奖惩机制(对于问卷质量较高的调研人员进行奖励,而对于质量较差的问卷予以剔除并降低调研人员的劳务费)来提高问卷质量。问卷包括农户问卷和村级问卷,要求每个村庄随机抽取 15~20 户,最终获得 2 553 份农户问卷和 159 份村级问卷。在数据处理过程中把村级问卷和农户问

表 2 样本地区分布

地区	省份	样本数	样本占比/%
东北	吉林	158	6.75
	黑龙江	107	4.57
东部	山东	380	16.24
	江苏	112	4.79
	河北	200	8.55
	安徽	156	6.67
中部	江西	174	7.44
	河南	357	15.26
	湖北	144	6.15
西部	湖南	151	6.45
	内蒙古	147	6.28
	四川	254	10.85

卷匹配,剔除匹配不一致以及缺失值较多的样本。由于本研究主要分析农户扩大农地规模的意愿,故剔除当前经营规模为零的农户,最终获得 2 340 份农户问卷,来自 12 个省(自治区)、136 个县(县级市、区)、159 个村庄。其中,12 个省(自治区)包括东北地区(吉林和黑龙江)、东部地区(山东、江苏和河北)、中部地区(安徽、江西、河南、湖北和湖南)和西部地区(内蒙古和四川),具体样本分布如表 2 所示。

2. 变量选取与描述性统计分析

(1)因变量——农户扩大农地规模意愿。为探讨当前农户扩大农地规模意愿,在问卷中询问农户“未来三年是否计划扩大规模?”,如果农户未来计划扩大规模则为 1,反之则为 0。为进一步挖掘农户规模化经营潜在需求,对于选择扩大农地规模的农户,进一步询问“计划扩大到多少(亩)”。

(2)核心自变量——农业生产培训。由于中国社会普遍以家庭为单位,因此直接询问被调研者是否参加培训可能存在偏误,在调研中询问“家人是否受过农业生产经营培训?”,被调研者选择“是”或

^① 对于不同的技术:技术采纳=1;不采纳=0。农机具更新频率:一直用到不能用=1;用旧了就买新的=2;出现更先进、更新的设备马上购入=3。对于作物新品种,培训农户平均值为 0.7,未培训农户为 0.6。对于秸秆还田技术,培训农户为 0.679,未培训农户为 0.588。对于绿色防控技术,培训农户为 0.200,未培训农户为 0.068。对于节水灌溉技术,培训农户为 0.394,未培训农户为 0.287。对于农机具更新频率,培训农户为 1.451,未培训农户为 1.377。由于 2018 年数据中没有此变量,故用 2019 年数据进行说明。

“否”。这里的家人主要是指家庭中共享收入的成员。

(3)控制变量。为更好测度培训对农户扩大农地规模意愿的影响,本文从农户特征、家庭特征和村庄特征三个层面来控制相关变量,包括性别、年龄、教育程度、家庭劳动力数、非农就业、经营类型、经营范围、是否城郊、小康村、经济水平、地形特征和农地交易平台。相关变量的描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量描述性统计

变量	变量说明	全样本(2 340)		培训农户(517)		未培训农户(1 823)	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
因变量							
农户扩大规模意愿	愿意=1;不愿意=0	0.167	0.373	0.271	0.445	0.137	0.344
核心变量							
农业生产培训	是=1;否=0	0.221	0.415	—	—	—	—
控制变量							
性别	男=1;女=0	0.788	0.409	0.851	0.356	0.770	0.421
年龄	实际年龄/周岁	52.514	10.683	51.128	10.086	52.907	10.816
教育程度	文盲=1;小学=2;初中(中职)=3;高中(中专)=4;大专(高职)=5;大专以上=6	2.789	0.940	3.143	0.946	2.689	0.914
家庭劳动力数	家庭实际劳动力人数	2.203	1.084	2.162	1.006	2.214	1.105
非农就业	非农收入/家庭总收入	0.620	0.347	0.562	0.366	0.636	0.341
经营类型	普通农户(参照组)=1;专业大户=2;家庭农场=3	1.123	0.375	1.275	0.545	1.080	0.298
经营范围	纯种植(参照组)=1;种养结合=2;种养兼休闲=3	1.174	0.441	1.273	0.585	1.146	0.386
是否城郊	是=1;否=0	0.232	0.422	0.255	0.436	0.225	0.418
小康村	是=1;否=0	0.119	0.324	0.135	0.342	0.114	0.318
经济水平	上等=1(参照组);中上等=2;中等=3;中下等=4;下等=5	3.222	0.895	3.116	0.951	3.252	0.876
地形特征	平原=1;丘陵=2;山地=3;其他=4	1.682	0.808	1.673	0.762	1.685	0.821
农地交易平台	有=1;无=0	0.218	0.413	0.226	0.419	0.216	0.412
工具变量							
邻里培训水平	在一个村庄内,除农户 <i>i</i> 之外,村庄内其他农户培训的平均水平	0.221	0.281	0.547	0.326	0.129	0.181

