

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20210526

· 三农问题 ·

规模经营背景下农户参与农业技术培训的 影响因素研究*

——基于全国4省数据的实证分析

李浩¹, 李登旺^{2*}

(1. 中国社会科学院研究生院, 北京 102488; 2. 中国社会科学院农村发展研究所, 北京 100732)

摘要 [目的] 利用全国4省1039户农户调查数据, 深入分析在规模经营背景下影响农户参与农业技术培训的相关因素, 进而为改进农业技术培训政策、促进农业现代化提供有益借鉴。[方法] 文章在控制农户户主个人特征、家庭特征、村庄特征及地区特征的基础上, 将农户分为规模经营农户和普通小农户两类, 构建零膨胀负二项模型解决样本数据存在的“零膨胀”问题和“过离散”问题, 分析影响规模经营农户与普通农户参加农业技术培训的相关因素。[结果] 是否规模经营、家庭劳动力比例、是否参加农业合作社等家庭特征变量, 户主年龄和受教育程度等户主特征, 乡镇农技员数量以及地区虚拟变量, 是影响农户参加农业技术培训的重要因素。其中, 规模经营农户的平均农技培训参加次数显著高于普通农户, 为其1.276倍, 规模经营户的农技培训参加次数发生率之比要比非规模经营户高27.6%; 家庭劳动力比例对参加农业技术培训的次数呈现显著的正向影响, 劳动力比例每提高1个百分点, 农户参加农技培训的可能性提高61.3%; 农户是否加入合作社对参加农业技术培训存在显著的负向影响, 合作社成员参加农技培训的发生率之比要比非合作社成员低26.6%; 户主年龄对农户参加农业技术培训存在负向影响, 户主年龄每增加1岁其参加农业技术培训的可能性就会降低1.1%; 户主受教育程度越高, 农户平均参加农业技术培训次数的发生率之比显著提升; 而乡镇农技员数量对农户参加农业技术培训存在显著的负向影响。就地区而言, 相对于黑龙江地区, 四川、河南地区农户参加农业技术培训的可能性相对较低。[结论] 年龄相对较小、受教育水平相对较高、从事规模经营的农户更倾向于参加农业技术培训, 且表现出一定的地区差异。政府开展农业技术培训, 应当更多地向青年农民、规模经营农户倾斜, 且需要根据各地实际情况因地制宜制定培训政策。

关键词 规模经营 农业技术培训 影响因素 零膨胀负二项模型 实证分析

中图分类号:F323.3 文献标识码:A 文章编号:1005-9121[2021]05-0228-09

0 引言

党的十九大提出, 大力实施乡村振兴战略, 加快实现农业农村现代化。加强农业科技培训、提高农业从业者质量, 既是解决“谁来种地”“怎样种地”问题、推动传统农业转型升级的当务之急, 亦是推进乡村振兴、实现农业农村现代化的必由之路^[1-2]。2012年以来, 我国连续8年“中央一号文件”强调“加强农业科技培训”“培育新型职业农民”“增加对农业技术培训的投入”, 陆续出台了一系列政策措施并取得了一定的成效。

随着政府对农业技术培训扶持力度的不断加大, 农户参与农业技术培训的情况备受学界关注。目前已有不少学者对农户参加农业技术培训行为展开了研究。相关文献多通过构建Logit模型或Probit模型, 研

收稿日期: 2019-08-10

作者简介: 李浩(1987—), 男, 山东泰安人, 博士。研究方向: 农业发展理论与政策

※通讯作者: 李登旺(1990—), 男, 山东济宁人, 博士、助理研究员。研究方向: 农业经济理论与政策研究。Email: lidw@cass.org.cn

*资助项目: 国家社会科学基金青年项目“新时代我国农地流转租金形成机理及影响因素研究”(18CJY032)

