

# 劳动力外流对农户技术持续使用意愿 的非线性影响

唐林<sup>1</sup>, 罗小锋<sup>2\*</sup>, 杜三峡<sup>2</sup>

(1.武汉工程大学法商学院,湖北武汉430205;  
2.华中农业大学经济管理学院,湖北武汉430070)



**摘要** 在农村劳动力大量外流的现实背景下,以专业化食用菌种植为例,探析家庭劳动力外流对农户专业化技术持续使用意愿的影响以及产生影响的内在作用机理,并采用10个省份的农户调研数据进行实证检验。研究发现:①家庭劳动力外流对农户专业化技术持续使用意愿的影响效应呈倒U型态势,即家庭劳动力外流对农户专业化技术持续使用意愿的影响先增强后减弱。②因果中介效应分析表明,劳动力外流的影响还部分通过改变农户的技术认知和技术评价间接影响农户技术持续使用意愿,两条路径共同解释了77.95%的总效应。③受教育年限、是否村干部、种植规模、成本预期和收益预期等亦是影响农户专业化生产技术持续使用意愿的因素。提出应完善劳动力流动的体制机制,减少劳动力流动的障碍,提升其正向影响;同时,完善社会化服务和社会保障体系,削弱其负向影响,有助于新技术的推广和提升食用菌生产的专业化水平。

**关键词** 劳动力外流; 持续使用意愿; 技术认知; 技术评价; 倒U型

**中图分类号**: F323.3 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2023)06-0107-11

**DOI编码**: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2023.06.010

农业技术是推动农业发展和专业化水平的关键要素,对农业增产和农民增收均有促进作用<sup>[1]</sup>。农户是农业技术采纳的主体,农户的技术采纳情况直接关乎农业技术推广的效果。虽然,我国政府长期致力于农业技术推广,通过政府补贴、技术培训等方式推广农业技术,但技术推广的效果还有待进一步提高<sup>[2]</sup>。技术使用并非简单的一次性行为,而是持续性行为。农户为了更好地规避采纳新技术带来的风险,往往会根据以往的经验而选择不采纳新技术,即农户对以往的旧技术具有较强的路径依赖和持续使用意愿。一般来说,技术采纳强调某一阶段的静态决策过程<sup>[3]</sup>。而农业生产的不确定性、技术选择的多样性,决定了农户技术使用存在阶段性,最终实现长远发展则需要依靠技术的持续使用<sup>[4]</sup>。因此,探讨农户技术的持续使用意愿对进一步提高农业技术推广效率具有重要的现实意义。

目前学者就影响农户技术采纳意愿和持续使用行为的内外部因素展开了探讨。就外部因素而言,学者认为风险因素是影响农户技术采纳和技术推广的主要因素<sup>[5]</sup>。基于此,学者们提出了大力发展契约农业<sup>[6]</sup>、鼓励农户加入合作社<sup>[7]</sup>、发展农村电子商务<sup>[8]</sup>、完善农村土地托管服务等措施<sup>[9]</sup>,以便于有效分散风险或者降低风险对农业生产的冲击,从而促使农户采纳新技术,提高农业生产效率。然而,农户在利他主义和有限理性的影响下,又会对新技术采纳产生迟疑甚至退缩<sup>[10-11]</sup>。此外,刘迪等研究发现政府的外在激励和约束措施能够弥补市场的不足,进而促使农户采纳绿色防控等技术<sup>[12]</sup>;杨

收稿日期:2022-07-22

基金项目:国家自然科学基金面上项目“信息不对称、技术推广服务与稻农采纳行为:基于生物农药的理论与实证研究”(72073048);

国家自然科学基金青年项目“生物农药推广中的稻农决策依赖行为:形成机理与影响效应”(72203163)。

\*为通讯作者。

志海等基于长江流域六省农户的调研数据,得到了不论是宗族网络还是朋友圈网络,两者均对农户绿色生产技术采纳行为具有显著的正向影响的结论<sup>[13]</sup>。就内部因素而言,学者们普遍认为农户的行为决策会受到农户认知能力的影响,农户对技术的内在感知越强、认知水平越高,则其采纳绿色技术的可能性越大<sup>[14-15]</sup>。此外,也有少数研究探讨了农户的持续使用行为,例如余威震等从内在感知和外部环境的视角研究了农户有机肥替代技术的持续使用行为<sup>[3]</sup>;李莎莎等发现了农户家庭的基本特征等因素对农户测土配方持续使用行为有显著影响<sup>[16]</sup>;盖豪等发现政府规制和农户积极的感知价值能够有效促进农户秸秆机械化持续还田<sup>[17]</sup>。这些研究进一步丰富了农户技术采纳的相关文献。

改革开放以来,我国农村劳动力大量外流,第七次人口普查数据表明,2020年中国流动人口数达3.758亿,与第六次人口普查相比,乡村人口减少1.64亿<sup>①</sup>。农村人口的大量外流会加速农户分化,势必会造成农户资源禀赋、社会经济地位和社会网络等方面的差异,进而导致农户在技术采纳上表现出技术选择偏向。一方面,农户家庭劳动力的大量外流,直接导致食用菌种植缺乏年轻劳动力,而且人口外流会带来劳动力对食用菌种植技术认知的变化。而且年轻劳动力外流使得留守在村的大多是老人、妇女和儿童,这部分人的文化程度较低且主体认知、劳动能力等相对较弱<sup>[18]</sup>,所以劳动力外流的收入补偿不足以弥补生产力的损失<sup>[19]</sup>,这在一定程度上制约了食用菌种植技术的推广。另一方面,也有少数学者探究了兼业程度对技术采纳的影响,并得到兼业对技术采纳具有正向促进作用,例如,姚科艳等研究指出兼业化程度越高的农户采纳秸秆还田技术的概率越大<sup>[20]</sup>;赵连阁等认为户主外出务工增长了见识,从而能够提高绿色防控技术的采纳<sup>[21]</sup>;赵丹丹等发现兼业户更倾向于采纳新技术<sup>[22]</sup>。导致上述争论很重要的因素是已有的研究大多都是针对农户对技术的单次采纳行为而言,强调的是对技术采纳的静态决策过程,而且理论和实证均未揭示劳动力外流与农户技术采纳,尤其是技术持续使用意愿的非线性关系。那么,在农村劳动力外流的现实背景下,农户家庭劳动力外流究竟会对农户技术的采纳和持续使用意愿产生何种影响?又是通过何种途径产生影响?为了回答上述问题,本文以专业化食用菌种植技术为例,基于10省农户的调研数据,尝试从劳动力外流的角度分析农户技术持续使用意愿的关键因素,以期为提高技术推广效率提供参考。与已有研究相比,本文的边际贡献在于:一是基于劳动力外流的持续性和有限性,重点探究了劳动力外流与农户技术持续使用意愿的非线性关系,有助于更系统地了解劳动力外流的现实影响。二是系统阐释了劳动力外流对农户技术持续使用意愿的影响机制,并构建了中介效应的因果框架来估计劳动力外流对农户专业化技术持续使用意愿的间接影响,有助于更加全面地把握核心变量之间的因果关系。

