

# 务农意愿对农户有机肥技术采纳行为的影响

闫阿倩,罗小锋\*

(华中农业大学 经济管理学院/湖北农村发展研究中心,湖北 武汉 430070)



**摘要** 基于我国非农就业不断加深的现实背景,利用湖北省 5 个县(区)753 份样本农户数据,通过倾向得分匹配法(PSM)进行实证,探讨了务农意愿对农户采纳有机肥技术的影响。研究表明:务农意愿对农户采纳有机肥技术有显著的激励作用,也即务农意愿越强的农户采纳有机肥技术的可能性越大。在具有务农意愿时,不同的规模调整预期也会导致农户有机肥技术采纳行为差异。有机肥技术采纳的概率会随着农户的预期规模缩小而降低,而预期规模增大时农户采纳有机肥技术的概率会增加。研究进一步发现,年龄较小、家庭收入较高、家庭劳动力较多、耕地面积较大的农户务农意愿对其采纳有机肥技术有显著的正向影响。因此,建议对农户进行差异化的技术培训和推广,优先考虑对相对规模种植户等主体进行有机肥推广应用。

**关键词** 务农意愿;规模调整预期;有机肥;倾向得分匹配

**中图分类号:**F 325.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)05-0066-09

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.05.008

城市化和工业化的快速发展,使得大量农村青壮年劳动力向非农部门转移,导致了农业劳动力老龄化、农地抛荒(或撂荒)等现象,“谁来种地”“怎样种地”成为农业可持续发展的重要议题<sup>[1-2]</sup>。自 2000 年起,我国农业就业人数占总就业人数的比重在逐渐下降,截至 2018 年下降至 26.02%<sup>①</sup>。在当前劳动力总体供给趋紧的状态下,劳动力转移和务农机会成本的增加明显降低了农户种粮积极性,甚至影响了农户从事绿色生产的意愿<sup>[3-4]</sup>。作为农业生产经营主体,农户的务农意愿和生产行为直接影响到农业绿色化发展目标的实现<sup>[5]</sup>。而有机肥替代化肥是促进我国农业发展绿色转型的重要一环<sup>[6]</sup>。因此,在非农就业不断加深的现实背景下,探讨如何促进我国有机肥技术推广应用具有重要的现实意义。

目前国内外学者从理论和实证层面对农户采纳有机肥技术的影响因素展开了丰富的探讨,研究视角主要包含农户的个人特征<sup>[7]</sup>、家庭特征<sup>[8]</sup>、生产经营特征<sup>[9-10]</sup>、农户认知<sup>[11-13]</sup>、政策环境<sup>[12-13]</sup>、市场环境<sup>[13-14]</sup>、风险偏好<sup>[15-16]</sup>等,但现有研究较少关注务农意愿对农户有机肥采纳行为的影响。当然,部分学者也从外出务工<sup>[17]</sup>、家庭非农就业<sup>[15,18]</sup>、地权稳定性<sup>[19]</sup>、户主兼业行为<sup>[11]</sup>、经营规模<sup>[7]</sup>、有机肥采纳态度<sup>[16]</sup>方面对农户有机肥技术采纳行为的影响进行研究。例如,非农就业<sup>[15,18]</sup>、户主是否兼业<sup>[11]</sup>以及外出务工<sup>[17]</sup>抑制了农户有机肥的施用行为。地权稳定性<sup>[19]</sup>和经营规模增加<sup>[7]</sup>激发了农户的长期投资意愿,从而提高了有机肥的施用量<sup>[7,19]</sup>。养殖规模对农户有机肥施用行为有显著正向影响<sup>[8,15,17]</sup>。可见,越来越多的学者从侧面论证了农户生产经营的可持续性对有机肥技术采纳行为具有重要影响。

本文认为务农意愿是影响农户采纳有机肥技术不可忽视的重要因素。由凯恩斯的预期理论可知,未来预期的不确定性对农户当下的经济行为有着决定性作用。随着种粮积极性的下降,短期内农

收稿日期:2020-10-22

基金项目:国家社会科学基金重点项目“基于经济高质量发展的农业自然资源高效利用研究”(20AZD091);农业农村部软科学项目

“‘两减’目标实现后化肥农药减量潜力、模式选择与政策创新研究”(202007)。

\* 为通讯作者。

① 数据来源于《中国统计年鉴(2019)》。

户虽仍然在从事农业生产,但长期而言农户脱农生产的可能性很大,且兼业<sup>[9]</sup>和外出务工<sup>[20]</sup>会降低农户务农意愿。与此同时,有机肥是一种跨期农业技术,存在见效慢、肥效长的技术属性特征<sup>[12]</sup>。因此,本研究认为农户从事农业生产的不确定性可能会影响有机肥技术采纳。现有研究较多关注当期的农户外出务工、非农就业、经营规模等状态,从而忽视了农户未来的农业生产预期对有机肥技术采纳行为的影响。鉴于此,本文以湖北省753份水稻种植户作为研究对象,解析务农意愿对农户有机肥技术采纳行为的影响。重点回答以下问题:务农意愿是否影响农户有机肥技术采纳行为?在不同规模调整预期状态下(缩小、增大)农户的有机肥技术采纳行为是否存在差异?