究农户是否参加(或有意愿参加)农业技术培训,进而识别影响农户参加(或有意愿参加)农业技术培训的因素。也有一部分学者通过构建Tobit模型等受限因变量模型对影响农户参加农业技术培训的次数进行研究^[3-7]。尽管Tobit模型能够更深入地研究农户参加农业技术培训的行为,但并不能很好地解决样本中大量农户存在的参加技术培训次数为零值的问题。Tobit模型统一将零值视作农户面临相同的技术培训可得性而不参加培训,忽视了部分农户是由于缺乏培训机会而无法参加;同时,Tobit模型尽管容许有大量的零值,但将因变量的分布视为连续分布,这与农户参加农业技术培训次数的离散性并不符合。此外,Tobit模型假设随机变量服从联合正态分布,违背这两个假设的模型可能无法进行估计。考虑到Tobit模型的上述缺陷,文章将构建零膨胀负二项模型(ZINB模型),解决样本中大量零值引致的“零膨胀”问题^[8]。该研究以全国4省农村入户调查数据为基础,通过构建零膨胀负二项模型(ZINB模型)解决样本“零膨胀”问题和“过离散”问题,分析了规模经营背景下影响农户参加农业技术培训的主要因素,并提出相应的政策启示,为政府的相关决策提供依据。

1 研究方法

1.1 数据来源与说明

该文数据源于2015年课题组对黑龙江、浙江、河南及四川4省农户的实地调研。实地调研采用多阶段抽样方法进行抽样,根据地区代表性、经济发展水平,选取了黑龙江、浙江、河南和四川4个粮食主产省份,每个省随机选取4个粮食主产县作为样本县,每个县选取2个乡镇(根据调研实际情况,四川省雁江区选取了4个样本乡镇),每个乡镇中再抽取若干个村,每村内采用分层抽样方法选取约16户农户进行入户访谈(原则上按照3:5的比例选取规模经营农户和普通农户,将经营耕地总面积为本地区户均耕地面积3倍以上的农户定义为规模经营农户,当地户均耕地面积源于咨询当地政府部门和查阅相关统计资料)。调研共获得1040户样本,规模经营农户400户、普通农户为640户,剔除信息缺失严重的问卷1份(普通农户),共获得有效样本1039份,有效样本率为99.9%。样本具体分布为:黑龙江省样本258份(规模经营农户104户、普通农户154户),浙江省样本259份(规模经营农户98户、普通农户161户),河南省样本256份(规模经营农户97户、普通农户159户),四川省样本266份(规模经营农户101户、普通农户165户)。

调查问卷分为农户和村级两类,农户问卷主要内容包括农户参加农业技术培训的状况,农户家庭基本情况如人口和劳动力的数量和结构、年龄、受教育程度等,家庭社会资本等;村级问卷主要调查内容包括村庄基本状况如地理位置、人口土地劳动力、交通状况以及农技服务人员配备状况等。

1.2 模型选择

1.2.1 零膨胀问题与零膨胀模型

在该研究中,农户参加农业技术培训次数是一种典型的计数资料,同时由于数据中存在大量的零值,且相同的零值却非代表一致的社会经济含义,常常导致计数资料表现出较大变异(即样本数据的方差远大于其均值),此类现象亦被称为计数数据的“零膨胀”现象^[9]。一般而言,解决“零膨胀”问题的模型包括零膨胀泊松模型(Zero-Inflated Poisson, ZIP)和零膨胀负二项模型(Zero-Inflated Negative Binomial, ZINB),其基本思想是把农户参加农业技术培训次数的发生看成两种可能的过程:第一种过程对应零事件的发生,假定服从贝努利分布,个体取值只可能为零,且这个过程产生的零解释了数据中可能存在的过多零的原因;第二种过程对应农户参加农业技术培训次数的发生过程,假定服从泊松分布(或负二项分布),这个过程中个体的取值可以为零或正值的次数;该模型将计数资料中的零看成“过多的零”和“真实的零”,并从零分段,对零值和非零值建立混合概率分布,对零值部分和非零值部分分别建立Logit模型和泊松模型(或负二项模型),从而有效处理计数资料中过多零的问题。Logit模型主要回答事件发生与否的影响因素,泊松模型(或负二项模型)部分主要回答事件发生次数多寡的影响因素,因而能够较好地

处理“零膨胀”问题。

1.2.2 过离散问题和零膨胀负二项模型

在判断零值较多的基础上，还需要判断计数资料是否存在“过离散”问题。当计数数据存在过离散(over-dispersion)问题时，尽管利用泊松模型依然能够保持一致性，但估计的效率会有所下降，标准误会偏低，同时降低Z值的有效性(此时Z值可能偏大)，此时采用负二项模型可以有效校正泊松模型所导致的偏倚^[10]。因此需要根据计数资料的特点选择泊松模型或者负二项分布模型。