## 一、研究假说与模型构建

### 1. 研究假说

农户的技术采纳和持续使用意愿强弱是农户家庭经营理性选择的集中表现。在不同的外部环境、风险状况和技术条件下,农户在农业生产中会选择采纳不同的技术,以实现家庭收益的最大化<sup>[23-24]</sup>。在要素市场有效的条件下,劳动力的流动会改变农村劳动力市场的要素配置情况。劳动力外流会使得农村劳动力供不应求,引起劳动力价格上升。劳动力要素相对价格的变化,进而促使农户减少劳动力要素的投入,增加其他替代要素的投入,例如农业机械等。换言之,稀缺要素对农户技术采纳具有诱导作用。在其他条件不变的情况下,当家庭劳动力资源稀缺时,农户则偏向选择节约劳动力的技术。调查了解到不同于传统的家庭式、手工式食用菌制棒出菇方式,工厂化、专业化的生产方式效率更高,对劳动力需求更少。而且专业化食用菌生产技术并非“一锤子买卖”,农户每年都会面临采纳与否的选择。而且,劳动力外流也并非短期的一次性行为,而是中国制度改革背景下的特征化事实,具有持续性。这势必使得劳动力外流的影响也具有持续性。在农村劳动力大量外流的

① 数据来源于《第七次全国人口普查公报(第七号)》, [http://www.gov.cn/shuju/2021-05/11/content\\_5605791.htm](http://www.gov.cn/shuju/2021-05/11/content_5605791.htm)。

背景下,专业化的食用菌制棒出菇技术的推广有助于弥补劳动力的不足。因此,家庭劳动力外流虽然导致了食用菌种植人数的减少,但却能够促使农户采纳专业化的食用菌种植新技术,并能提高农户持续使用意愿。也有研究表明,农业生产的劳动力投入并非越多越好,在家庭劳动力冗余的情况下,适当的劳动力外流能够带来效率的提升和专业化水平的提高<sup>[25]</sup>。然而,家庭劳动力外流并非无止境的,受到家庭总人数或者劳动力总人数等禀赋的限制。当家庭劳动力全部外流或者超过一定程度时,农户可能会选择减少食用菌种植甚至退出食用菌种植,此时农户对技术的持续使用意愿减弱甚至为零。郭丽娟等研究指出,随着兼业程度的提高,农业生产的劳动投入减少到一定界限时,劳动力的替代资源(如资金等)已不能弥补劳动力的损失,进而会降低生产效率<sup>[26]</sup>。同理,当劳动力外流超过一定界限时,劳动力损失无法得到有效弥补,此时菇农会选择减少或者退出食用菌种植,且对专业化的生产技术的持续采纳意愿会逐渐降低。此外,从家庭照料的角度来看,随着劳动力的外流,会增加留守劳动力的家庭照料负担,此时农户也会选择减少或者退出种植,进而削弱专业化技术的持续采纳意愿。一言以蔽之,劳动力外流与农户技术持续使用意愿之间可能存在倒U型的非线性关系。基于此,本文提出如下假说:

H<sub>1</sub>:家庭劳动力外流对农户专业化技术持续使用意愿的影响效应呈倒U型。

农户在面临是否持续使用专业化的食用菌种植技术时,会对其技术特征进行考量和判断。一般而言,技术效果是理性农户技术采纳决策关注的重点,也是影响技术持续使用的关键<sup>[3]</sup>。农户对原有技术或者新技术产生绩效的评价或者使用技术的难易程度会影响到农户的技术使用决策<sup>[27]</sup>。主体的认知会影响其意愿进而影响其行为决策<sup>[28]</sup>。农户的技术采纳行为在一定的技术认知下开展。农户是否愿意持续使用专业化食用菌种植技术,也取决于农户对该技术的认知程度。农户对该技术的便利性、适用性以及技术效果的认知水平越高,对新技术的了解程度越高,则农户更能够针对家庭的劳动力外流的现实情况作出更加理性的选择。朱月季等研究表明农户对技术的适用性、有效性的评价是农户技术采纳的重要因素<sup>[15]</sup>。农业技术创新的本质是为了增加农户收入,这直接影响了农户对技术的评价,即农户认为采纳技术能够带来更多的收益,则其采纳意愿更强。

农户家庭劳动力的外流不仅仅对技术采纳产生直接影响,还带来农户技术认知和技术评价的变化,进而间接影响到农户对技术的持续使用意愿<sup>[29]</sup>。外出人员拓宽了视野,增长了见识,增强了农户的认知。劳动力外出,能够了解到更多关于食用菌种植的知识,接触到更多关于食用菌种植的先进技术,从而会改变农户对传统种植技术的认知,进而影响农户持续使用新技术的意愿。一般而言,农户对专业化食用菌种植技术的认知和评价越正向,则农户持续使用意愿越强。农户技术持续使用意愿是在其技术认知基础上的理性选择。基于此,本文提出如下假说:

H<sub>2</sub>:劳动力外流通过技术认知和技术评价间接影响农户的专业化技术持续使用意愿。

## 2. 模型构建

严格来说,农户的技术持续使用是一个动态过程,但较难获取农户技术采纳的多阶段数据。由于本研究的数据是截面数据,因此,本文借鉴Kent等的方法<sup>[30]</sup>,将其简化为二元选择问题。由于实践中存在农户对专业化食用菌种植新技术在初次使用后停止使用或者间断使用的情况,充分考虑初次使用和持续使用的问题,将使用了专业化制棒出菇技术后还愿意继续使用该技术定义为具有持续使用意愿,并赋值为1,否则赋值为0。由于因变量并非连续型变量,因此本文采用Probit模型进行估计。其潜在的方程可以设置为:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 LM + \beta_2 LM^2 + \beta_3 Control + \epsilon \quad (1)$$

式(1)中, $Y$ 为被解释变量(持续使用意愿), $LM$ 为外出务工人数, $LM^2$ 为外出务工人数的平方项, $\beta_0$ 为截距项, $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 和 $\beta_3$ 为待估参数, $\epsilon$ 是随机干扰项。参考相关研究并考虑数据的可得性,在(1)式中加入了户主特征、家庭特征、村庄外部特征、成本收益预期以及地区变量等控制变量,用 $Control$ 表征。其中户主特征主要包括性别、年龄、受教育年限、是否村干部;家庭特征包括专业技能、家庭总

人数、互联网、种植规模;村庄外部特征包括最近公路、最近集镇、交通通达度和地形;成本收益预期包括收益预期、成本预期和技术满意度。此外,控制变量中加入了地区虚拟变量,用以控制气候条件、社会经济水平等区域固定效应。中国南北纬度跨度较大,南北方气候条件差异显著,对食用菌生产也会造成一定影响。而且,由于样本省份较多,直接以省份作为地区虚拟变量纳入模型会降低统计量的自由度,从而降低估计精度。因此,本文借鉴丁从明等的研究<sup>[31]</sup>,主要依据省份地理位置分为南方和其他地区。

## 二、数据来源与变量选择

### 1. 数据来源

本文使用的数据是国家食用菌产业技术体系产业经济研究室的微观调研数据。该套数据涉及的区域范围广。调研区域分布于全国10省(市),包括黑龙江省、吉林省、辽宁省、北京市、河北省、河南省、山东省、浙江省、湖北省和四川省。而且统计数据显示,上述10个省(市)在2018年的食用菌总产量达到了2295.04万吨,占全国食用菌总产量的60.57%,总产值为1638.34亿元,占全国食用菌总产值的55.75%。这也进一步说明调查区域具有一定代表性。具体的抽样过程如下:首先以10个省为初级抽样单位,每个省份选择2个食用菌种植大县;其次,在每个食用菌种植大县依据食用菌种植情况,选择4~6个主要种植食用菌的村庄;最后,在每个村庄依据食用菌种植规模,在不同种植规模农户层次中分别选择5~6个食用菌种植户作为调查对象。此次调查共收集了791份问卷。问卷内容包含了较为细致的农户家庭资源禀赋特征、农户技术认知情况、成本收益情况的各项数据。此次调查完成时间为2017年,故问卷数据反映的是菇农2016年的家庭基本情况。调研方式主要以接受过多次培训的教师和研究生来组建团队开展农户一对一的问卷访谈,并由调查员根据农户的明确表述来填制问卷。在剔除信息缺失太多、答案前后不一致的劣质问卷之后,最终获得有效问卷728份。值得说明的是,农户技术持续使用意愿中的“新技术”指农户采用的工厂化、专业化制棒出菇技术,是采用工厂化和专业化手段直接出菇和采收的食用菌生产方式。

### 2. 变量选择

依据研究假说和模型设计,本文涉及的核心变量包括劳动力外流、技术认知和技术评价。为了探究家庭劳动力外流对农户专业化技术持续采纳意愿的影响,本文参照相关研究,将农户离开户籍所在村,在县域以外地区至少从事6个月非农生产活动的行为定义为劳动力外流。已有研究主要从流向、人数和时间3个维度测量劳动力流动。例如刘彬彬等从劳动力流向衡量劳动力流动状况<sup>[32]</sup>;陈媛媛等以家庭外出务工人员数来表征家庭劳动力外流情况<sup>[33]</sup>;唐林等则以在村时间来度量劳动力流动<sup>[18]</sup>。本文主要参考陈媛媛等的研究<sup>[33]</sup>,用家庭外出务工人员数来表征劳动力外流。家庭外出务工人员数越多,则表示家庭劳动力外流越多。此外,为了检验估计结果的稳健性,本文还借鉴唐林等<sup>[18]</sup>的研究,选取家庭生产食用菌的劳动力在家居住的时间来表征劳动力外流。若生产食用菌的劳动力在家居住的时间越长,则表示家庭劳动力外流越少。变量设置及描述性统计结果具体见表1。

计划行为理论认为主体的认知与评价决定主体的行为动机<sup>[28]</sup>,进而产生相应的行为。农户是食用菌种植的主体,农户对技术的认知和评价是其技术采纳的关键,农户的意愿与行为在一定的认知下展开<sup>[34]</sup>。对技术认知和技术评价变量的测量,已有研究主要基于技术接受模型,从感知有用性和感知易用性等角度进行测量<sup>[15]</sup>,主要采用因子分析法对指标进行降维处理<sup>[35]</sup>。本文参考相关研究,采用探索性因子分析进行测度。为此,设置了“技术的适用性”“技术的易用性”“技术的有效性”“对技术的了解程度”“对技术的预期效果”“对技术的经济效益的了解情况”等6个指标。在此基础上,先运用统计软件对指标变量进行降维,并检验量表数据的信度和效度。结果显示,KMO统计量为0.75, Bartlett球形检验的卡方值为1030.269,  $p$ 值为0.000,表明样本数据适用于因子分析。通过因子提取和因子旋转技术从6个指标中获得了2个公因子。