## 一、理论分析与研究假说

### 1. 务农意愿对农户有机肥技术采纳行为的影响

本文主要从投资动机和人力资本两方面探究务农意愿如何影响农户采纳有机肥技术(如图1):其一是投资动机。当农户具有务农意愿时,经济环境的变化必然对农户生产的投资动机产生影响,只有未来预期收益满足农户期望时,农户采纳有机肥技术的可能性才会提高<sup>[21]</sup>。也就是说,长期务农的农户为了获得更多可持续性的收益,会自主地加强农业生产中的投资力度,从而会选择具有长期效益的有机肥技术。有学者研究表明经济效益感知能够促进农户采纳有机肥技术<sup>[13]</sup>。其二是人力资本因素。当具有务农意愿时,农户愿意花费大量的时间和精力学习农业技术,通过参与技术培训和技术指导来获取更多的农业技术信息,进而提高了农户采纳有机肥技术的动机<sup>[14]</sup>。有研究表明种植大户通过参加技术培训也能够提高其采纳有机肥技术的可能性<sup>[14]</sup>。基于上述推论,本文提出了假说:

H<sub>1</sub>:务农意愿越强,农户采纳有机肥技术的可能性越大。

### 2. 规模调整预期对农户有机肥技术采纳行为的影响

农地作为一种重要的自然资源和生产要素,必然成为影响农户采纳农业技术关键因素<sup>[22]</sup>,且不同经营规模的农户对农业技术需求存在一定差异<sup>[14]</sup>。在探究不同规模调整预期对农户有机肥采纳行为的影响时,本文主要从收益风险(技术受益不确定性)和时间偏好两方面进行分析:其一是收益风险因素。就预期规模缩小而言,农户会通过流转、弃耕、撂荒(或抛荒)等方式来缩小经营规模,在这种预期下会减弱现期对土地的投资动机;如果采纳有机肥技术,就无法在短期内获得土地投资带来的正外部效应,农户技术收益不确定性就会增加。就预期规模增大而言,农户会通过土地流入来增大经营规模,在这种预期下会增强现期的土地投资动机来获得更多的未来收益,因而受到技术收益不确定的影响较小,使其采纳有机肥技术的可能性逐渐增大<sup>[23-24]</sup>。有研究表明,具有更稳定农业生产预期的新型经营主体使用有机肥技术的概率要高于小农户<sup>[25]</sup>。

其二是时间偏好因素。时间偏好的差异会导致不同经营规模农户在跨期农业技术采纳行为上产生差异<sup>[23]</sup>。就预期规模缩小而言,农户对土地投资收益的时间偏好程度较高,则其更倾向于在短期内获得收益。如果采纳有机肥技术,农户对土地投资收益没有稳定的预期和安全感,那么其采纳有机肥技术的可能性就会越小<sup>[23-24]</sup>。就经营规模增大而言,扩大经营规模的农户拥有较多的储蓄和资本,对现期投入产出的边际效应预期较低,更多地关注未来可持续性收益<sup>[7]</sup>;在这种情况下,农户对收益的时间偏好程度较低且更倾向于获得未来收益,因而其更愿意采纳具有长期效益的有机肥技术<sup>[7,23]</sup>。有研究表明,相比于小农户,规模户对未来收益的时间偏好更强,且对农业生产的依赖性和重视程度更大,因而更倾向于采纳有机肥技术<sup>[7,26]</sup>。基于上述推论,本文提出以下假说:

H<sub>2</sub>:预期规模缩小时,农户采纳有机肥技术的可能性越小;