借鉴王存同解决该问题的思路，该研究采用以下步骤选择零膨胀模型：首先，检验计数数据是否存在零膨胀情况。初步观察数据，发现农户参加农业技术培训的次数为零的百分比明显高于其他取值，约占样本的54.38%，可见样本呈偏态分布，存在零膨胀情况。其次，检验计数数据是否存在过离散。在判断零值较多的基础上，考察计数变量的均值与方差是否相等及alpha检验是否显著。若基本相等且alpha检验不显著($P>0.05$)，则为等离散，服从泊松分布，宜采用零膨胀泊松模型；若均值与方差不等，且方差明显大于均值，alpha检验也显著($P<0.05$)，则为过离散，服从负二项分布，宜采用零膨胀负二项模型。样本数据中，农户参加农业技术培训次数的均值为1.669 8，方差为7.038 31，可见方差明显大于均值，为过离散数据，且alpha检验显著($P<0.05$)，因而可以认为农户参加农业技术培训次数的分布符合负二项分布，宜选用零膨胀负二项模型^[11-12]。最后，通过Vuong检验，将解释变量放入零膨胀负二项模型，发现模型整体检验显著($P=0.000$)。因而，该研究选择零膨胀负二项模型(ZINB模型)进行分析。

1.3 模型构建

在农户参加农业技术培训行为的计数模型中，由零值和非零值构成的混合概率分布可表示为：

$$Y_i \sim \begin{cases} 0, & p_i \\ g(y_i), & 1 - p_i \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中， p_i 表示农户*i*是否存在参加农业技术培训需求的概率，这一过程对应零事件的发生，假定其服从贝努利分布； $g(y_i)$ 表示个体来源于第二个过程，服从负二项分布。数据中的零值一部分来源于那些从不可能发生事件的个体，概率为 p_i ；另一部分来源于在负二项分布下没有发生事件的个体，概率为 $1 - p_i$ ，因此零膨胀技术模型的混合概率密度为：

$$\begin{cases} P(y_i = 0 | x_i) = p_i + (1 - p_i) \cdot g(0) \\ P(y_i > 0 | x_i) = (1 - p_i) \cdot g(y_i) \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中， $P(y_i = 0 | x_i)$ 表示农户*i*实际未参加农业技术培训的概率， $P(y_i > 0 | x_i)$ 表示农户*i*实际参加农业技术培训的概率。

若 p_i 的取值受农户个体自身因素的影响，则 $p_i = F(\omega_i' \gamma)$ ， $F(\cdot)$ 称为零膨胀连接函数(zero-inflated link function)，可以选择Logit模型或Probit模型，此处选择Logit模型。因此 p_i 可以表示为：

$$p_i = \Lambda(\omega_i' \gamma) = \frac{\exp(\omega_i' \gamma)}{1 + \exp(\omega_i' \gamma)} \quad (3)$$

式(3)中， ω_i' 为零膨胀解释变量向量， γ 为对应的零膨胀待估参数。

当 $g(y_i) = \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{y_i! \Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu_i}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{y_i}$ 时，称为零膨胀负二项模型，记作：

$$\begin{cases} P(y_i = 0 | x_i, \omega_i) = p_i + (1 - p_i) (1 + \alpha \mu_i)^{-\alpha^{-1}} \\ P(y_i > 0 | x_i) = (1 - p_i) \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{y_i! \Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu_i}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{y_i} \end{cases} \quad (4)$$

式(4)中, x_i 和 ω_i 可以一致,也可以不同^[13]。

式(4)中第一部分为Logit模型,主要回答哪些因素影响农户是否参加培训的问题;第二部分为负二项模型,主要回答哪些因素影响农户参加培训次数多少的问题,采用极大似然法对ZINB模型的参数进行估计。

1.4 变量设定

借鉴既有研究成果,该文将影响农户参加农业技术培训的相关因素归纳为户主特征变量、家庭特征变量、村级特征变量和地域变量4个层面。户主特征变量主要是指户主年龄、受教育程度、是否当过村干部、是否曾出县打工、农业生产经验。家庭特征变量主要包括农户是否为规模经营农户、家庭劳动力比例以及家庭社会资本状况。村庄特征变量主要包括村庄距离县城距离、村庄所在乡镇的农业技术员的数量。地域变量反映了区域间经济发展水平和政策差异对农户参加农业技术培训行为的影响。