表1 变量设置及赋值说明

变量	赋值及说明	均值	标准差	最小值	最大值
持续使用意愿	采纳了专业化制棒出菇技术后还愿意继续采纳(持续使用)=1;否则=0	0.330	0.470	0	1
外出务工人数	家庭外出务工的人数	0.566	0.859	0	4
外出务工人数 <sup>2</sup>	家庭外出务工人数的平方项	1.058	2.124	0	16
外出人数占比	外出务工人数在家庭总人数中的占比/%	0.236	0.357	0	1
在村时间	生产食用菌的劳动力在家居住的时间/月	9.877	3.901	0	12
性别	户主性别:女=0;男=1	0.735	0.442	0	1
年龄	户主实际年龄	46.982	9.264	25	81
受教育年限	户主受教育年限	8.720	2.605	0	18
是否村干部	户主是否为村干部:否=0;是=1	0.052	0.223	0	1
专业技能	家中食用菌生产者是否具有专业技能:否=0;是=1	0.308	0.462	0	1
家庭总人数	家庭总人口数	2.430	0.922	1	7
最近公路	到最近公路的距离/千米	1.808	4.424	0	55
互联网	家中是否接通互联网:否=0;是=1	0.775	0.418	0	1
种植规模	食用菌种植规模:小规模=1;中规模=2;大规模=3	1.746	0.607	1	3
最近集镇	家庭到集镇或市场距离/千米	3.948	5.262	0	55
交通通达度	交通条件:很差=1;较差=2;一般=3;较好=4;很好=5	3.922	0.833	1	5
收益预期	非常低=1;比较低=2;一般=3;比较高=4;非常高=5	3.363	0.773	1	5
成本预期	1~10评分(值越大表示成本越高)	6.262	1.940	1	10
技术满意度	对专业化制棒出菇技术的满意度:不满意=1;一般=2;满意=3	2.357	0.756	1	3
地形	平原=1;丘陵=2;山地=3	1.949	0.908	1	3
地区变量	南方地区=1;其他=0	0.194	0.395	0	1
工具变量	农户所在地级市人口是否净流出:否=0;是=1	0.831	0.375	0	1
技术认知	根据因子分析计算而得	0	1	-3.028	2.374
技术评价	根据因子分析计算而得	0	1	-3.104	3.252

注:本文参考唐林等的处理办法<sup>[36]</sup>,将食用菌种植规模(袋)小于40000袋的划分为小规模,大于120000袋的划分为大规模,40000~120000袋的划分为中规模。

### 三、实证结果分析

#### 1. 基准回归结果

本文主要探讨家庭劳动力外流对农户专业化技术持续使用意愿的影响,运用计量模型进行基本回归分析。首先,考虑到变量之间可能存在共线性问题,故需先进行共线性诊断。检验结果表明,所有变量的方差膨胀因子(VIF)均小于2,说明各变量之间不存在严重的多重共线性问题。其次,通过逐步纳入解释变量的方式来分析农户专业化技术持续使用意愿的影响因素,并计算各个变量的边际效应。表2方程1只纳入核心解释变量外出务工人数。方程2在方程1的基础上,纳入了外出务工人数的平方项。方程3在方程2的基础上纳入了所有控制变量。在逐步纳入控制变量的过程中,外出务工人数对专业化技术持续使用意愿产生了显著的正向影响且系数方向和显著性均未有变化,这也说明了本文的估计结果是稳健的。以下分析主要是基于方程3的估计结果展开。

结果显示,在其他条件不变的情况下,外出务工人数对农户专业化技术持续使用意愿有显著正向影响,即农户家庭劳动力外出的越多,则农户愿意继续使用专业化食用菌种植技术的概率越大。家庭外出务工人数每增加一人,农户持续使用专业化种植技术的意愿增加12.9%。外出务工人数平方项的系数显著为负,这意味着劳动力外流与农户专业化技术持续使用意愿之间呈现倒U型关系,即随着外出务工人数的增加,农户专业化食用菌种植技术的持续使用意愿呈先增强后减弱的趋势。这可能的解释是,一方面,食用菌种植需要大量的劳动力,而家庭外出务工人数越多,也就意味着在家从事食用菌生产的劳动力越少,家庭没有相应的劳动力自行制棒出菇,而是需要通过专业化的种植技术弥补劳动力的不足。而且自行制棒出菇的时间和机会成本相对较高,通过购买专业的工厂化

菌棒,虽然需要付出一定成本,但外出务工的收入能够在一定程度上弥补这部分成本,甚至还有较多剩余。此外,外出务工能在一定程度上增强农户的认知水平,故其对专业化食用菌种植技术的认识更强,所以外出务工人数越多,就越倾向于采纳新的种植技术。另一方面,食用菌种植的经济效益较高,当家庭劳动力全部外出或者外流人数超过一定界限时,家庭留守劳动力不足以支撑食用菌种植,此时外流劳动力的收入补偿不足以弥补食用菌种植的劳力损失;同时,外流劳动力过多,还会加重留守劳动力的家庭照料负担,则农户会选择减少甚至退出食用菌种植,进而会削弱技术持续使用意愿。至此,假说H<sub>1</sub>得到验证。