H<sub>3</sub>:预期规模增大时,农户采纳有机肥技术的可能性越大。

## 二、数据来源、变量选取与研究方法

### 1. 数据来源及样本特征

湖北省位于长江中游,拥有丰富的水资源和肥沃的土壤,是我国粮食主产区之一,其主要粮食作

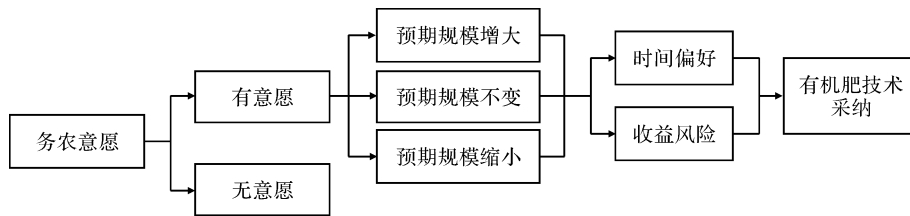


图1 务农意愿对农户有机肥技术采纳行为的理论分析

物是水稻。数据显示,在2017年和2018年湖北省施用化肥量分别位居全国第三名和第四名<sup>①</sup>,大量使用化肥严重影响了湖北省农业可持续发展。因此,对湖北省农业经营主体生产过程中的有机肥替代化肥行为研究具有重要的实践参考价值。本研究所使用的数据来源于课题组2018年7月在鄂中、鄂东、鄂西、鄂北部分地区开展的实地调研,主要包括夷陵区、潜江市、蕲春县、英山县、南漳县的13个乡镇。夷陵区位于湖北省西南部,主要农作物有水稻、油茶、蔬菜等;潜江市位于湖北省中南部,江汉平原腹地,主要农作物是水稻、油菜等;蕲春县位于湖北省东南部,长江中游以北,主要农作物有水稻、棉花、油菜等;英山县位于湖北省东北部,主要农作物是水稻、茶叶等;南漳县位于湖北省西北部,主要农作物有水稻、油菜等。本次调研以入户一对一访谈或至田间地头进行访问的形式展开,并在受访者允许情况下对调查内容进行录音,以确保数据采集的准确性。本次调研共获取问卷804份,将信息不完整、前后矛盾等样本剔除后得到有效问卷753份,有效率为93.66%。

由样本农户的基本特征(表1)可知,受访者主要是以受教育程度为初中及以下的中老年男性为主,年龄大于50岁以上比例为76.63%,受教育程度在初中以下的比例为87.78%;家庭总收入在10万元以下的占比为89.90%;家庭耕地面积多数集中在5亩以下,占比为56.76%;家庭劳动力数量大多集中在3~4人,占比为61.89%。总体来看,大多数受访者的年龄较大、受教育文化程度低、家庭耕地面积较小且收入水平不高,比较符合我国农业农村的发展现状,具有一定的代表性。

表1 样本农户的基本特征

特征	分类	样本数	占比/%	特征	分类	样本数	占比/%
性别	男性	463	61.49	家庭总收入	5万元及以下	376	49.93
	女性	290	38.51		(5,10]	301	39.97
年龄	40岁及以下	30	3.98		10万元以上	76	10.10
	(40,50]	146	19.39	耕地面积	5亩及以下	426	56.57
	(50,60]	313	41.57		(5,10]	191	25.37
	60岁以上	264	35.06		(10,15]	55	7.30
受教育年限	6年以下	386	51.26	15亩以上	81	10.76	
	(6,9]	275	36.52	2人及以下	221	29.35	
	(9,12]	87	11.55	劳动力数量	(2,4]	466	61.89
12年以上	5	0.67	4人以上		66	8.76	

## 2. 变量选取

(1)被解释变量。本文选取的被解释变量为是否采纳有机肥技术,问题设置为“您是否采纳有机肥?”若为是,则赋值为1;若为否,则赋值为0。

(2)核心解释变量。务农意愿。“意愿”是指个人对某种事物所产生的想法或者看法,并由此产生的个人主观性思维。现有文献中对“务农意愿”的定义尚不明确,但是学界较为统一的定义为是否愿意继续从事农业生产<sup>[20]</sup>。本文借鉴相关学者的研究,将“未来三年是否愿意继续从事农业生产”定义为“务农意愿”。问题设置为“您未来三年是否愿意继续从事农业生产?”若为是,则赋值为1;若为否,则赋值为0。

规模调整预期。经营规模是经济学中最常见的概念术语,一般指某一特定经营主体在经营要素

① 数据来源于2018年和2019年《中国统计年鉴》。

规模方面的“大与小”或者“多与少”<sup>[27]</sup>。而农业经营规模是一个相对综合的概念,其表现形式虽多,但主要用于衡量土地要素的规模<sup>[28]</sup>。预期理论中将预期定义为行为主体对未来情况的估计。因此,本文将规模调整预期定义为在农业生产中,农户为了实现经济效益最大化从而对经营规模进行重新调整的未来决策。问题设置为“在未来三年您将如何调整经营规模?”。

(3)控制变量。已有研究表明,农户个体特征<sup>[7]</sup>、家庭特征<sup>[8]</sup>、农业经营特征<sup>[9-10]</sup>对其务农意愿以及有机肥技术采纳行为有影响。因此,本文在个体特征中选取性别、年龄、健康状况、受教育年限、是否为公职人员,家庭经营特征中选取是否参与合作社、家庭劳动力数量、家庭总收入,农业经营特征中选取耕地面积、耕地质量作为控制变量纳入模型。变量定义及描述性统计分析如表2所示。