在进行计量分析之前,该研究先对样本农户的基本特征进行初步统计分析,以期得到一些直观性的判断和认识,解释变量的描述性统计详见表1。

表1 解释变量样本描述性统计

变量类别	变量	变量内涵	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	TRAIN	受访农户参加农业技术培训的次数(次)	1.67	2.653	0	24
解释变量						
户主特征	AGE	户主的年龄(岁)	51.004	10.683	22	81
	EDU	户主的文化水平				
	EDU0	没有上过学(0=否,1=是)	0.061	0.239	0	1
	EDU1	小学(0=否,1=是)	0.249	0.433	0	1
	EDU2	初中(0=否,1=是)	0.574	0.495	0	1
	EDU3	高中及中专(0=否,1=是)	0.110	0.313	0	1
	EDU4	大专及以上(0=否,1=是)	0.007	0.082	0	1
	VILHEAD	是否当过村干部(0=否,1=是)	0.318	0.466	0	1
	EMPLOY	是否曾出县打工(0=否,1=是)	0.454	0.498	0	1
	AGEXP	农业生产经验(年)	32.65	13.83	0	67
家庭特征	SCALE	是否种植大户(0=否,1=是)	0.385	0.487	0	1
	LAB	家庭劳动力比例(%)	73.1	20.6	0	100
	SURNAM	是否村里最大姓氏(0=否,1=是)	0.469	0.499	0	1
	COOP	是否加入过合作社(0=否,1=是)	0.519	0.500	0	1
	SA	是否有亲戚或朋友在银行或政府工作(0=否,1=是)	0.218	0.413	0	1
村庄变量	DIST_VC	村委会距离县政府的距离(km)	12.88	5.96	1	27.5
	TECH	所在乡镇的农技员数量(人)	6.028	9.315	0	48
地区变量	PROV	黑龙江省(0=否,1=是)	0.248	0.432	0	1
		浙江省(0=否,1=是)	0.249	0.433	0	1
		河南省(0=否,1=是)	0.246	0.431	0	1
		四川省(0=否,1=是)	0.256	0.437	0	1

注:样本量为1 039户农户。数据来源:作者调研

2 结果与分析

2.1 样本描述性统计分析

该文的研究目的是通过随机抽样调查获得样本农户参加农业技术培训的状况,并基于此分析其参加农业技术培训的影响因素。图1描绘了受访农户参加农业技术培训的次数及分布情况。在全部1 039户样本农户中,约54.4%的农户没有参加农业技术培训,这可能包括两种情况,一部分农户由于没有农技培训机会而无法参加培训,另一部分农户是尽管存在农技培训供给而未参加培训的情况。样本数据中,农户平均参加培训次数约为1.67次(表1)。

2.1.1 户主个人特征

样本数据显示, 年龄相对较小、务农经验相对较少的农户更倾向于选择参加农业技术培训。总体上, 户主平均年龄约为51.004岁, 平均务农年限约为32.65年。具体来看, 参加了农业技术培训的户主平均年龄约为49.865岁, 平均务农年限约为30.947年; 未参加农业技术培训的户主平均年龄约为51.959岁, 平均务农年限约为34.087岁。

样本农户中户主的受教育程度普遍不高, 初中及以下学历的农户户主占样本的88.4%, 其中没有上过学、小学学历、初中学历、高中及以上学历的比例分别是6.1%、24.9%、57.4%和11.7% (表1)。参加了农业技术培训的户主平均受教育程度相对较高, 高中及以上学历的户主比例约为16.7%, 而未参加农业技术培训的户主高中及以上学历比例约为7.5%。此外, 参加了农业技术培训的户主有村干部经历的比例相对高于未参加培训的农户, 分别为42.0%和23.2%; 但非农就业经历则相反, 参加了农业技术培训的户主有外出非农就业经历的比例略低于未参加培训的农户, 分别约为43.2%和47.3% (表2)。

2.1.2 农户家庭特征

表3中, 从农户类别来看, 参加农业技术培训的规模经营农户比例明显高于非规模经营农户参加农业技术培训的农户比例, 分别为44.1%和33.8%。从农户是否参加农业合作社来看, 参加农业技术培训的农户中曾加入合作社的比例低于未参加过合作社的农户参加农业技术培训的农户比例, 分别为46.6%和56.3%。从家庭劳动力比例来看, 参加和未参加农业技术培训的农户拥有相似的劳动力比例, 分别约为72.6%和73.5%。参加和未参加农业技术培训的农户拥有相似的社会资本禀赋, 属于村内最大姓氏的农户分别约为46.2%和47.7%, 有亲戚或朋友在银行/政府工作的农户的比例分别约为25.5%和18.8% (表3)。

