

# 农户劳动节约型技术采纳意愿及影响因素研究

吴丽丽, 李谷成

(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** 以湖北省农户微观调查数据为依据, 基于技术接受模型分析框架, 借助 Bootstrap 自抽样的结构方程模型对农户劳动节约型技术采纳意愿及影响因素进行了实证研究。结果表明: 感知有用性和感知易用性是影响农户对劳动节约型技术采纳意愿的关键因素; 社会影响对农户劳动节约型技术采纳意愿具有显著的正向影响, 即在农村社会网络中, 充分发挥意见领袖在劳动节约型技术推广过程中的示范作用能起到事半功倍的效果; 采纳条件不仅可以直接影响农户对劳动节约型技术的采纳意愿, 还能通过感知有用性和感知易用性的中介作用间接影响农户的采纳意愿。

**关键词** 劳动节约型技术; 技术接受模型; 结构方程模型; 采纳意愿

**中图分类号:** F 323.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2016)02-0015-08

**DOI 编码:** 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.02.003

自 2004 年首次出现“民工荒”以来, 关于中国经济是否到达“刘易斯拐点”的讨论方兴未艾。诚然, 中国是否迎来了“刘易斯拐点”, 学者们见仁见智、争论不休, 但自从该讨论出现后, 尤其是进入到中等收入阶段以来, 一些典型的“特征化事实”不容置疑: 一是计划生育政策、受教育程度提高和经济发展多因素叠加, 使得低生育率水平得以形成并长期持续; 二是人口结构发生变化, “未富”条件下提早进入“老龄化”社会的“未富先老”问题; 三是人口抚养比提高、劳动人口比重下降, 人口红利逐渐消失; 四是剩余劳动力转移和城市化进程, 农业出现“老龄化”和“女性化”趋势。所有这些事实最终都必然反映在劳动力成本上升上, 且具有长期性、趋势性和不可逆性。中国经济面临的要素禀赋结构及其相对价格正发生着重大变化, 已逐步进入到一个劳动力成本被各种因素不断推高的发展区间。

根据农业诱致性技术变迁理论<sup>[1]</sup>, 在家庭经营和资源配置市场化条件下, 农户主要根据产品市场和要素市场上的相对价格信号做出生产经营决策。那么, 在农业劳动力成本快速上升的情形下, 农户的技术选择以及要素投入结构的调整是否会按照减少劳动投入的方式进行呢? 是否会更倾向于采纳劳动节约型技术呢?

有学者研究表明, 在劳动力成本快速上升、劳动力日益稀缺的背景下, 农户在进行生产经营决策时会倾向于采纳劳动节约型技术, 用机械、化肥等资本投入来替代劳动投入, 即农业生产呈现出明显的节约劳动倾向和资本深化迹象<sup>[2]</sup>。然而, 许多调查却发现, 农户应对劳动力成本上升的方法不一定是采纳劳动节约型技术, 也有可能是减少复种指数、粗放经营, 甚至撂荒<sup>[3-4]</sup>。杨宇则提出, 劳动力转移不一定会诱导农户采纳劳动节约型技术, 只有在农业要素市场发展程度较高、农户组织化程度较高、农业技术推广较为有效的前提下, 劳动力转移对农户采纳节约劳动技术的诱导效应才得以实现<sup>[5]</sup>。此外, 信息水平、技术服务、农户组织化程度、农户人力资本水平也会通过影响采纳成本, 进而

收稿日期: 2015-11-18

基金项目: 国家自然科学基金项目“中国农业全要素生产率增长: 结构调整、比较优势与动态演进”(71273103); 国家自然科学基金项目“劳动力成本上升对农业生产的影响机理与实证研究”(71473100); 国家“万人计划”青年拔尖人才支持计划项目; 华中农业大学自主科技创新基金项目“结构调整、比较优势与农业全要素生产率增长”(2012YQ003)。

作者简介: 吴丽丽(1988-), 女, 博士研究生; 研究方向: 农业技术经济。

影响农户对劳动节约型技术的采纳<sup>[6]</sup>。何可等考察了家庭生命周期、人口学特征对农户劳动节约型技术需求的影响,认为家庭生命周期、劳动力数量、政治资本、户主受教育程度是影响农户劳动节约型技术需求的关键因素<sup>[7]</sup>。