表2 变量定义及描述性统计分析

变量名称	定义与赋值说明	均值	标准误
是否采纳有机肥技术	您是否采纳有机肥技术? 否=0;是=1	0.622	0.485
务农意愿	您未来三年是否愿意继续从事农业生产? 否=0;是=1	0.882	0.323
规模调整预期	若愿意继续从事农业生产,您将如何调整经营规模? 预期规模缩小=1;预期规模不变=2;预期规模增大=3	2.006	0.420
性别	受访者性别;女=0;男=1	0.615	0.487
年龄	实际年龄	56.934	8.699
健康状况	您身体健康状况如何? 很差=1;较差=2;一般=3;较好=4;很好=5	3.539	1.005
受教育年限	实际受教育年限	6.679	3.528
是否为公职人员	您家是否有村干部? 否=0;是=1	0.070	0.256
是否参与合作社	您家是否参与农业合作社? 否=0;是=1	0.077	2.668
家庭劳动力数量	家庭中劳动力数量	3.214	1.191
家庭总收入	2017年家庭总收入/万元	5.996	4.033
耕地面积	2017年您家耕地面积?/亩	7.984	10.444
耕地质量	您家耕地质量如何? 较差=1;一般=2;较好=3	2.174	0.675

### 3.研究方法

农户未来三年是否继续从事农业生产的意愿受到其个体特征、家庭特征以及农业经营特征的影响,同时个体特征、家庭特征以及农业经营特征也会影响到农户是否采纳有机肥技术,也即模型中存在自选择问题<sup>[11]</sup>。自选择问题实际上是一种特殊的遗漏变量偏误,它主要由于被解释变量在某种程度上被个人选择所决定<sup>[29]</sup>。因此,基于实验可操作性的考虑,本文利用倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM)来降低自选择性偏误问题。其中,将具有务农意愿的农户定义为“处理组”,不具有务农意愿的农户定义为“控制组”,计算两者之间的差值来获得平均处理效应(average treatment effect on the treated, ATT)。具体操作步骤如下:

首先是估计倾向得分值,通过二元 Logit 回归来计算农户务农意愿的概率,如下所示

$$P(X_i) = P(D_i = 1 | X_i) \quad (1)$$

其次是进行倾向得分匹配,对具有务农意愿的农户和不具有务农意愿的农户特征进行平衡性检验,以确保处理组和控制组的可比性。

最后是根据匹配后样本来计算平均处理效应,通过计算对照组和处理组农户采纳有机肥技术的差异,从而得出务农意愿对农户有机肥技术采纳的平均处理效应 ATT,如下所示

$$ATT = E(y_{1i} | D_i = 1) - E(y_{0i} | D_i = 1) \quad (2)$$

式(2)中,  $D_i = \{0, 1\}$  表示农户是否具有务农意愿,其中,0为控制组,1为处理组;将农户是否采纳有机肥技术记为  $y_i$ ;  $y_{1i}$  表示具有务农意愿的农户是否采纳有机肥技术,  $y_{0i}$  则表示不具有务农意愿的农户是否采纳有机肥技术。在进行实际匹配时,本文选取  $K$  近邻匹配(其中  $k=1$ )、 $K$  近邻匹配(其中  $k=4$ )、半径匹配(其中  $\epsilon = 0.06$ )、核匹配(其中宽带为  $0.06$ )四种匹配方法对 ATT 值进行测算。



### 三、实证结果与分析

#### 1. 农户务农意愿的决策方程估计

Logit 方程估计了农户务农意愿的倾向得分值,结果如表 3 所示,受访者年龄、健康状况、受教育年限、家庭劳动力数量与其务农意愿均显著,其余控制变量不显著;具体是年龄对农户务农意愿有显著的负向影响,表明农户年龄越大其务农意愿越弱;健康状况对农户务农意愿有显著的正向影响,表明身体状况越好的农户务农意愿越强;受教育水平与农户务农意愿有显著的负向影响,表明受教育水平越高的农户从事农业生产的可能性越小;家庭劳动力数量与农户务农意愿有显著的正向影响,表明家庭劳动力越多的农户更倾向于从事农业生产。

#### 2. 平衡性检验

为保证倾向得分匹配结果的可靠性,表 4 对控制变量进行了平衡性检验。表 4 中第 3 列和第 4 列是具有务农意愿和不具有务农意愿样本组匹配前后的均值;第 5 列是匹配前后的标准偏误,其中匹配前后大多数变量的标准偏误大幅度缩小,仅有耕地质量变量的标准偏误有所增加,值得一提的是匹配后所有控制变量的标准偏误均小于 10%;第 6 列是标准误减少的绝对值;第 7 列是具有务农意愿和不具有务农意愿样本组匹配前后均值的显著性,其中,匹配前性别、年龄、健康状况、是否为公职人员、家庭劳动力数量、家庭收入、耕地面积变量均显著,匹配后所有控制变量均不显著。由此可见,具有务农意愿和不具有务农意愿样本组存在的个体差异已经消除,表明该模型通过了平衡性检验。