就其他控制变量而言,受教育年限越高、是村干部的户主持续使用专业化食用菌种植技术的意愿越强。受教育年限越高意味着农户具有一定的知识储备和认知水平<sup>[17]</sup>,因而对专业化食用菌种植技术的认知度越高,也能较好地解决专业化种植过程中的问题,从而对新技术持续使用意愿越强。户主为村干部具有一定的权威,往往也需要起到模范带头作用,尤其是在技术推广等方面。而且,能够当选为村干部,也意味着户主的文化水平相对较高,且具备较强的能力。因此,这类农户采纳专业化食用菌种植技术并愿意持续使用的可能性更大。作为理性经济人,农户在农业生产中会选择采纳不同的技术,以实现家庭收益的最大化<sup>[23-24]</sup>。农户技术采纳的实质是对技术采纳前后预期收益和预期成本的比较。收益预期对农户技术持续使用意愿产生了显著的正向影响,成本预期则产生了显著的负向影响。该结论与已有研究和相关理论是一致的。此外,计划行为理论认为主体的认知决定了主体的行为动机<sup>[28]</sup>,农户的技术持续使用意愿是在一定的技术认知下展开。技术认知和技术评价均对农户专业化技术持续使用意愿产生了显著的正向影响。农户对专业化技术认知度越高、评价越正面,则其持续使用的意愿越强。种植规模对农户专业化技术持续使用意愿产生了显著的正向影响。种植规模越大的农户从事标准化、专业化生产的动机越强,这反过来会提升农户对专业化生产技术的持续使用意愿。

## 2. 稳健性检验

文章在变量选取部分提到,可能因为一些不可控因素而导致估计的偏误。所以,为了检验基准回归结果的稳健性,本文采用替换核心解释变量、替换估计模型和分解农户技术持续使用意愿3种策略来进行稳健性检验。策略一:替换核心解释变量。有研究采用劳动力在村时间来衡量劳动力流动<sup>[18]</sup>。所以,本文借鉴相关研究,采用农户家庭从事食用菌生产的劳动力在家居住的时间来表征劳动力流动,以此来替换外出务工人数。还考虑到外出务工人数可能无法准确描述农户家庭人口的整体情况,因此,本文进一步采用外出务工人数在家庭总人数中的比重表征劳动力外流。策略二:替换估计模型。考虑到估计方法的差异,本文采用Logit模型进行检验。策略三:分解农户技术持续使用意愿。持续使用模型认为农户专业化技术持续使用意愿和行为是在初次使用基础上的延伸,是在考虑

表2 劳动力外流影响农户技术持续使用意愿的

变量	基准回归结果		
	方程1	方程2	方程3
外出务工人数	0.148*** (0.017)	0.191*** (0.049)	0.129***(0.040)
外出务工人数 <sup>2</sup>		-0.039** (0.019)	-0.032*(0.017)
技术认知			0.184***(0.014)
技术评价			0.249***(0.017)
性别			0.027(0.030)
年龄			-0.001(0.002)
受教育年限			0.060***(0.029)
是否村干部			0.167****(0.056)
专业技能			0.0003(0.005)
家庭总人数			-0.017(0.017)
最近公路			-0.002(0.003)
互联网			0.032(0.031)
种植规模			0.043***(0.021)
最近集镇			0.001(0.003)
交通通达度			0.019(0.015)
收益预期			0.137****(0.025)
成本预期			-0.024****(0.007)
技术满意度			0.029(0.020)
地形			-0.021(0.015)
地区变量			0.075***(0.029)
卡方	57.07***	61.01***	228.97***
伪R <sup>2</sup>	0.067	0.068	0.381

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著,括号内为稳健标准误;后表同。

初次使用效果基础上的多阶段技术采用决策<sup>[4]</sup>。基于此,本文进一步将农户专业化技术持续使用意愿分解为两个阶段:初次使用行为和持续使用意愿。变量均为二分类变量。由于两个阶段存在相关性,因此本文进一步采用双变量 Probit 模型进行估计。表3汇报了稳健性检验的回归结果。方程4、方程5、方程6的结果显示,在村时间对农户专业化技术持续使用意愿有显著的负向影响,即家庭劳动力在家时间越长,越有较多的劳动力从事食用菌种植,则越倾向于采用自行制棒出菇的方式培育菌棒。外出人数占比对专业化种植技术持续使用意愿产生了显著正向影响,说明外出人数占比越大,农户则会选择对劳动力需求较小的专业化种植技术。核心变量估计结果的含义与表2基准回归结果表示的含义较为一致,且控制变量的估计结果也与基准回归结果较为一致,这说明了基准回归结果是稳健的。

此外,方程7的结果表明,外出务工人数对初次使用行为和持续使用意愿均产生了显著的正向影响,说明家庭劳动力外出务工能够促使农户采纳专业化的食用菌种植技术,并能增强农户持续使用新技术的意愿。然而,外出务工人数的平方项仅对农户技术持续使用意愿产生了显著的负向影响,说明劳动力外流与农户技术持续使用意愿仍然呈现倒U型的非线性关系。而对初次使用行为的影响不显著,可认为初次使用行为是短暂性的一次性行为,家庭劳动力外流会促使农户选择对劳动力需求较少的专业化种植技术。而持续使用意愿则是农户根据劳动力外流特征以及技术初次使用情况的综合考量。以上结论再次验证了假说H<sub>1</sub>。

表3 稳健性检验结果

N=728

变量	方程4(Probit)	方程5(Probit)	方程6(Logit)	方程7(Biprobit)	
				初次使用行为	持续使用意愿
在村时间	-0.010 <sup>**</sup> (0.005)				
外出人数占比		0.399 <sup>***</sup> (0.037)			
外出务工人数			0.151 <sup>***</sup> (0.017)	0.435 <sup>***</sup> (0.062)	0.471 <sup>***</sup> (0.063)
外出务工人数 <sup>2</sup>				-0.067(0.063)	-0.108 <sup>*</sup> (0.062)
控制变量	控制	控制	控制	控制	
卡方	42.53 <sup>***</sup>	115.15 <sup>***</sup>	87.6 <sup>***</sup>	113.42 <sup>***</sup>	
伪R <sup>2</sup>	0.046	0.131	0.109		
athrho				3.691 <sup>***</sup> (0.344)	
方程独立性检验				114.984 <sup>***</sup>	