上述研究成果极大地加深了我们对农户劳动节约型技术采纳行为的理解,为后续相关研究奠定了坚实的基础;但同时也存在一些不足之处:研究内容上,现有文献主要关注劳动力成本上升对农业生产的影响,而直接从农户微观视角考察其对劳动节约型技术采纳意愿的研究相对较少;研究方法上,现有文献采用的研究方法较为单一,绝大多数都是二元选择模型(包括 Logistic、Tobit 与 Probit 模型),而较少采用技术接受模型、结构方程模型等比较科学、合理、能够模拟现实的方法<sup>[8]</sup>;变量选择上,现有文献主要从资源禀赋、农户特征、技术因素以及制度与环境因素等方面分析,鲜有从心理机制层面考察的文献报道。

基于此,本文引入了技术接受模型分析框架,运用结构方程模型分析方法,以湖北省农户微观调查数据为依据,从心理机制层面探讨农户劳动节约型技术采纳意愿及影响因素,为农业应对劳动力成本上升挑战提出更有针对性的政策与建议。

## 一、概念界定与研究假说

### 1. 劳动节约型技术的概念界定

Hayami 等在其诱致性技术变迁理论中对农业技术类型进行了分类,将促进机械等生产要素对劳动进行替代的技术定义为劳动节约型技术<sup>[1]</sup>。以此为依据,本文以水稻生产为例,将劳动节约型技术定义为那些可以在生产过程中省工省力、节约劳动的技术,包括替代劳动的机械技术以及省工省力的轻简化栽培技术。其中,替代劳动的机械技术是指在水稻生产过程中各生产环节所采用的农机服务,包括在翻耕整地、育秧移栽、田间管理及收获运输等环节使用的农耕地、播种机、水泵、收割机、拖拉机等;省工省力的轻简化栽培技术包括水稻的免耕技术、直播技术、抛秧技术以及采用抗虫抗病抗逆性强的新品种。

### 2. 技术接受模型与研究假说

技术接受模型(technology acceptance model, TAM)最早是由 Davis 等<sup>[9]</sup>在理性行为理论(theory of reasoned action, TRA)和计划行为理论(theory of planned behavior, TPB)的基础上发展而来,是解释用户信息技术接受行为的经典模型。其核心要素包括感知有用性(perceived usefulness, PU)和感知易用性(perceives easy of use, PEOU)。此后,经过多个学者的扩展与完善<sup>[10]</sup>,该模型引入了社会影响(social influence, SI)、采纳条件(conditions of adoption, CA)等变量,解释能力和适用性逐渐增强,在各个领域都得到了广泛的应用<sup>[11]</sup>。基于此,本文将选用技术接受模型来探讨农户劳动节约型技术采纳意愿,并选取感知有用性、感知易用性、社会影响与采纳条件作为潜变量。

(1)感知有用性。感知有用性是指农户主观上认为采纳劳动节约型技术所能带来的益处。Nysveen 等<sup>[12]</sup>、Hwang 等<sup>[13]</sup>、López-Nicolás 等<sup>[14]</sup>学者的研究表明,感知有用性是预测用户新技术采纳意愿的最重要影响因素。是否采纳一项新技术取决于用户对新旧技术生产绩效的预期与比较,如果用户预期新技术比旧技术更先进,经济效益更好,则更愿意采纳新技术,反之,则采纳意愿较低。类似地,基于理性小农理论,感知有用性也会影响农户对劳动节约型技术的采纳意愿。近年来,随着农村劳动力外出务工,农业劳动力供给大幅减少,导致农业劳动力不足、劳动力成本快速上升;而劳动力成本的快速上升又使得依赖大量劳动投入的精耕细作技术逐渐被淘汰,代之以省工省力的劳动节约型技术。此时,如果农户认为采纳劳动节约型技术能够省工省力、经济上更划算、综合效益更高,且很可能是未来农业发展的趋势,那么其采纳意愿可能更高。基于此,本文提出假说 1:

H<sub>1</sub>: 感知有用性对农户劳动节约型技术的采纳意愿具有显著的正向影响。

(2)感知易用性。感知易用性是指农户主观上认为学习与采纳劳动节约型技术需要付出的努力

程度。通常情况下,采纳一项与原有技术不同的新技术,农户必须重新学习以适应新技术的改变,而这一过程需要投入一定的时间、精力与金钱,因此,农户会先根据个人经验与个人能力来判断新技术是否易用<sup>[9]</sup>。特别是在技术采纳的早期阶段,感知易用性有助于降低农户学习新技术的焦虑感,并影响其对新技术的有用性感知,从而影响其对新技术的采纳意愿<sup>[15]</sup>。也就是说,如果农户认为劳动节约型技术操作简单、容易学习、掌握难度小,那么其采纳意愿可能更高;反之,如果农户认为劳动节约型技术操作复杂、难以掌握,则采纳意愿较低。基于此,本文提出假说2:

H<sub>2</sub>:感知易用性对感知有用性以及农户劳动节约型技术采纳意愿具有显著的正向影响。

(3)社会影响。本文的社会影响是指村干部、乡邻、种植能手等农村社会网络人员对农户劳动节约型技术采纳意愿的影响。受地理和血缘等因素的影响,农户群体形成了一个以村落形式自然组织在一起的农村社会网络,在这个社会网络中,以意见领袖为核心的社会影响会对农户的技术采纳意愿产生不可替代的影响<sup>[16]</sup>。一方面,受自身素质、信息获取能力和风险承受能力的约束,农户会倾向于参考村干部、乡邻、种植能手等意见领袖对新技术的看法,并结合他们的意见来调整自己对新技术有用性和易用性的认知<sup>[17]</sup>。另一方面,我国小规模农户在大田生产中通常连片种植同一种作物,这也为他们采取相互模仿、随大众的生产决策提供了便利;而在进行新技术采纳决策时,农户通常会先持观望等待态度,等确定其他农户采纳新技术的效果后再做出趋同性的采纳决策<sup>[18]</sup>。基于此,本文提出假说3:

H<sub>3</sub>:社会影响对感知有用性、感知易用性以及农户劳动节约型技术采纳意愿具有显著的正向影响。

(4)采纳条件。本文的采纳条件是指农户现有的资源禀赋、技术经验以及政府的农技推广工作对农户采纳劳动节约型技术的帮助程度。周建华等学者认为,农户现有的资源禀赋、技术经验与新技术的耦合程度越高,越有助于他们增进对新技术有用性和易用性的认知,进而提高其对新技术的采纳意愿<sup>[19]</sup>。同时,农技推广机构是否提供技术培训与支持也是影响农户技术采纳意愿的关键因素,且还能影响感知有用性和感知易用性<sup>[17]</sup>。也就是说,如果当地的自然气候条件、农户耕种的田地以及农技推广工作越有助于采纳劳动节约型技术,那么农户对劳动节约型技术的感知有用性和感知易用性越高,采纳意愿也更高;反之,则较低。基于此,本文提出假说4:

H<sub>4</sub>:采纳条件对感知有用性、感知易用性以及农户劳动节约型技术采纳意愿具有显著的正向影响。

## 二、数据来源、样本概况与变量说明

### 1. 数据来源

本文使用的数据来源于2013年7月对湖北省荆州市水稻种植农户的实地调查,选取了西湖村、黄家剅村、白渎村、东湖村、谷湖村、洪山村、木垸村、三岔村、王渊村、童河村等10余个村庄作为调查区域。考虑到受访农户的文化层次差异,避免他们理解上的偏差,调查通过“一对一、面对面”访谈的方式进行,由调查人员当场询问并填写问卷,保证问卷质量。调查共发放问卷600份,剔除前后矛盾、关键信息漏答的问卷后,获得有效问卷556份。

### 2. 样本概况

从农户个人特征来看,受访农户(户主)以男性为主,占78.24%,这说明在农村男性仍然是“一家之主”,牢牢掌握着家庭经营决策权;且从年龄分布来看,受访农户平均年龄52.42岁,年龄偏大,以中老年为主;从受教育年限来看,农户平均受教育年限7.26年,说明绝大多数农户受教育程度在初中及以下。此外,18.35%的受访农户有过村干部任职经历,23.38%的受访农户接受过非农技能培训,60.43%的受访农户在农闲期间会兼职务工。从家庭特征来看,受访农户家庭平均人口为4.39人,其中劳动力3.02人;家庭平均年收入为6.24万元,其中农业收入3.47万元,仅占家庭总收入的