表 3 Logit 方程估计结果

变量类型	系数	标准误	Z 值
性别	-0.162	0.285	-0.57
年龄	-0.092***	0.018	-5.12
健康状况	0.410***	0.129	3.19
受教育年限	-0.072*	0.038	-1.92
是否为公职人员	-0.539	0.422	-1.28
是否参与农业合作社	-0.087	0.480	-0.18
家庭劳动力数量	0.228*	0.119	1.91
家庭总收入	-0.021	0.040	-0.52
耕地面积	0.010	0.016	0.66
耕地质量	-0.049	0.184	-0.27
常数项	6.231***	1.382	4.51
LR 统计量	77.12***		
Pseudo R <sup>2</sup>	0.141		

注:\*、\*\*和\*\*\*分别代表统计结果在 10%、5%、1%统计水平下显著,后表同。

表 4 匹配前后控制变量的平衡性检验

变量类型	匹配类型	处理组	控制组	标准偏误/%	标准误绝对值减少/%	t 值
性别	匹配前	0.599	0.730	-27.9		-2.390**
	匹配后	0.607	0.623	-3.3	88.1	-0.570
年龄	匹配前	56.123	62.989	-79.7		-7.230***
	匹配后	56.725	56.555	2.0	97.5	0.390
健康状况	匹配前	3.673	3.000	63.7		6.070***
	匹配后	3.643	3.588	5.2	91.8	1.010
受教育年限	匹配前	6.682	6.663	0.5		0.050
	匹配后	6.669	6.900	-6.4	-1149	-1.100
是否为公职人员	匹配前	0.065	0.112	-16.7		-1.650*
	匹配后	0.065	0.083	-6.4	61.7	-1.250
是否参与农业合作社	匹配前	0.078	0.067	4.2		0.360
	匹配后	0.078	0.082	-1.5	64.4	-0.260
家庭劳动力数量	匹配前	3.253	2.921	26.6		2.480**
	匹配后	3.253	3.321	-5.4	79.5	-1.010
家庭总收入	匹配前	6.083	5.097	25.9		2.170**
	匹配后	6.044	5.916	3.4	87.0	0.600
耕地面积	匹配前	8.226	6.181	22.4		1.740*
	匹配后	8.111	7.741	4.1	81.9	0.710
耕地质量	匹配前	2.176	2.157	2.8		0.250
	匹配后	2.174	2.131	6.4	-125.9	1.150

注:本结果的匹配方法是 K 近邻匹配,其中 k=4,其余匹配方法均与该结果相同。同时,规模调整预期对农户采纳有机肥技术的影响部分和务农意愿对不同资本禀赋的农户采纳有机肥技术的影响部分使用的控制变量均以表 4 为准。此外,在总共 753 份观测值中,匹配了 664 组样本,89 组样本不在共同取值范围内。

### 3. 务农意愿对农户有机肥采纳行为的影响分析

表5报告了利用四种倾向得分匹配法所得到的务农意愿对农户采纳有机肥技术影响的平均处理效应ATT值。回归结果表明,利用四种匹配方法得到的结果基本一致,且ATT值均在5%统计水平上显著。从ATT值来看,如果农户不具有务农意愿,则其采纳有机肥技术的可能性为40.20%~45.20%,当农户具有务农意愿时,其采纳有机肥技术的可能性为62.70%,ATT值提高了17.50%~22.50%,且平均处理效应均值为19.40%,表明务农意愿对农户采纳有机肥技术有显著促进作用。

上述结果表明务农意愿越强农户越倾向于采纳有机肥技术。可能的原因是,投资动机和人力资本因素共同影响着农户采纳有机肥技术。从投资动机因素方面来讲,农户务农意愿越强,其作为理性经济人,会通过增加对农业生产资料的投资来获得更多的利润;同时,从人力资本因素方面来讲,农户务农意愿越强,且其具有良好的身体素质、充分的时间以及较强的环保意识和社会责任感时,则会考虑使用有机肥技术等绿色生产技术代替传统化学肥料,来改善土壤面源污染、耕地退化等问题<sup>[13,30]</sup>。因此,本文假说H<sub>1</sub>得到验证。

### 4. 规模调整预期对农户有机肥施用行为的影响分析

本部分主要探究规模调整预期对农户采纳有机肥技术的影响。具有务农意愿时,探讨不同规模调整预期状态下农户采纳有机肥技术之间是否存在差异。具体结果如表6所示。为了聚焦于讨论农户预期的规模“调整”带来的影响,本文重点分析了预期规模缩小和预期规模增大对农户有机肥技术采纳行为的影响。