### 3. 内生性问题讨论

农村劳动力外流是农户为了获取发展机会和收益,综合考虑各种约束条件下的理性选择。换言之,劳动力外流可能存在内生性问题。内生性问题是研究农户行为决策及其影响因素的重要挑战<sup>[37]</sup>。为核心解释变量寻找恰当的工具变量,是缓解内生性问题行之有效的方法。但所寻找的工具变量必须要满足外生性和相关性的特征,即工具变量与内生变量高度相关,而又不直接影响被解释变量。基于这一认识,同时考虑到数据的可获得性,本文选取农户所在地级市是否人口净流出作为工具变量。因为农村劳动力外流决策除了受到家庭各种资源禀赋的影响,还会受到村庄甚至地区外流氛围的影响。一个地区人口净流出,意味着该地区有着非常强的外流氛围,受这种氛围的影响,农村劳动力外出务工的概率较大。而且,地区是否人口净流出对微观农户技术采纳行为没有直接影响。故该变量较好地满足了工具变量的相关性和外生性条件。

通过查阅样本地级市的统计年鉴、统计局相关数据、统计公报和人口普查资料,本文明确了样本区域人口流动情况并构建了工具变量,若农户所处地级市或县为人口净流出地,则赋值为1;为人口净流入地,则赋值为0。其中,河北的承德、邯郸、保定、邢台,黑龙江东宁市,吉林蛟河市,辽宁凌源、岫岩市,河南三门峡、灵宝市和辉县,湖北随州,山东济宁、聊城、德州、日照和泰安,浙江丽水市等地区均为人口净流出地。而北京大兴区、通州区、房山区,河北唐山市,四川金堂县,山东淄博市,浙江金华市等均均为人口净流入地。

表4汇报了内生性检验的结果,Cragg—Donald Wald  $F$ 统计值为16.628,排除了弱工具变量的可能性。第一阶段回归中工具变量在1%的统计水平上对外出务工人数有显著的正向影响,说明了工具变量的相关性条件得以满足。由于Hansen  $J$ 统计量为0.000,表明模型是恰好识别的。然而在恰好识别的情况下,无法检验工具变量的有效性,故需要进行“排他性检验”<sup>[38]</sup>。本文借鉴方颖等<sup>[39]</sup>、唐林等<sup>[40]</sup>的处理办法,先单独做工具变量对技术持续使用意愿的回归,再纳入外出务工人数。若工具变量满足外生性,则工具变量在单独回归中要显著,而纳入外出务工人数后其影响不显著。结果表明,工具变量对农户技术持续使用意愿的影响途径有且仅有一条,即通过外出务工人数变量产生影响。这说明了工具变量的外生性条件得以满足。表4方程8的结果表明,考虑内生性问题后,外出务工人数仍然对技术持续使用意愿产生了显著的正向影响。再次说明本文的研究结果是稳健的。

#### 4. 劳动力外流影响农户专业化技术持续使用意愿的作用机制验证

前文的分析结果表明,劳动力外流对农户专业化技术持续使用意愿有显著正向的直接作用。然而,人口外流会带来劳动力对食用菌专业化种植技术认知的变化,进而改变农户

对技术采纳的意愿。那么,劳动力外流是否会通过影响农户对技术的认识和评价,进而影响农户持续使用意愿?为了验证这一内在作用机制,本文主要采用的是Baron等提出的中介效应检验的逐步回归方法<sup>[41]</sup>。表5汇报了作用机制回归结果,方程9的结果说明外出务工人数对农户专业化技术持续使用意愿具有显著正向的直接作用。方程10和方程12的结果表明外出务工人数对技术认知和技术评价均有显著的正向影响。方程11和方程13的结果表明在控制了外出务工人数变量后,技术认知和技术评价对农户专业化技术持续使用意愿有显著正向影响,初步说明了劳动力外流通过技术认知和技术评价对农户专业化技术持续使用意愿产生影响的中介作用存在。在此基础上,本文借鉴温忠麟等总结的检验方法<sup>[42]</sup>,对中介效应进行检验,结果表明技术认知和技术评价在劳动力外流与农户技术持续使用意愿之间起到了部分中介的作用。其中技术认知和技术评价的中介效应占总效应的比重分别为0.1362和0.1233<sup>①</sup>。这意味着,劳动力外流对农户专业化技术持续使用意愿的影响分别有13.62%和12.33%是通过技术认知和技术评价的中介作用来实现。假说 $H_2$ 得到验证。

表5 劳动力外流影响农户技术持续使用意愿作用机制回归结果

$N=728$

变量	方程9	方程10	方程11	方程12	方程13
	持续使用意愿	技术认知	持续使用意愿	技术评价	持续使用意愿
外出务工人数	0.148*** (0.017)	0.139*** (0.039)	0.134*** (0.017)	0.089** (0.041)	0.137*** (0.016)
技术认知	—	—	0.145*** (0.014)	—	—
技术评价	—	—	—	—	0.205*** (0.018)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
$R^2$	0.109	0.073	0.186	0.224	0.239

为了更好地识别劳动力外流对持续使用意愿影响机制的因果关系,保证估计结果的稳健性,进一步采用因果中介效应模型进行估计。本文的核心解释变量外出务工人数、中介变量技术认知和技术评价均为内生变量。已有文献的做法是分别为核心解释变量和中介变量寻找工具变量<sup>[43-44]</sup>。但Dippel等的研究证明了一个工具变量就能估计出因果中介<sup>[45]</sup>。本文借鉴其研究成果,估计劳动力外流与农户专业化技术持续使用意愿的因果中介效应。表6汇报了因果中介效应的估计结果。结果显示,技术认知

表6 因果中介效应的估计结果

$N=728$

中介效应	技术认知	技术评价
总效应	0.288** (0.132)	0.307** (0.133)
直接效应	0.177*** (0.026)	0.186*** (0.041)
间接效应	0.111** (0.056)	0.121*** (0.045)
解释度	0.3854	0.3941