3. 模型设定

(1)Probit 模型和 Cloglog 模型。考虑到农户扩大农地规模意愿为二值变量,故选择二元 Probit 模型来分析农户选择扩大农地规模的影响因素。模型设定如下:

$$P = F(Expand_i = 1 | X) = \frac{1}{1 + e^{-y}} \quad (1)$$

$$Expand_i = \beta_0 + \beta_1 train_i + \gamma z_i + \delta region_i + \epsilon_i \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, $Expand_i$ 为农户是否愿意选择扩大农地规模, $Expand_i = 1$ 时,农户选择扩大农地规模, $Expand_i = 0$ 时,农户不选择扩大农地规模, p 为农户选择扩大农地规模的概率, $train_i$ 为农户是否参加培训, β_1 为培训的系数, z_i 为控制变量,包括性别、年龄、教育程度、家庭劳动力数、非农就业、经营类型、经营范围、是否城郊、小康村、经济水平、地形特征和农地交易平台, γ 为控制变量系数, $region_i$ 为地区虚拟变量, δ 为地区虚拟变量系数。

由于愿意扩大农地规模的农户较少(约占总样本的 16.7%),直接运用 Probit 模型可能会导致

“稀有事件偏差”^[10],借鉴普莫喆等的做法,运用“补对数模型(Complementary log-log model)”来纠正潜在偏差^[11],具体模型如下:

$$P = F(Expand_i = 1 | X) = F(\mathbf{X}, \boldsymbol{\beta}) = 1 - \exp\{-e^{x' \boldsymbol{\beta}}\} \quad (3)$$

式(3)中, P 为事件发生概率, $x' \boldsymbol{\beta} = \ln[-\ln(1-p)]$,即对发生概率 p 的补数(complement, $1-p$)取两次对数。 \mathbf{X} 包括核心自变量、控制变量以及地区虚拟变量, $\boldsymbol{\beta}$ 为变量系数。

(2)IV-Probit模型。由于核心自变量可能存在内生性问题,本部分选择IV-Probit模型,具体模型设定如下:

$$Expand_i^* = \beta_1 train_i + \gamma z_i + \delta region_i + \mu_i \quad (4)$$

$$train_i = \omega_1 peer_train_i + \theta z_i + \delta region_i + v_i \quad (5)$$

$$Expand_i = 1(Expand_i^* > 0) \quad (6)$$

式(4)~(6)中, $Expand_i^*$ 为农户是否愿意扩大农地规模的潜变量, $Expand_i$ 为农户是否愿意扩大农地规模的虚拟变量, $train_i$ 为内生变量, z_i 为外生变量, $peer_train_i$ 为工具变量,式(4)为“结构方程”,式(5)为“简化式方程”。

假设扰动项 μ_i 和 v_i 的期望为0,服从二维正态分布,具体形式如下:

$$\begin{pmatrix} \mu_i \\ v_i \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma_v \\ \rho\sigma_v & \sigma_v^2 \end{pmatrix} \right] \quad (7)$$