表6 规模调整预期对农户有机肥采纳行为影响的平均处理效应

匹配方法	预期规模缩小			预期规模增大		
	处理组	控制组	ATT	处理组	控制组	ATT
K 近邻匹配(k=1)	0.526	0.684	-0.158*(0.082)	0.628	0.460	0.168***(0.074)
K 近邻匹配(k=4)	0.526	0.655	-0.128*(0.067)	0.628	0.471	0.157***(0.066)
半径(卡尺)匹配	0.526	0.630	-0.104*(0.061)	0.628	0.526	0.102*(0.062)
核匹配	0.526	0.631	-0.105*(0.061)	0.628	0.525	0.103*(0.063)

(1)就预期规模缩小而言,预期规模缩小降低了农户采纳有机肥技术的概率,ATT值降低了10.40%~15.80%。结果表明预期规模缩小农户采纳有机肥技术的可能性也逐渐减小。可能的原因是,收益风险和时间偏好共同影响农户采纳有机肥技术。从收益风险方面来讲,预期规模缩小时,受技术收益不确定性的制约,农户就会降低对农业生产资料的投资动机;同时从时间偏好方面来讲,预期规模缩小的农户对土地投资收益时间偏好程度较高且倾向于短期内收益,因而其采纳有机肥技术的可能性会降低。因此,本文假说H<sub>2</sub>得到验证。

(2)就预期规模增大而言,预期规模增大显著增强了农户采纳有机肥技术的概率,ATT值增加了10.20%~16.80%,结果表明预期规模增大农户采纳有机肥技术的可能性逐渐增强。可能的原因是,从收益风险来讲,预期规模增大时,农户通过增强预期投资来获得更多的未来收益;同时从时间偏好来讲,预期规模增大的农户对未来收益时间偏好程度较低且更多关注未来可持续性收益,因此采纳具有长期效应有有机肥技术的可能性逐渐增大。因此,本文假说H<sub>3</sub>得到验证。

### 5. 务农意愿对不同资本禀赋农户有机肥采纳行为的影响分析

本部分主要探讨务农意愿对不同资本禀赋农户有机肥采纳行为的影响,按照年龄、家庭收入、家庭劳动力数量、耕地面积进行分组估计,其中年龄、家庭收入、劳动力数量变量以其均值为分界线进行分组;对于耕地面积变量而言,考虑到均值分组处理导致高于平均值样本的数量偏少,无法满足倾向得分匹配法估计对样本量的要求,因此,选取5亩为分界线进行分组。首先,为了探究不同资本禀赋

表5 务农意愿对农户有机肥采纳行为影响的平均处理效应

匹配方法	处理组	控制组	ATT
K 近邻匹配(k=1)	0.627	0.402	0.225***(0.092)
K 近邻匹配(k=4)	0.627	0.430	0.197***(0.078)
半径(卡尺)匹配	0.627	0.452	0.175***(0.073)
核匹配	0.627	0.447	0.180***(0.074)

注:括号内为标准误,重复抽样400次,后表同。

农户务农意愿是否在统计上存在差异,本文借助 SPSS 19.0 软件对年龄、家庭收入、劳动力数量及耕地面积是否具有务农意愿做了交叉项检验,统计检验结果如表 7 所示。其次,为了探究务农意愿对不同资本禀赋农户有机肥采纳行为的影响,本文主要基于  $K$  近邻匹配(其中  $k=1$ )方法对不同分组的 ATT 值进行估计,结果如表 8 所示。

表 7 不同资本禀赋农户务农意愿的差异分析

变量类型		不具有务农意愿		具有务农意愿	
		频数	占比/%	频数	占比/%
年龄	大于均值	63	18.31	281	81.69
	小于均值	26	6.36	383	93.64
	Pearson 检验 $\chi^2$	25.631***			
家庭收入	大于均值	39	10.13	346	89.87
	小于均值	50	13.59	318	86.41
	Pearson 检验 $\chi^2$	2.117*			
劳动力数量	大于均值	41	9.53	389	90.47
	小于均值	48	14.86	275	85.14
	Pearson 检验 $\chi^2$	4.948**			
耕地面积	大于 5 亩	31	8.12	351	91.88
	小于 5 亩	57	15.36	314	84.64
	Pearson 检验 $\chi^2$	10.119***			

表 8 务农意愿对不同资本禀赋农户有机肥采纳行为影响的平均处理效应

变量类型		处理组	控制组	ATT
年龄	大于均值	0.612	0.462	0.150(0.116)
	小于均值	0.647	0.320	0.327** (0.151)
家庭收入	大于均值	0.646	0.358	0.278* (0.157)
	小于均值	0.600	0.451	0.149(0.134)
劳动力数量	大于均值	0.621	0.299	0.322** (0.139)
	小于均值	0.651	0.580	0.071(0.160)
耕地面积	大于 5 亩	0.535	0.279	0.257* (0.138)
	小于 5 亩	0.707	0.568	0.139(0.133)