55.61%。

### 3. 变量说明

本文基于 TAM 视角对农户劳动节约型技术的采纳意愿及其影响因素进行探讨,因此,着重分析感知有用性、感知易用性、社会影响及采纳条件等变量对农户劳动节约型技术采纳意愿的影响。其中,感知有用性、感知易用性、采纳意愿的测量指标主要参考 Taylor 等<sup>[20]</sup>相关研究,社会影响、采纳条件的测量指标主要参考李后建等<sup>[17]</sup>的研究,并结合本文研究对象及相关专家建议进行适当修改。上述测量指标均采用李克特 5 点量表进行赋值,1~5 分别表示“完全不同意”“比较不同意”“一般”“比较同意”和“完全同意”5 个不同的表述程度,赋值从小到大具有程度上递增的含义。有关变量的具体含义及描述性统计见表 1。

表 1 变量的具体含义及描述性统计

潜变量	测量变量	均值	标准差
感知有用性(PU)	与雇工相比,选择劳动节约型技术经济上更划算(PU <sub>1</sub> )	4.22	0.986
	劳动节约型技术省工省力、方便快捷,便于抢农时(PU <sub>2</sub> )	4.34	0.860
	劳动节约型技术投入少、成本低,综合效益高(PU <sub>3</sub> )	4.09	1.060
	随着农村劳动力外出务工,劳动节约型技术是未来农业发展的趋势(PU <sub>4</sub> )	4.35	0.923
感知易用性(PEOU)	学习采纳劳动节约型技术对我来说较为容易(PEOU <sub>1</sub> )	3.61	1.150
	通过简单的培训,我就能掌握劳动节约型技术(PEOU <sub>2</sub> )	3.72	1.133
	通过技术的讲解,我很容易理解劳动节约型技术的操作技巧(PEOU <sub>3</sub> )	3.72	1.143
	乡镇的技术指导和培训能给予我较大的帮助(PEOU <sub>4</sub> )	3.36	1.211
社会影响(SI)	是否采纳劳动节约型技术,我会考虑村干部的意见(SI <sub>1</sub> )	2.93	1.340
	是否采纳劳动节约型技术,我会考虑乡邻的意见(SI <sub>2</sub> )	3.47	1.175
	是否采纳劳动节约型技术,我会考虑种植能手的意见(SI <sub>3</sub> )	3.81	1.073
采纳条件(CA)	节约劳动型技术符合当地的自然条件和气候特点(CA <sub>1</sub> )	4.01	0.939
	我耕种的农田适合采纳相应的劳动节约型技术(CA <sub>2</sub> )	3.95	0.981
	我具有采纳劳动节约型技术的经济条件(CA <sub>3</sub> )	4.15	0.929
采纳意愿(DI)	我会继续关注劳动节约型技术的相关信息(DI <sub>1</sub> )	4.01	1.028
	我想要学习劳动节约型技术(DI <sub>2</sub> )	4.05	1.039
	如果农技指导员推广该技术,我愿意尝试一下(DI <sub>3</sub> )	4.18	0.992
	如果条件允许,我会考虑采纳劳动节约型技术(DI <sub>4</sub> )	4.26	0.909
	我会推荐亲友、邻居采纳劳动节约型技术(DI <sub>5</sub> )	4.04	1.014

## 三、模型设定与实证分析

### 1. 模型设定

本文选取结构方程模型(structural equation modeling, SEM)和 AMOS17.0 软件进行实证分析。结构方程模型为难以直接观测的潜变量提供了一个可以观测和处理的分析工具<sup>[21]</sup>,可以检验假设模型中复杂的因果关系。结构方程模型分析路径中包括了结构模型与测量模型两部分,其中,结构模型界定的是潜在自变量与潜在因变量之间的关系,测量模型界定的是潜在变量与观察变量之间的关系。各模型的方程式如下:

$$\text{结构方程式: } \eta = \gamma\xi + \beta\eta + \zeta \quad (1)$$

$$\text{因变量的测量方程式: } Y = \lambda\eta + \epsilon \quad (2)$$

$$\text{自变量的测量方程式: } X = \lambda\xi + \delta \quad (3)$$

式(1)~(3)中,在结构方程式中, $\eta$ 及 $\xi$ 是向量类型, $\gamma$ 及 $\beta$ 是回归类型;在测量方程式中, $\lambda$ 是回归类型, $\epsilon$ 及 $\delta$ 是方差/协方差类型。