式(7)中, ρ 为 μ_i 和 v_i 的相关系数,如果 $\rho=0$ 则不存在内生性, $\rho \neq 0$ 则存在内生性。

(3)倾向得分匹配法(propensity score matching,PSM)。现实中,农户是否培训并非满足抽样的随机性,而是存在“自选择”,即农户是否选择培训之前的初始条件(如农户的年龄、教育程度和家庭劳动力数等)存在系统差异,如果直接回归可能会存在选择性偏误。而PSM可以通过构造反事实来解决上述问题,因此,本文选择倾向得分匹配法。具体步骤如下:

第一,运用Logit模型来估计农户参与培训的概率,估计倾向得分值,如式(8)所示:

$$P(x) = F(train_i = 1 | X) = \frac{1}{1 + e^{-y}} \quad (8)$$

第二,运用邻近匹配、核匹配、局部线性匹配、半径匹配和马氏匹配方法获得处理组和控制组,从而消除自选择问题。

第三,根据上述获得的匹配样本,比较处理组和控制组农户扩大农地规模意愿的平均差异,即平均处理效应(average treatment effect on the treated,ATT)。

$$ATT = E[(Y_1 - Y_0) | D = 1] = E\{E[(Y_1 - Y_0) | D = 1], P(X)\} \quad (9)$$

如式(9)所示, D 为0-1的二分变量,即 $D=1$ 表示处理组, $D=0$ 为控制组, $P(x)$ 为倾向得分值, Y_1 和 Y_0 分别为接受培训农户和未接受培训农户的估计结果。

三、结果与分析

本文的核心目的是分析培训对农户扩大农地规模意愿的影响。首先,运用Probit模型和Cloglog模型做基准回归;接着,考虑到农户异质性,基于经营规模、家庭收入和教育程度以及地区特征来分析培训对农户扩大农地规模意愿的影响;随后,考虑到培训的内生性问题,以“邻里培训水平”作为工具变量进行解决,并运用PSM解决农户培训的“自选择”问题;进一步地,通过样本调整和模型调整对上述结果做稳健性检验;最后,对于计划扩大农地规模的农户,分析培训对其计划经营规模的影响。

1.培训对农户扩大农地规模意愿的影响

在回归之前首先做多重共线性检验,方差膨胀因子(VIF)检验结果为1.79,说明不存在多重共线性。回归结果如表4所示,Probit模型和Cloglog模型的第(1)列只控制核心自变量——培训,第(2)列进一步控制农户、家庭和村庄变量,第(3)列控制农户、家庭、村庄以及地区虚拟变量。总体来看,无论是Probit模型还是Cloglog模型,培训系数都为正且在1%水平上显著,说明培训能够显著提升农户扩大农地规模意愿。进一步对比回归系数发现,Cloglog模型中培训的系数高于Probit模型,说明

控制潜在“稀有事件偏差”后,培训对农户扩大农地规模意愿影响更大。

从控制变量来看,性别系数显著为正,说明男性扩大农地规模意愿更强;年龄系数显著为负,说明年龄越大其扩大经营规模意愿越低;家庭劳动力系数显著为正,说明家庭劳动力越多,农户扩大经营规模意愿越强,可能原因是虽然机器在不断替代劳动,但是人依然是现代农业生产中最主要的生产力;非农就业系数显著为负,说明非农收入越高,农户越不愿意扩大经营规模,这也与现实情况相符,即农户非农收入越高,越不重视农业收入,从而不愿扩大经营规模;相比于普通农户,专业大户和家庭农场主扩大经营规模意愿更强;小康村的系数显著为负,说明小康村农户扩大经营规模意愿较低,可能原因是小康村自身或者周边地区经济较为发达,农户有更多非农就业机会。