表3 样本农户家庭特征差异

变量名称	参加培训	未参加培训	均值差异的T检验
是否规模经营农户	0.441	0.338	0.103***
家庭劳动力比例(%)	72.6	73.5	-0.9
是否村里最大姓	0.462	0.477	-0.015
是否曾加入合作社	0.466	0.563	-0.097***
是否有亲戚朋友在银行或政府工作	0.255	0.188	0.068***

注: **、*和*分别表示在1%、5%和10%水平上统计显著

2.1.3 村庄特征

从村庄特征来看, 受访农户所在村委会距离县城的平均距离相对较近, 参加培训的可能性越高, 参加和未参加培训的农户所在村庄距离县城的平均距离分别约为12.149km和13.494km。从乡镇配备农技员数量来看, 参加和未参加培训的农户所在乡镇平均配备农技员数量约为6.124人和5.914人 (表4)。

表2 样本农户户主特征差异

变量	参加培训	未参加培训	均值差异的T检验
户主年龄(岁)	49.865	51.959	-2.094***
户主受教育程度			
小学	0.179	0.308	-0.129***
初中	0.627	0.529	0.097***
高中或中专	0.156	0.071	0.085***
大专及以上学历	0.011	0.004	0.007
是否曾为村干部	0.42	0.232	0.188***
是否曾外出打工	0.432	0.473	-0.04
农业生产经验(年)	30.947	34.087	-3.139***

注: **、*和*分别表示在1%、5%和10%水平上统计显著

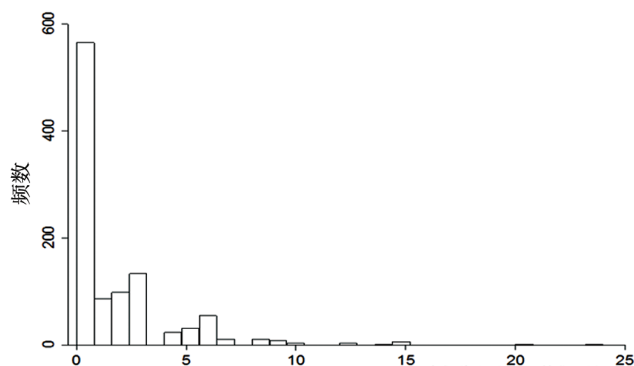


图1 样本农户参加农业技术培训的次数分布

表 4 样本农户村庄特征差异

变量名称	参加培训	未参加培训	均值差异的 T 检验
村委会与县城的距离(km)	12.149	13.494	-2.691***
乡镇农技员数量(人)	6.124	5.914	0.21

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上统计显著

2.2 多重共线性检验

考虑到模型中各解释变量之间可能存在多重共线性问题,在进行计量回归分析之前,该研究利用 VIF 方法对各解释变量进行了多重共线性检验。将变量“农业生产经验”设定为因变量对其余的解释变量进行回归分析,检验结果显示,各解释变量的 VIF 值和 1/VIF 值均远小于 10 (表 5),因此各解释变量之间不存在多重共线性问题,可以进行计量回归分析。

2.3 农户参加农业技术培训的影响因素分析

基于实地调研数据,将相关解释变量纳入 ZINB 模型,统计软件对各影响因素进行估计,发现模型整体检验显著 (P=0.000),且主要的解释变量均通过了显著性检验。参数估计结果和模型检验结果如表 6 所示。

对于零膨胀负二项模型系数的解释包含两个部分:首先是负二项回归,该部分系数的解释与

一般负二项模型相同,即回归系数是参加农业技术培训平均次数的对数,一般以发生率之比 (Incidence Rate Ratio, IRR) 即 e^{β} 来解释。若针对连续解释变量,可以用 IRR 系数的百分比变化来考察自变量的影响,即在保持其他变量不变时,考察自变量每增加一个单位或每增加一个标准差给因变量带来的百分比的变化 (表 6 中 % 一栏),该方法得到的值是一种标准化系数,可以直接测量与比较所有自变量对种粮大户参加农技培训次数影响的相对重要性,“%StdX”的绝对值越大,其影响就越大。其次是膨胀因子方程,采用 Logit 模型,模型中变量与主方程一致,该部分系数的解释与普通二分类变量的 Logit 模型相同。