## 2. 信度和效度检验

为保证研究结论的可靠性与有效性,需要对调查量表进行信度和效度检验。信度指的是测量结果的稳定性或一致性,可以通过 Cronbach's  $\alpha$  系数来进行检验, $\alpha$  系数越高,代表量表的内部一致性越佳。根据 De Vellis 的论述, $\alpha$  系数值介于 0.80~0.90 之间非常好,介于 0.70~0.80 之间相当好,介于 0.65~0.70 之间为最小可接受值,介于 0.60~0.65 之间最好不要<sup>[22]</sup>。由表 2 可知,各潜变量的 Cronbach's  $\alpha$  系数值介于 0.714~0.882 之间,均大于 0.70,说明各潜变量均具有较好的内部一致性。

效度指的是测量结果的有效性,即测量工具或测量手段反映所要考察内容的准确程度,一般可从内容效度和建构效度两个方面来检验。由于本文使用的潜变量测量指标均来源于前人研究文献,并结合本文研究对象及相关专家建议进行了适当修订,基本保证了问卷具有较好的内容效度。因子分析是检验量表建构效度的最常用方法,如果量表的测量题项能够进行因子分析,则说明该量表具有良好的建构效度。根据学者 Kaiser 的观点,如果测量量表的 KMO 值在 0.6 以上,Bartlett's 球形检验的显著性概率值  $P < 0.05$ ,且共同性因子负荷量在 0.4 以上,则适合做因子分析<sup>[23]</sup>。由表 2 可知,各潜变量量表的 KMO 值介于 0.670~0.847,Bartlett's 球形检验的显著性概率值  $P = 0.000 < 0.05$ ,且共同性因子负荷量介于 0.495~0.930,均适合做因子分析,这说明各潜变量量表具有良好的建构效度。

表 2 量表的信度和效度检验

潜变量	测量变量	Cronbach's $\alpha$ (信度)	共同性	KMO	Bartlett's 检验(显著性)
感知有用性(PU)	PU <sub>1</sub>	0.739(相当好)	0.819	0.735	515.953(0.000)
	PU <sub>2</sub>		0.812		
	PU <sub>3</sub>		0.754		
	PU <sub>4</sub>		0.611		
感知易用性(PEOU)	PEOU <sub>1</sub>	0.823(非常好)	0.880	0.754	1298.621(0.000)
	PEOU <sub>2</sub>		0.930		
	PEOU <sub>3</sub>		0.915		
	PEOU <sub>4</sub>		0.495		
社会影响(SI)	SI <sub>1</sub>	0.714(相当好)	0.776	0.670	331.405(0.000)
	SI <sub>2</sub>		0.834		
	SI <sub>3</sub>		0.791		
采纳条件(CA)	CA <sub>1</sub>	0.812(非常好)	0.848	0.699	575.866(0.000)
	CA <sub>2</sub>		0.885		
	CA <sub>3</sub>		0.824		
采纳意愿(DI)	DI <sub>1</sub>	0.882(非常好)	0.787	0.847	1463.452(0.000)
	DI <sub>2</sub>		0.836		
	DI <sub>3</sub>		0.872		
	DI <sub>4</sub>		0.833		
	DI <sub>5</sub>		0.793		

## 3. 模型整体适配度检验

为保证研究结果的科学性和严谨性,在进行适配度检验之前应首先检验模型是否存在违犯估计。一般地,判断模型是否存在违犯估计的指标主要有两个,一是标准化系数超过或太接近于 1(通常以 0.95 为门槛),二是存在负的误差方差。由表 4 可知,本文的 SEM 回归结果中,标准化系数估计值均小于 0.95,也没有出现负的误差方差,因此,可以判定模型不存在违犯估计,可以进行整体适配度检验。