表 4 培训对农户扩大农地规模意愿的影响

N = 2 340

	Probit 模型			Cloglog 模型		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
培训	0.483*** (0.070)	0.277*** (0.078)	0.266*** (0.082)	0.761*** (0.106)	0.421*** (0.117)	0.428*** (0.123)
性别		0.284*** (0.090)	0.257*** (0.092)		0.493*** (0.156)	0.442*** (0.158)
年龄		-0.013*** (0.004)	-0.012*** (0.004)		-0.020*** (0.006)	-0.018*** (0.006)
教育程度		0.036 (0.040)	0.053 (0.046)		0.061 (0.063)	0.087 (0.065)
家庭劳动力数		0.113*** (0.031)	0.095*** (0.032)		0.183*** (0.049)	0.151*** (0.050)
非农就业		-0.310*** (0.100)	-0.383*** (0.115)		-0.491*** (0.158)	-0.550*** (0.177)
专业大户		0.778*** (0.104)	0.800*** (0.107)		1.054*** (0.140)	1.065*** (0.144)
家庭农场		1.104*** (0.219)	1.146*** (0.230)		1.493*** (0.239)	1.475*** (0.259)
种养结合		-0.021 (0.107)	0.035 (0.115)		-0.069 (0.169)	-0.055 (0.180)
种养兼休闲		0.209 (0.191)	0.256 (0.201)		0.292 (0.246)	0.380 (0.267)
是否城郊		0.055 (0.078)	0.015 (0.083)		0.106 (0.121)	0.132 (0.129)
小康村		-0.483*** (0.120)	-0.430*** (0.131)		-0.770*** (0.205)	-0.745*** (0.223)
农地交易平台		-0.033 (0.039)	-0.055 (0.041)		-0.040 (0.061)	-0.095 (0.064)
经济水平		-0.059 (0.077)	0.015 (0.088)		-0.084 (0.121)	0.018 (0.135)
丘陵		-0.012 (0.103)	0.158 (0.115)		0.018 (0.166)	0.309* (0.185)
山地		0.549** (0.222)	0.905*** (0.260)		0.866*** (0.333)	1.471*** (0.407)
其它		0.000 1 (0.083)	-0.009 (0.090)		0.007 (0.129)	-0.003 (0.144)
省份			是			是
Constant	-1.093*** (0.037)	-0.782** (0.308)	-0.883** (0.348)	-1.914*** (0.063)	-1.528*** (0.489)	-1.681*** (0.552)
Pseudo R ² /LR	0.02	0.11	0.14	47.30***	248.33***	300.20***

注:Probit 模型为 Pseudo R², Cloglog 模型为 LR, 括号中为标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,下同。

2. 异质性分析

上述回归仅仅分析了培训对农户扩大农地规模意愿影响的平均效应,而未考虑到农户群体的内部差异,因此,从农户经营规模、家庭收入、教育程度以及地区差异视角来进行异质性分析。

从经营规模来看,参考许庆等和高鸣的研究^[12-13],根据调研的样本情况(调研样本绝大部分为小农户,经营面积在 30 亩及以下的农户占总样本农户的 85.43%),把经营规模大于等于 30 亩的界定为大规模农户,小于 30 亩的界定为小规模农户。可以看出,对于不同经营规模,培训的系数都为正且在 10%水平上显著,对比系数来看,对于大规模农户其系数更大,可能原因是大规模农户更重视农业生产,接受培训的大规模农户能够有效利用其培训获取的农业信息来提高农业效益,进而提升其扩大农地规模意愿。

从家庭收入情况来看,根据国家统计局数据,2018 年农村人均可支配收入达到 14 617 元,考虑到目前家庭人口 3~4 人,以 5 万元作为划分标准,5 万元及以上为高收入农户,五万元以下为低收入农户。表 5 可以看出,对于高收入农户培训系数为正且在 1%水平上显著,而对于低收入农户系数不显著,说明培训对高收入农户扩大农地规模意愿具有显著影响,可能原因是高收入农户本身资金较为充裕,通过培训能够获得更多农业信息,进而激发其扩大农地规模意愿。

表 5 培训对农户是否扩大农地规模影响的异质性

	经营规模		家庭收入		教育程度	
	≥30 亩	<30 亩	≥5 万元	<5 万元	高中及以上	初中及以下
培训	0.314*	0.215**	0.325***	-0.033	0.336*	0.247***
	(0.171)	(0.098)	(0.113)	(0.134)	(0.178)	(0.095)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份	是	是	是	是	是	是
Constant	-2.288***	-0.199	-1.346**	-0.428	-2.145**	-1.092***
	(0.857)	(0.408)	(0.569)	(0.493)	(1.094)	(0.412)
N	384	1 956	1 097	1 243	418	1 906
Pseudo R ²	0.23	0.10	0.22	0.12	0.23	0.14