① 计算公式为:(0.139×0.145)/0.148≈0.1362;(0.089×0.205)/0.148≈0.1233

的间接效应能够解释38.54%的总效应,技术评价的间接效应能够解释39.41%的总效应,两条路径共解释了77.95%的总效应。这说明了不考虑内生性问题的中介效应结果被低估了,也表明了劳动力外流能改变农户对专业化食用菌种植技术的认识,形成比较正面的评价,进而增强农户对该技术的持续使用意愿。再一次验证了假说H<sub>2</sub>。

#### 四、结论与政策启示

劳动力外流是农村社会发展的重要特征,基于个人理性的人口流动对技术采纳具有重要影响。本文在劳动力大量外流的现实背景下,探析家庭劳动力外流对农户专业化食用菌种植技术持续使用意愿的影响,在此基础上,进一步从技术认知和技术评价两方面探究家庭劳动力外流影响效应的内在作用机理,并利用农户调研数据进行实证检验,以期为提高食用菌种植的专业化水平提供参考。研究发现:第一,家庭劳动力外流对农户专业化技术持续使用意愿的影响先增强后减弱,呈现倒U型关系。第二,技术认知和技术评价在劳动力外流和农户专业化技术持续使用意愿之间起到了部分中介作用,换言之,家庭劳动力外出人数越多,农户对新的专业化食用菌种植技术的认知水平越高,越容易形成正向评价,进而提高农户持续使用新技术的意愿。第三,受教育年限、是否村干部、种植规模、收益预期均对农户专业化生产技术持续使用意愿产生了显著的正向影响,而成本预期则产生了显著的负向影响。

劳动力流动是实现城乡之间要素配置的重要途径,能够在一定程度上促进生产方式的优化。本文的研究结果表明在劳动力流动倒U型影响的上升阶段,劳动力流动能在一定程度上提高农户对专业化种植技术的持续使用意愿,有助于提高食用菌种植的专业化水平。因此,政府应该完善劳动力流动的体制机制,减少劳动力流动的障碍,实现劳动力资源在城乡之间的合理配置。然而,在倒U型的下降阶段,劳动力流动的加剧削弱了技术持续使用意愿。所以,需要进一步完善社会化服务组织建设,从而弥补因劳动力外流导致的食用菌生产劳力不足的问题。同时,还需要完善社会保障体系,减轻在村劳动力的家庭照料负担,以便促使农户更好地采纳专业化生产技术。此外,政府还应该增加教育投入,加大对菇农食用菌种植的技能培训,提高农户的技术认知水平和专业技能。积极引导农户规范生产操作,推动农户由低技术水平、小生产规模向高技术水平、大生产规模方向转变。

#### 参 考 文 献

- [1] CHANG S C, TSAI C H. The adoption of new technology by the farmers in Taiwan[J]. *Applied economics*, 2015, 47(36): 3817-3824.
- [2] 孔祥智, 楼栋. 农业技术推广的国际比较、时态举证与中国对策[J]. *改革*, 2012(1): 12-23.
- [3] 余威震, 罗小锋, 黄炎忠, 等. 内在感知、外部环境与农户有机肥替代技术持续使用行为[J]. *农业技术经济*, 2019(5): 66-74.
- [4] BHATTACHERJEE A. Understanding information systems continuance: an expectation-confirmation model[J]. *Management information systems quarterly*, 2001, 25(3): 351-370.
- [5] BRADFORD L B, CHAVAS J, FITZ D, et al. Risk, learning, and technology adoption[J]. *Agricultural economics*, 2015, 46(1): 11-24.
- [6] KEY N. Production contracts and farm business growth and survival[J]. *Journal of agricultural and applied economics*, 2013, 45(2): 277-293.
- [7] 冯燕, 吴金芳. 合作社组织、种植规模与农户测土配方施肥技术采纳行为——基于太湖、巢湖流域水稻种植户的调查[J]. *南京工业大学学报(社会科学版)*, 2018, 17(6): 28-37.
- [8] 李晓静, 陈哲, 刘斐, 等. 参与电商会促进猕猴桃种植户绿色生产技术采纳吗? ——基于倾向得分匹配的反事实估计[J]. *中国农村经济*, 2020(3): 118-135.
- [9] 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.
- [10] 张童朝, 颜廷武, 仇童伟. 年龄对农民跨期绿色农业技术采纳的影响[J]. *资源科学*, 2020, 42(6): 1123-1134.
- [11] 张童朝, 颜廷武, 何可, 等. 利他倾向、有限理性与农民绿色农业技术采纳行为[J]. *西北农林科技大学学报(社会科学版)*, 2019, 19(5): 115-124.
- [12] 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.