2.3.1 户主个人特征的影响

户主年龄对农户参加农业技术培训存在负向影响,表明户主年龄稍小的农户越倾向于参加农业技术培训;具体来看,户主年龄每增加 1 岁,其参加农业技术培训的可能性就会降低 1.1%。伴随着农户户主受教育程度的提高,农户平均参加农业技术培训次数的发生率之比在上升,小学、初中、高中 (和中专)、大专 (及以上) 文化水平的户主,其参加农业技术培训平均次数是户主未上过学的农户的 1.241 倍、1.496 倍、1.693 倍和 2.285 倍;这与预期基本一致,即农户户主受教育程度越高,对于农业技术培训的重要性认识更加深刻,因而参加农业技术培训的可能性也更大。然而,是否当过村干部、是否有过异地打工经历以及农业生产经验对农技培训参加的影响并不明显。

2.3.2 农户家庭特征的影响

农户是否为规模经营户对参加农业技术培训次数存在显著的正向影响,且在 1% 水平上显著,即规模经营农户的平均农技培训参加次数显著高于非规模经营农户,为其 1.276 倍,规模经营户的农技培训参加次数发生率之比要比非规模经营户高 27.6%。一般而言,规模经营户的农地经营规模远高于非规模经营户,更加以农业收入作为其主要收入来源,因而更加重视农业技术培训带来的收益增长。

表 5 多重共线性检验

被解释变量	解释变量	VIF	1/VIF
农业生产经验	户主年龄	1.41	0.709
	户主性别	1.03	0.973
	小学毕业	3.93	0.255
	初中毕业	4.90	0.204
	高中及中专毕业	2.77	0.361
	大专及以上学历	1.14	0.879
	是否当过村干部	1.13	0.883
	是否曾出县打工	1.07	0.936
	是否规模经营农户	1.10	0.912
	家庭劳动力比例	1.08	0.930
	是否村里最大姓氏	1.04	0.962
	是否曾加入合作社	1.05	0.948
	是否有亲戚朋友在银行或政府部门工作	1.04	0.957
	村委会与县政府距离	1.04	0.960
所在乡镇的农技员数量	1.08	0.925	
平均 VIF		1.65	

表6 ZINB模型分析结果

解释变量	回归系数(β)	发生率之比(e^β)	%	%StdX	P值
AGE	-0.011 2*(0.006 50)	0.989*(0.006 42)	-1.1	-11.3	0.084
EDU(以EDU0为参照)					
EDU1	0.216(0.157)	1.241(0.195)	24.1	9.8	0.170
EDU2	0.403*** (0.155)	1.496*** (0.231)	49.6	22.0	0.009
EDU3	0.527*** (0.178)	1.693*** (0.302)	69.3	17.9	0.003
EDU4	0.826** (0.395)	2.285** (0.902)	128.5	7.0	0.036
VILHEAD	0.060 3(0.096 9)	1.062(0.103)	6.2	2.8	0.534
EMPLOY	-0.022 2(0.083 4)	0.978(0.081 6)	-2.2	-1.1	0.790
AGEEXP	0.006 63(0.004 67)	1.007(0.004 70)	0.7	9.6	0.156
SCALE	0.244*** (0.085 3)	1.276*** (0.109)	27.6	12.6	0.004
LAB	0.478** (0.228)	1.613** (0.368)	61.3	10.4	0.036
SURNAM	-0.008 78(0.091 5)	0.991(0.090 7)	-0.9	-0.4	0.924
COOP	-0.309*** (0.105)	0.734*** (0.077 5)	-26.6	-14.3	0.003
SA	-0.078 6(0.090 0)	0.924(0.083 2)	-7.6	-3.2	0.382
DIST_VC	-0.004 29(0.003 90)	0.996(0.003 88)	-0.4	-5	0.272
TECH	-0.010 3** (0.004 34)	0.990** (0.004 30)	-1.0	-9.2	0.017
PROV(以黑龙江为参照)					
浙江	0.175(0.137)	1.191(0.163)	19.1	7.9	0.202
河南	-0.225*(0.132)	0.799*(0.105)	-20.1	-9.2	0.088
四川	-0.275*(0.143)	0.759*(0.108)	24.1	-11.3	0.054
_cons	1.346*** (0.367)				