从农户受教育程度来看,考虑到农村地区农户的总体受教育水平较低,本文把高中及以上归为高教育程度农户,把初中及以下归为低教育程度农户。可以看出,对于不同受教育程度农户,培训系数均为正且在 10%水平上显著。对比系数发现,高教育程度农户培训系数更大,可能原因是高教育程度农户信息处理能力更强,通过培训可以接触更多农业信息,能准确判断和分析当前农业形势,更具有扩大农地规模的意愿。

从地区差异来看,本文把区域划分为东、中、西部和东北地区,分别考察不同地区培训的效应,如表 6 所示。

在中部和东北地区,培训系数显著为正,而在东部和西部地区,培训系数不显著。可能原因是中部和东北地区都为农业生产大省,资源禀赋条件较好,农户扩大农地规模的意愿较强。

3. 内生性和“自选择”问题

上述分析虽然表明培训对农户扩大农地规模意愿具有显著正向影响,但并未考虑培训的内生性和“自选择”问题。一方面,农户扩大农地规模意愿越强,越倾向于参加培训,从而导致反向因果内生性问题;另一方面,农户是否选择培训并非满足完全随机,而是存在“自选择”问题,因此,直接回归可能会导致估计偏误。基于此,采用工具变量法和 PSM 解决内生性和“自选择”问题。

(1)工具变量法。理论上,培训存在内生性问题,但具体是否存在需要统计检验。表 7 可以看出,外生性 Wald 检验在 10%水平上显著,即拒绝培训变量外生性的假设,说明培训变量存在内生性。既然存在内生性,则需要寻找合适的工具变量,本文选择“邻里培训水平”作为工具变量,具体计算公式如下:

表 6 培训对农户是否扩大农地规模影响的地区差异

	东部	中部	西部	东北
培训	0.236	0.426***	-0.066	0.564*
	(0.261)	(0.119)	(0.187)	(0.299)
控制变量	是	是	是	是
省份	是	是	是	是
Constant	-1.907**	-0.761	-1.610**	-1.616
	(0.934)	(0.514)	(0.726)	(1.194)
N	401	982	692	204
Pseudo R ²	0.16	0.13	0.24	0.24

$$peer_train_{-i}^c = \frac{\sum_{N^c} train^c - train_i^c}{N^c - 1} \quad (10)$$

式(10)中, $train_i^c$ 为村庄 c 中农户 i 的培训水平, $\sum_{N^c} train^c$ 为村庄 c 中所有农户的培训水平总和, $peer_train_{-i}^c$ 为同一个村庄内除农户 i 之外, 村庄内其他农户培训水平的平均值, 即邻里培训水平, N^c 为村庄中农户总个数。

“邻里培训水平”是否是合适的工具变量? 从相关性来看, 在农村的熟人社会, 羊群效应和示范效应发挥着重要作用, 农户是否选择培训与周边农户是否选择培训具有很强的相关性。从外生性来看, 其他农户是否选择培训很难对当前农户扩大农地规模意愿产生影响。因此, 理论上“邻里培训水平”满足外生性和相关性条件, 具体是否为合适的工具变量需要进一步统计检验。表 7 显示, 弱工具变量 AR 检验和 Wald 检验在 1% 水平上显著, 即拒绝弱工具变量的假设, 因此, “邻里培训水平”可以作为培训的工具变量。

本文运用两阶段估计(2SLS)和最大似然估计(MLE)进行工具变量回归, 如表 7 所示, 无论是 2SLS 还是 MLE 估计, 培训的系数均为正且在 1% 水平上显著, 且两种估计方法的系数变化不大, 进一步验证了基准回归结论。

(2)倾向得分匹配法。工具变量法只是解决了反向因果关系的内生性问题, 但仍然存在“自选择”问题, 进一步运用倾向得分匹配法来估计。如表 8 所示, 除一对一匹配结果不显著外, 2 邻近匹配、4 邻近匹配、核匹配、局部线性匹配、半径匹配和马氏匹配结果均显示接受培训农户和未接受培训农户(处理组和控制组)的平均处理效应(ATT)值在 5% 水平上显著, 说明相对于未接受培训的农户, 接受培训农户扩大农地规模意愿更强, 这也验证了基准回归结论。