由统计结果可知,其一是年龄组,青年组农户具有务农意愿的概率为 93.64%,老年组农户具有务农意愿的概率为 81.69%,卡方检验结果( $P=0.000$ )表明青年组和老年组农户在继续从事农业生产中存在显著差异。其二是家庭收入组,家庭收入较高的农户务农意愿概率是 89.87%,收入较低的农户务农意愿概率是 86.41%,卡方检验结果( $P=0.090$ )表明收入较高的农户组与收入较低的农户组在继续从事农业生产中存在显著差异。其三是家庭劳动力数量组,家庭劳动力多于 3 人时,农户从事农业生产的概率为 90.47%,当家庭劳动力少于 3 人时,农户从事农业生产的概率为 85.14%,卡方检验结果( $P=0.018$ )表明家庭劳动力超过 3 人和少于 3 人的农户在继续从事农业生产中存在显著差异。其四是耕地面积组,大于 5 亩的农户具有务农意愿概率为 91.88%,小于 5 亩的农户具有务农意愿概率为 84.64%,卡方检验结果( $P=0.001$ )表明耕地面积大于 5 亩和小于 5 亩在农户继续从事农业生产中存在显著差异。

(1)基于年龄的分组估计结果表明,在年龄较大分组中,务农意愿对农户采纳有机肥技术有正向影响,但是不显著;在年龄较小分组中,务农意愿对农户采纳有机肥技术有显著的正向影响,采纳有机肥的概率提高了 32.70%。可能的原因是:青年农户的学习能力、认知能力和劳动供给能力都较强,因而务农意愿越强,青年农户采纳有机肥的可能性越大。

(2)基于家庭收入的分组估计结果表明,当家庭收入较高时,农户务农意愿对其采纳有机肥技术有显著的正向影响,采纳有机肥技术的概率提高了 27.80%;当家庭收入较低时,务农意愿对农户采纳

有机肥技术有正向影响,但是不显著。可能的原因是:相比于化肥,有机肥技术在前期需要投入大量的资金,因而家庭收入较高时,务农意愿越强农户采纳有机肥的可能性越大。

(3)基于家庭劳动力数量分组估计结果表明,当劳动力数量多于3人时,农户务农意愿对其采纳有机肥技术有显著的正向影响,采纳有机肥技术的概率提高了32.20%;当劳动力数量少于3人时,农户务农意愿对采纳有机肥技术有正向影响,但是不显著。可能的原因是:有机肥属于劳动密集型产品,在使用过程中需要投入大量劳动力,因而家庭劳动力数量较多时,务农意愿越强农户采纳有机肥技术的可能性越大。

(4)基于耕地面积分组估计结果表明,当耕地面积大于5亩时,农户务农意愿对其有机肥采纳技术有显著的正向影响,采纳有机肥技术的概率提高了25.70%;当耕地面积小于5亩时,务农意愿对农户采纳有机肥技术有正向影响,但是不显著。可能的原因是:耕地面积较大的农户比较注重农业生产的可持续发展,因而,耕地面积较大时,务农意愿越强农户更倾向于采纳具有长期效益的有机肥技术<sup>[23]</sup>。

## 四、结论与启示

为探究务农意愿是否对农户采纳有机肥技术有影响,本文选取湖北省5个县(区)753份样本数据,利用倾向得分匹配法(PSM)进行实证,不仅讨论了务农意愿对农户采纳有机肥技术的总体影响,还分析了不同规模调整预期状态(缩小和增大)下农户有机肥采纳行为的差异,并进一步探究了务农意愿对不同资源禀赋农户采纳有机肥技术的影响。主要得出的结论如下:

(1)农户务农意愿对其采纳有机肥技术有显著的正向影响,表明农户务农意愿越强采纳有机肥技术的可能性越大;

(2)在不同规模调整预期状态下农户采纳有机肥技术是存在差异的。预期规模缩小时农户采纳有机肥技术的可能性越小;相反,预期规模增大农户采纳有机肥技术的可能性越大;

(3)年龄较小、家庭收入较高、家庭劳动力数量较多、耕地面积较大时农户务农意愿越强,对其采纳有机肥技术的影响更显著。

基于上述研究结论,本文得到以下启示:第一,鉴于务农意愿越强农户采纳有机肥技术的可能性越大,针对不同类型的农户进行技术推广,优先考虑对相对规模种植户等主体集中进行有机肥技术培训与推广。未来对种粮积极性下降农户的有机肥技术推广应用可能会成为难点。第二,鉴于预期规模增大农户采纳有机肥技术的可能性越大,针对不同经营规模的农户进行有机肥技术培训与推广,应该采取不同的政策措施激励,使其都能从中获取收益。显然,预期规模增大的经营主体为培训和推广的主要对象。