注：(1) 模型整体显著性 $P=0.000$ (log likelihood = -1 614.393); (2) 样本总量为 1 039, 其中零值数量为 565; (3) 括号内为稳健标准误; (4) 其中, %为在控制其他变量时, X 每变化一个单位而引起的农户参加农技培训次数的百分比变化; %StdX为在控制其他变量时, X 每增加一个标准差而引起的农户参加农技培训次数变化的百分比; (5) alpha 显著 ($\ln\alpha = -1.082 569$, $\alpha = 0.3 387 242$, LR test of $\alpha=0$: $P=0.000 0$), 说明过离散严重; (6) Vuong 值检验 (Vuong test of zinb vs. standard negative binomial) 显著 ($P=0.000 0$), 说明 ZINB 模型优于负二项模型; (7) 模型中膨胀因子方程采用 Logit 模型, 模型中变量与主方程一致, 因此未列出膨胀因子模型的系数以节约篇幅, 但作者可提供; (8) **、*和*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上统计显著。数据来源: 实地调查

农业家庭劳动力比例对参加农业技术培训的次数呈现显著的正向影响, 且在 5% 水平上显著, 即伴随着家庭劳动力比例的提高, 农户参加农技培训可能性逐渐增加, 劳动力比例每提高 1 个百分点, 农户参加农技培训的可能性提高 61.3%。

然而, 农户是否为合作社成员对参加农业技术培训存在显著的负向影响, 这与预期明显不符; 作为合作社成员的农户, 其平均参加农技培训的次数是非合作社成员的 0.734 倍, 即合作社成员参加农技培训的发生率之比要比非合作社成员低 26.6%; 这可能是由于当前合作社主动为农户提供技术服务, 部分合作社成员不需要亲自参加农业技术培训。衡量社会资本的变量“是否为村中最大的姓氏”“是否有亲戚邻居在政府部门或银行机构工作”两个变量均不显著。

2.3.3 村庄和地区特征的影响

村庄与县城距离对参加农业技术培训的影响并不显著。而乡镇农技员数量对农户参加农业技术培训存在显著的负向影响, 即随着村庄所在乡镇农技员的数量的增加, 农户参加农业技术培训的可能性反而降低, 农技员数量每增加 1 个, 农户参加农技培训的可能性下降 1%; 这可能是由于当前乡镇农技员仅提供农业技术服务而非农业技术培训等原因所致。从地区层面上来看, 与黑龙江地区相比, 浙江地区农户参加农业技术培训的影响并不显著, 而河南和四川地区对农户参加农业技术培训存在显著的负向影响; 其原因可能是由于黑龙江省粮食产出均高于其他地区, 政府制定的农业技术培训配套政策也相对其他地

区较为全面。

3 结论与讨论

该文在全国4省数据的基础上分析了农户参加农业技术培训行为的影响因素,通过构建零膨胀负二项模型(ZINB)有效解决了计数资料普遍存在的“零膨胀”问题和“过离散”问题。通过计量分析得出以下结论:户主年龄和受教育程度等户主特征,是否规模经营、家庭劳动力比例、是否参加农业合作社等家庭特征变量,乡镇农技员数量以及地区虚拟变量,是影响农户参加农业技术培训的重要因素。具体而言,户主年龄、是否参加过农业合作社、乡镇农技员数量对农户参加农业技术培训存在负向影响;就地区而言,相对于黑龙江地区,四川、河南地区农户参加农业技术培训的可能性相对较低。

通过分析上述研究结果,该文得出以下政策启示。

(1) 基于受教育程度较高的青年农民更有意愿参加农业技术培训这一情况,建议采取设立返乡青年农业创业基金、增加青年留乡农业生产专项补贴和提供青年下乡配套服务等措施,鼓励、吸引青年留乡、返乡从事农业生产经营。

(2) 基于规模经营农户更有意愿参加农业技术培训这一情况,建议加强对规模经营主体创建发展的引导和扶持,从小农户中培育发展一批适度规模的家庭农场;加强示范性家庭农场、示范性合作社等新型农业经营主体的创建引导,扶持一批具有示范带动作用的规模经营主体;面向家庭农场、专业大户等规模农户和有意愿扩大规模、提升经营水平的小农户开展专项农业技术培训,以此实现带动小农户、服务小农户、发展小农户的目的。

(3) 基于农业技术培训存在地域差异这一情况,建议中央层面采取“大专项+任务清单”的方式向各地下达培训任务和培训资金,指导各地制定标准统一但内容各异的农业技术培训计划,根据实际情况因地制宜地开展农业技术培训,因地制宜地引导鼓励农户积极参加培训。此外,相关部门应根据农时采取多样化的培训方式,在采取传统的课堂讲授理论知识外,还应当深入田间地头、结合农户生产过程中面临的实际问题丰富培训内容。