表 8 PSM 估计结果

匹配方法	处理组	控制组	ATT	标准误	t 值
一对一匹配	0.261	0.212	0.049	0.031	1.56
2 邻近匹配	0.261	0.203	0.058	0.028	2.07**
4 邻近匹配	0.261	0.192	0.069	0.026	2.64***
核匹配	0.261	0.193	0.068	0.024	2.88***
局部线性匹配	0.261	0.195	0.067	0.031	2.12**
半径匹配	0.261	0.192	0.070	0.024	2.93***
马氏匹配	0.271	0.177	0.094	0.024	3.90***

注:核匹配宽带选择默认值。

4. 稳健性检验

为保证结果的稳健性, 进一步通过样本调整和模型调整进行稳健性检验。

样本调整。由于中国农业发展需要更多年轻劳动力参与, 而考虑到调研样本中农户年龄普遍较大, 故剔除 50 岁及以上样本来检视培训对 50 岁以下农户扩大农地规模意愿的影响。如表 9 所示, 在控制不同变量的基础上, 培训的系数依然为正且在 1% 水平上显著。

模型调整。进一步运用 Logit 模型进行回归, 如表 10 所示, 在控制不同变量的基础上, 培训变量的系数为

表 7 工具变量法的回归结果

	N=2 340	
	IV-Probit	
	2SLS	MLE
培训	0.485*** (0.145)	0.483*** (0.142)
控制变量	是	是
省份	是	是
Constant	-0.830** (0.350)	-0.830** (0.350)
外生性 Wald 检验	3.33*	3.34*
弱工具变量 AR 检验	11.19***	
弱工具变量 Wald 检验	11.14***	

表 9 样本调整后的稳健性检验

	N=911		
	50 岁以下农户样本		
	(1)	(2)	(3)
培训	0.553*** (0.101)	0.364*** (0.121)	0.307** (0.129)
控制变量		是	是
省份			是
Constant	-0.954*** (0.057)	-0.882 (0.583)	-1.219* (0.647)
Pseudo R ²	0.03	0.18	0.22

正且在 1%水平上显著,说明接受培训农户更愿意扩大农地规模。

5. 扩展性分析

上述分析已经阐述了培训对农户扩大农地规模意愿的影响,为了更加准确描述农户规模化经营行为,对于愿意扩大农地规模的农户,进一步询问其计划经营规模的大小,农户计划经营规模从 1 亩到 1 200 亩不等(回归中取对数)。具体回归结果如表 11 所示。

首先运用 OLS 估计,在逐步控制不同变量的条件下,培训变量的系数为正且在 5%水平上显著,说明培

训能够显著提高农户计划经营规模。由于因变量本身存在大量的 0 值截断,进一步采用截断回归模型,发现培训变量系数依然显著为正,而且,截断回归模型中培训变量系数与 OLS 估计中的系数十分接近,说明结果呈现稳健性和可靠性。

表 10 基于 Logit 模型的稳健性检验

N = 2 340

	Logit 模型		
	(1)	(2)	(3)
培训	0.849*** (0.120)	0.511*** (0.138)	0.511*** (0.144)
控制变量		是	是
省份			是
Constant	-1.839*** (0.068)	-1.277** (0.562)	-1.431** (0.635)
Pseudo R ²	0.02	0.12	0.14

表 11 培训对农户计划经营规模的影响

N = 390

	OLS 估计			截断回归		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
培训	0.798*** (0.161)	0.330** (0.135)	0.265** (0.125)	0.798*** (0.161)	0.330** (0.132)	0.265** (0.120)
控制变量		是	是		是	是
省份			是			是
Constant	3.336*** (0.097)	3.981*** (0.559)	3.173*** (0.569)	3.336*** (0.096)	3.981*** (0.546)	3.173*** (0.547)
R ² /Wald	0.06	0.50	0.61	24.58***	388.24***	617.24***