通常情况下,结构方程模型的整体适配度检验指标包括绝对适配度指数(CMIN/DF、RMR、

GFI、AGFI、RMSEA)、增值适配度指数(NFI、RFI、IFI、TLI、CFI)和简约适配度指数(PNFI、PCFI、PGFI)等。表3给出了SEM整体适配度检验结果,从表中可以看出,各项适配度检验指标均处于理想或接近理想的范围,表明模型的整体适配度良好。

表3 SEM整体适配度检验

统计检验量	含义	SEM拟合值	判别标准	检验结果
<b>绝对适配度指数</b>				
CMIN/DF	卡方自由度比	2.209	$\leq 3.00$	理想
RMR	残差均方和平方根	0.055	$< 0.05$	接近理想
GFI	适配度指数	0.947	$\geq 0.90$	理想
AGFI	调整适配度指数	0.925	$\geq 0.90$	理想
RMSEA	渐进残差均方和平方根	0.047	$< 0.06$	理想
<b>增值适配度指数</b>				
NFI	规模适配度指数	0.941	$\geq 0.90$	理想
RFI	相对适配度指数	0.926	$\geq 0.90$	理想
IFI	增值适配度指数	0.967	$\geq 0.95$	理想
TLI	Tucker-Lewis 指数	0.958	$> 0.95$	理想
CFI	比较适配度指数	0.967	$> 0.90$	理想
<b>简约适配度指数</b>				
PNFI	简约调整 NFI	0.749	$> 0.50$	理想
PCFI	简约调整 CFI	0.769	$> 0.50$	理想
PGFI	简约调整 GFI	0.678	$> 0.50$	理想

#### 4. 实证结果分析

表4给出了基于Bootstrap自抽样的SEM回归结果。不难看出,感知有用性、感知易用性、社会影响与采纳条件对农户劳动节约型技术采纳意愿的影响均通过了显著性检验,与理论预期保持一致;其标准化路径系数依次为0.265、0.312、0.225和0.206,说明它们对农户劳动节约型技术采纳意愿的直接影响程度从大到小依次为感知易用性>感知有用性>社会影响>采纳条件。同时,采纳条件也会通过感知有用性和感知易用性的中介作用间接影响农户对劳动节约型技术的采纳意愿。

表4 基于Bootstrap自抽样的SEM回归结果

路径	Estimate	S.E.	C.R.	路径	Estimate	S.E.	C.R.
PU <— CA	0.581***	0.058	8.095	PEOU <sub>2</sub> <— PEOU	0.940***	0.030	34.113
PU <— PEOU	0.066	0.029	1.392	PEOU <sub>3</sub> <— PEOU	0.913	—	—
PU <— SI	0.002	0.037	0.041	PEOU <sub>4</sub> <— PEOU	0.346***	0.049	8.274
PEOU <— SI	0.119	0.062	2.415	SI <sub>1</sub> <— SI	0.622	—	—
PEOU <— CA	0.415***	0.066	8.401	SI <sub>2</sub> <— SI	0.738***	0.095	10.941
AI <— PEOU	0.312***	0.032	6.952	SI <sub>3</sub> <— SI	0.678***	0.080	10.882
AI <— PU	0.265**	0.066	4.733	CA <sub>1</sub> <— CA	0.830	—	—
AI <— CA	0.206***	0.056	3.500	CA <sub>2</sub> <— CA	0.763***	0.063	15.190
AI <— SI	0.225***	0.042	4.770	CA <sub>3</sub> <— CA	0.810***	0.059	16.295
PU <sub>1</sub> <— PU	0.673	—	—	AI <sub>1</sub> <— AI	0.739***	0.067	15.446
PU <sub>2</sub> <— PU	0.854***	0.101	11.518	AI <sub>2</sub> <— AI	0.800***	0.067	16.653
PU <sub>3</sub> <— PU	0.508***	0.071	12.082	AI <sub>3</sub> <— AI	0.734***	0.063	15.706
PU <sub>4</sub> <— PU	0.593***	0.093	9.219	AI <sub>4</sub> <— AI	0.793***	0.051	19.013
PEOU <sub>1</sub> <— PEOU	0.795***	0.035	25.178	AI <sub>5</sub> <— AI	0.729	—	—