参考文献

- [1] 新华社. 2016年中央财政投入13.9亿元培育100万名新型职业农民.(2016-06-28)[2016-07-05]. http://news.xinhuanet.com/2016-6/27/c_1119121603.htm.
- [2] 宋洪远,赵海.我国同步推进工业化、城镇化和农业现代化面临的挑战与选择.经济社会体制比较,2012(2):135-143.
- [3] 苟露峰,高强.农户采用农业技术的行为选择与决定因素实证研究.中国农业资源与区划,2016,37(1):65-72.
- [4] 曹建民,胡瑞法,黄季焜.技术推广与农民对新技术的修正采用:农民参加技术培训和采用新技术的意愿及其影响因素分析.中国软科学,2005(6):60-66.
- [5] 陈宗丽,李俊龙.农民参加现代农业技术培训意愿的影响因素研究——基于安徽巢湖市的实证分析.安徽农业科学,2012,40(6):3621-3622.
- [6] 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.湖南农业大学学报(社会科学版),2011,12(4):21-26.
- [7] 于敏.现代农业背景下农民生产技能培训需求意愿及制约因素分析——基于宁波511个种养农户的调查.经济问题探索,2010(2):61-67.
- [8] 何安华,刘同山,孔祥智.农户异质性对农业技术培训参加的影响.中国人口·资源与环境,2014,24(3):116-123.
- [9] 王存同.零膨胀模型在社会科学研究中的应用——以中国人工流产影响因素的分析为例.社会学研究,2010,25(5):130-148.
- [10] Mwalili, Samuel M, Emmanuel Lesaffre, et al. The zero-inflated negative binomial regression model with correction for misclassification: An example in caries research. Statistical Methods in Medical Research, 2008, 17(2): 123-139.
- [11] Mullahy, John. Specification and testing of some modified count data models. Journal of Econometrics, 1986, 33(3): 341-365.
- [12] Lambert, Diane. Zero-inflated poisson regression with an application to defects in manufacturing. Technometrics, 1992, 34(1): 1-14.
- [13] Long J. Scott, Jeremy F. Predicted probabilities for count models. Stata Journal, 2001, 1(1): 51-57.

EMPIRICAL ANALYSIS ON FACTORS OF FARMER'S PARTICIPATION
IN AGRICULTURAL TECHNOLOGY TRAINING IN THE CONTEXT
OF SCALING FARMING *

——BASED ON HOUSEHOLD SURVEY DATA OF FOUR PROVINCES

Li Hao¹, Li Dengwang^{2*}

(1. Graduate School of Chinese Academy of Sciences, Beijing 102488, China;

2. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

Abstract Based on rural households' survey data of four typical provinces in China, this research attempted to solve the zero-inflation and over dispersion problem of sample data by constructing Zero-Inflated-Negative-Binomial (ZINB) Model. Then this paper analysed the factors influencing farmers' participation in agricultural technology training. The results indicated that, household features such as scaling farming, proportion of labor and participation in cooperatives significantly affect farmers' participation in agricultural technical training. Household heads' features such as age, educational level and regional features such as amount of agricultural technician also play important role in affecting farmer's participation in agricultural technical training. Specifically, the average frequency of agricultural technical training participation of scale-farming households was significantly higher than that of traditional small farmers; the rural households' labor ratio played a significant positive role on the average frequency of agricultural technical training participation; conversely, the joining of cooperatives had a significantly negative impact on the participation frequency of agricultural technical training. From the households' head aspect, heads' age played a significant negative role, for every increase in the heads' age of by one year, the likelihood of participating in agricultural technical training reduced by 1.1%; with the increase of household heads' educational level, the average frequency of participating in agricultural technical training significantly increased. However, the number of agricultural technicians in town significantly reduced the likelihood of participation of agricultural technical training. In addition, there was significant regional differences for the participation of agricultural technical training. According to the above findings, this paper attempts to put forward some relevant policy adjustments. To be specific, the government should establish targeted policies to encourage the young and educated scaling-farming farmers to participate in agricultural technical training, such as providing subsidies and develop effective training plans. What's more, due to the regional differences, the government should set up policies appropriate for the local situation.

Keywords scale farming; agricultural technical training; influencing factors; ZINB models; empirical analysis