注:OLS 估计为 R²,截断回归为 Wald 检验。

四、结论与建议

本文运用中国农业大学国家农业农村发展研究院 2018 年全国 12 省(自治区)2 340 份农户数据,基于 Probit 模型、Cloglog 模型、IV-Probit 模型和倾向得分匹配法分析培训对农户扩大农地规模意愿的影响。主要结论有:第一,培训能够显著提升农户扩大农地规模意愿,纠正“稀有事件偏差”后,结论依然成立且系数显著提高。第二,异质性分析表明,培训对大规模农户和高教育程度农户的影响更大;对于高收入农户以及中部和东北地区农户具有显著正向影响,而对低收入农户以及东部和西部地区农户的影响不明显。第三,考虑到培训的内生性,运用“邻里培训水平”作为工具变量,并且在运用 PSM 解决培训的“自选择”问题后结论依然成立。第四,通过样本调整和模型调整后,培训对农户扩大农地规模意愿的影响仍然显著为正。第五,扩展性分析显示,培训能够显著提高农户计划经营规模。

根据上述分析,得出以下政策建议:第一,强化农户培训力度。从调研数据来看,目前培训农户占总农户的 22%,说明大部分农户并未接受培训。因此,应把培训作为基层政府的一项重要绩效考核指标,加大培训的普及力度。同时,在每个村或乡镇树立典型案例,让农户看到培训带来的实实在在的益处,从而激发农户参加培训的内生动力。第二,农业生产培训应考虑农户和地区差异。对于不同经营规模、收入水平、教育程度的农户,培训对其扩大农地规模意愿的效应也不同,因此在培训过程中应根据不同类型农户的特征采取不同的策略。同时,在培训中也应考虑地区资源禀赋的差异,根据地区资源禀赋来调整培训内容和培训方式。第三,着重关注新型经营主体的现实需求。由基准回归

结果可知,相对于小农户,生产大户和家庭农场主扩大经营规模的意愿更强,因此,应重点关注和了解其现实困境与需求,进而制定有针对性的培训方案。

参 考 文 献

- [1] BARTOLINI F, VIAGGI D. The common agricultural policy and the determinants of changes in EU farm size[J]. Land use policy, 2013, 31(2): 126-135.
- [2] 马婷婷, 陈英, 宋文. 农民土地意识对农地流转及规模经营意愿的影响研究——以甘肃省武威市为例[J]. 干旱区资源与环境, 2015, 29(9): 26-32.
- [3] 周敏, 匡兵, 黄善林. 农户农地规模经营意愿影响因素实证研究——基于黑龙江省 401 份农户的调查数据[J]. 干旱区资源与环境, 2018(12): 63-68.
- [4] 胡新艳, 陈小知, 米运生. 农地整合确权政策对农业规模经营发展的影响评估——来自准自然实验的证据[J]. 中国农村经济, 2018(12): 83-102.
- [5] 李昊, 李世平, 南灵. 农药施用技术培训减少农药过量施用了吗? [J]. 中国农村经济, 2017(10): 80-96.
- [6] 熊雪, 聂凤英, 毕洁颖. 贫困地区农户培训的收入效应——以云南、贵州和陕西为例的实证研究[J]. 农业技术经济, 2017(6): 97-107.
- [7] TEKLE L. Analysis of positive deviance farmer training centers in Northern Ethiopia[J]. American journal of rural development, 2015, 3(1): 10-14.
- [8] 陈秧分, 刘彦随, 翟荣新. 基于农户调查的东部沿海地区农地规模经营意愿及其影响因素分析[J]. 资源科学, 2009, 31(7): 1102-1108.
- [9] 童洪志. 扶贫政策工具组合对农户扩大生产规模经营的影响机制研究[J]. 中国农业资源与区划, 2019, 19(2): 1-9.
- [10] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.
- [11] 普冀喆, 郑风田. 高房价与城镇居民创业——基于 CHIP 微观数据的实证分析[J]. 经济理论与经济管理, 2016(36): 31-44.
- [12] 许庆, 尹荣梁, 章辉. 规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究[J]. 经济研究, 2011(3): 59-71.
- [13] 高鸣. 粮食直接补贴政策对小麦生产率的影响[D]. 北京: 中国农业大学, 2017.

(责任编辑:毛成兴)