## 参 考 文 献

- [1] 刘同山,吴刚.农地资源错配的收益损失——基于农户农地经营规模调整意愿的计量分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2019,19(6):107-118,159.
- [2] 刘魏,张应良,王燕.农地经营规模扩大刺激了农户跨区作业需求吗?——以水稻劳动密集型环节为例[J].贵州大学学报(社会科学版),2020,38(1):49-61.
- [3] 司增焯,徐康宁,仇方道.以苏北地区为例谈农村劳动力异地转移的经济负面效应——对“民工荒”问题的另一角度分析[J].建筑经济,2005(11):6-11.
- [4] 齐元静,唐冲.农村劳动力转移对中国耕地种植结构的影响[J].农业工程学报,2017,33(3):233-240.
- [5] SOMDA J, NIANOGO A J, NASSA S, et al. Soil fertility management and socio-economic factors in crop-livestock systems in Burkina Faso: a case study of composting technology[J]. Ecological economics, 2002, 43(2):175-183.
- [6] 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.
- [7] 李兆亮,罗小锋,丘雯文.经营规模、地权稳定与农户有机肥施用行为——基于调节效应和中介效应模型的研究[J].长江流域资源与环境,2019,28(8):1918-1928.
- [8] 孔凡斌,钟海燕,潘丹.不同规模农户环境友好型生产行为的差异性分析——基于全国7省1059户农户调研数据[J].农业经济



- 与管理,2019(4):26-36.
- [9] 李明贤,樊英.粮食主产区农民素质及其种粮意愿分析——基于6个粮食主产省457户农户的调查[J].中国农村经济,2013(6):27-37.
- [10] 孙小燕,刘雍.土地托管能否带动农户绿色生产? [J].中国农村经济,2019(10):60-80.
- [11] 杨志海,麦尔旦·吐尔孙,王雅鹏.不同类型农户土壤保护认知及行为决策研究——以江汉平原368户农户调查为例[J].华中农业大学学报(社会科学版),2015(3):15-20.
- [12] 何丽娟,王永强.补贴政策、有机肥使用效果认知与果农有机肥使用行为——基于陕西省部分有机肥补贴试点县和非试点县的调查[J].干旱区资源与环境,2019,33(8):85-91.
- [13] 黄炎忠,罗小锋.化肥减量替代:农户的策略选择及影响因素[J].华南农业大学学报(社会科学版),2020,19(1):77-87.
- [14] 占辉斌,胡庆龙.农地规模、市场激励与农户施肥行为[J].农业技术经济,2017(11):72-79.
- [15] 魏昊,夏英,李芸.信贷需求抑制视角下农户环境友好型农业技术采纳行为分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(1):56-66,164.
- [16] 张驰,张崇尚,仇焕广,等.农业保险参保行为对农户投入的影响——以有机肥投入为例[J].农业技术经济,2017(6):79-87.
- [17] WILLIAMS T O. Factors influencing manure application by farmers in semi-arid west Africa[J]. Nutrient cycling in agroecosystems, 1999, 55(1): 15-22.
- [18] TOSAKANA N S P, VAN TASSELL L W, WULFHORST J D, et al. Determinants of the adoption of conservation practices by farmers in the Northwest Wheat and Range Region[J]. Journal of soil and water conservation, 2010, 65(6): 404-412.
- [19] 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.
- [20] 蔡弘,焦芳芳,黄鹍.性别视角下务农意愿差异比较及其影响因素研究——基于安徽省2073个样本[J].山西农业大学学报(社会科学版),2019,18(4):30-40.
- [21] 李丹,薛桂霞,王国刚.规模经营下粮食经营主体持续生产意愿研究——基于调查的实证分析[J].四川农业大学学报,2019,37(3):411-417.
- [22] 朱启荣.城郊农户处理农作物秸秆方式的意愿研究——基于济南市调查数据的实证分析[J].农业经济问题,2008(5):103-109.
- [23] 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.
- [24] 姚洋.集体决策下的诱导性制度变迁——中国农村地权稳定性演化的实证分析[J].中国农村观察,2000(2):11-19,80.
- [25] 沈兴兴.普通农户与新型经营主体绿色发展支持政策探析——基于化肥减量化视角[J].农村经济与科技,2019,30(13):1-4.
- [26] 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.
- [27] 钱贵霞,李宁辉.不同粮食生产经营规模农户效益分析[J].农业技术经济,2005(4):60-63.
- [28] 麻吉亮.河北玉米农户经营规模演变、驱动力及效率研究[D].北京:中国农业大学,2015.
- [29] CAMERON A C, PRAVZN K. Microeconometrics[M]. England: Cambridge University Press, 2005.
- [30] 余威震,罗小锋,王洁,等.责任意识能激发稻农亲环境生产行为吗?——基于情境约束的调节效应[J].长江流域资源与环境,2020,29(9):2047-2056.

(责任编辑:陈万红)