- [13] 杨志海. 老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证[J]. 中国农村观察, 2018(4): 44-58.
- [14] 余威震, 罗小锋, 李容容, 等. 绿色认知视角下农户绿色技术采纳意愿与行为悖离研究[J]. 资源科学, 2017, 39(8): 1573-1583.
- [15] 朱月季, 周德翼, 游良志. 非洲农户资源禀赋、内在感知对技术采纳的影响——基于埃塞俄比亚奥罗米亚州的农户调查[J]. 资源科学, 2015, 37(8): 1629-1638.
- [16] 李莎莎, 朱一鸣. 农户持续性使用测土配方肥行为分析——以11省2172个农户调研数据为例[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2016(4): 53-58.
- [17] 盖豪, 颜廷武, 张俊飏. 感知价值、政府规制与农户秸秆机械化持续还田行为——基于冀、皖、鄂三省1288份农户调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2020(8): 106-123.
- [18] 唐林, 罗小锋, 黄炎忠, 等. 劳动力流动抑制了农户参与村域环境治理吗? ——基于湖北省的调查数据[J]. 中国农村经济, 2019(9): 88-103.
- [19] 谢琳, 张禹欣, 钟文晶. 农业社会化服务组织何以促进化肥减量——基于经营主体的匹配效应研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2022(2): 47-56.
- [20] 姚科艳, 陈利根, 刘珍珍. 农户禀赋、政策因素及作物类型对秸秆还田技术采纳决策的影响[J]. 农业技术经济, 2018(12): 64-75.
- [21] 赵连阁, 蔡书凯. 农户IPM技术采纳行为影响因素分析——基于安徽省芜湖市的实证[J]. 农业经济问题, 2012, 33(3): 50-57.
- [22] 赵丹丹, 周宏, 高富雄. 农户分化、技术约束与耕地保护技术选择差异——基于不同约束条件下的农户技术采纳理论分析框架[J]. 自然资源学报, 2020, 35(12): 2956-2967.
- [23] WU J, ADAMS R M. Production risk, acreage decisions and implications for revenue insurance programs[J]. Canadian journal of agricultural economics, 2001, 49(1): 19-35.
- [24] BABCOCK B A, HENNESSY D A. Input demand under yield and revenue insurance[J]. American journal of agricultural economics, 1996, 78(4): 416-427.
- [25] 张忠明, 钱文荣, 虎陈霞. 非农就业导致农户生产投入及其效率下降了吗? ——来自浙江传统粮区的调查[J]. 兰州学刊, 2017(4): 187-197.
- [26] 郭丽娟, 李富忠. 农户兼业程度与土地利用效率的库兹涅茨曲线假说及验证[J]. 国土资源科技管理, 2012, 29(4): 60-64.
- [27] DAVIS D F, VENKATESH V. A critical assessment of potential measurement biases in the technology acceptance model: three experiments[J]. International journal of human-computer studies, 1996, 45(1): 19-45.
- [28] AJZEN I. The theory of planned behavior[J]. Organizational behavior and human decision processes, 1991, 50(2): 179-211.
- [29] 孙前路, 乔娟, 李秉龙. 家庭资本禀赋与劳动力外流对牧民养殖技术需求的影响——基于西藏885户肉羊养殖户的入户调查[J]. 中国农业大学学报, 2018, 23(5): 178-190.
- [30] KENT E, DANIEL N. Determinants of the continued use of self-service technology: the case of internet banking [J]. Technovation, 2007(27): 159-167.
- [31] 丁从明, 邵敏敏, 梁甄桥. 宗族对农村人力资本投资的影响分析[J]. 中国农村经济, 2018(2): 95-108.
- [32] 刘彬彬, 林滨, 冯博, 等. 劳动力流动与农村社会治安: 模型与实证[J]. 管理世界, 2017(9): 73-84.
- [33] 陈媛媛, 傅伟. 土地承包经营权流转、劳动力流动与农业生产[J]. 管理世界, 2017(11): 79-93.
- [34] 唐林, 罗小锋, 张俊飏. 环境规制如何影响农户村域环境治理参与意愿[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2020, 34(2): 64-74.
- [35] 周翼虎, 方婷婷, 李丽. 基于TAM-TPB框架的农户宅基地退出决策机理研究[J]. 资源科学, 2021(1): 148-160.
- [36] 唐林, 罗小锋, 张俊飏, 等. 资源禀赋、技术认知与农户技术选择偏好——基于10省700份菇农的调查数据[J]. 四川农业大学学报, 2021, 39(3): 415-422.
- [37] KHONJE M G, MANDA J, MKANDAWIRE P, et al. Adoption and welfare impacts of multiple agricultural technologies: evidence from eastern Zambia [J]. Agricultural economics, 2018, 49(5): 599-609.
- [38] 陈强. 高级计量经济学及Stata应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.
- [39] 方颖, 赵扬. 寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 138-148.
- [40] 唐林, 罗小锋, 张俊飏. 购买农业机械服务增加了农户收入吗——基于老龄化视角的检验[J]. 农业技术经济, 2021(1): 46-60.
- [41] BARON R M, KENNY D A. The moderator mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [42] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [43] FROLICH M, HUBER M. Direct and indirect treatment effects-causal chains and mediation analysis with instrumental variables[J]. Journal of the royal statistical society series B-statistical methodology, 2017, 78(5): 1645-1666.
- [44] 王轶, 王香媚. 农民工的社会网络能提升返乡创业企业经营绩效吗? ——基于全国返乡创业企业的调查数据[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2023(1): 120-132.
- [45] DIPPEL C, GOLD R, HEBLICH S, et al. Mediation analysis in IV settings with a single instrument [C]. Chicago: University of Chicago, 2019.

## Nonlinear Effects of Labor Outflow on Farmers' Willingness to Continue Using Technology

TANG Lin, LUO Xiaofeng, DU Sanxia

**Abstract** Taking specialized edible fungus planting technology as an example, this paper analyzes the impact of family labor outflow on farmers' willingness to continue using technology and the internal mechanism of the impact, and uses survey data from farmers in 10 provinces to conduct empirical tests in the context of the massive outflow of rural labor. The study reveals the following findings: 1) The effect of family labor outflow on farmers' willingness to continue using technology exhibits an inverted U shaped pattern, initially strengthening and then weakening this willingness. 2) The analysis of causal mediation effects indicates that the impact of labor outflow also indirectly influences farmers' willingness to continue using technology partly by changing farmers' technological cognition and evaluation, with these two paths explaining a total effect of 77.95%. 3) Factors such as years of education, village cadre status, cultivation scale, cost expectations and profit expectations also influence farmers' willingness to continue to use specialized production technology. Therefore, It is proposed that the institutional mechanism of labour mobility should be improved to reduce the barriers to labour mobility and enhance its positive impact. At the same time, social services and social security system should be improved to weaken its negative impact, which will help to promote new technologies and improve the specialization of edible fungus production.

**Key words** labor outflow; willingness to continue using technology; technology cognition; technology evaluation; inverted U

(责任编辑:陈万红)