注:满足多变量正态分布是使用极大似然法估计的前提条件,如果违反这一假定条件会导致低估参数估计值的标准误,而Bootstrap自抽样法可以有效解决这一问题,因此本文应用这一方法进行估计,抽样次数 $N=200$ ;\*\*\*表示在1%水平上显著;各路径系数均为标准化路径系数。

具体来看:(1)感知有用性会正向影响农户对劳动节约型技术的采纳意愿(其标准化系数为 $0.265 > 0$ ,在1%水平上显著)。一方面,随着农村劳动力外出务工,农业劳动力机会成本快速上升,调查显示,农忙季节雇工价格为120~150元/个工,且还难以请到工,而64.57%的农户认为这个雇

工价格偏高,难以接受。另一方面,劳动力成本的快速上升使得依靠高劳动投入的精耕细作技术逐渐被淘汰,代之以省工省力的劳动节约型技术,如机械技术和轻简化栽培技术,而如果农户对这些劳动节约型技术的有用性感知越强烈,那么其采纳劳动节约型技术的意愿越高。

(2)感知易用性对农户劳动节约型技术采纳意愿具有显著的正向影响(其标准化系数为 $0.312 > 0$ ,在1%水平上显著),但对感知有用性的影响不显著。从模型拟合结果来看,农户对学习(0.795)、理解(0.913)和掌握(0.940)劳动节约型技术的认可度较高,但对“乡镇的技术指导和培训所给予的帮助”(0.346)认可度较低。可能的解释是:一方面,绝大多数农户(占69.60%)采纳机械技术是通过直接购买农机服务,而家庭自购、需要掌握机械操作技术的仅占28.78%,因此相对提高了劳动节约型技术的易用性;另一方面,据农户反映,乡镇的农技推广机构人员较少,极少到田间地头给予农民所需的技术指导与培训,农民学习与采纳新技术更多地还是依靠自身的经验与努力,因此对“乡镇的技术指导和培训所给予的帮助”认可度较低。与预期不一致的是,感知易用性对感知有用性的影响不显著,这可能是因为感知易用性对感知有用性的影响主要发生在技术采纳的早期阶段,随着新技术的日益扩散,其影响也会逐渐衰退,直至消失。

(3)社会影响对农户劳动节约型技术采纳意愿具有显著的正向影响(其标准化系数为 $0.225 > 0$ ,在1%水平上显著),这与李后建<sup>[17]</sup>的研究一致。这一重要结论说明,在农村社会网络中,发挥乡邻、村干部、种植能手等农村意见领袖在新技术推广过程中的示范作用能够起到事半功倍的效果。而社会影响对感知有用性和感知易用性的影响不显著,这可能是因为农村意见领袖的影响主要体现在相互模仿、随大众的跟风决策上,并没有上升到理性认知层面。

(4)采纳条件不仅会直接影响农户对劳动节约型技术的采纳意愿,还能通过感知有用性和感知易用性的中介作用产生间接影响。即当地的自然气候条件、农户耕种的田地以及自身的技术经验与劳动节约型技术的耦合程度越高,代表技术的适用性越强,越有助于增进农户对新技术有用性和易用性的感知,进而增强其对劳动节约型技术的采纳意愿。调查也显示,农户的种植规模越大、地块越集中、越靠近硬化公路,其采纳劳动节约型技术的意愿越高。

## 四、结论与启示

本文以湖北省农户微观调查数据为依据,基于技术接受模型分析框架,借助 Bootstrap 自抽样的结构方程模型对农户劳动节约型技术采纳意愿及可能的影响因素进行了实证研究。研究结论如下:基于技术接受模型,从心理机制层面构建结构方程模型来研究农户对劳动节约型技术采纳意愿是合理且适用的。感知有用性和感知易用性是影响农户对劳动节约型技术采纳意愿的关键因素;社会影响对农户劳动节约型技术采纳意愿具有显著的正向影响,即在农村社会网络中,充分发挥意见领袖在劳动节约型技术推广过程中的示范作用能起到事半功倍的效果;采纳条件不仅可以直接影响农户对劳动节约型技术的采纳意愿,还能通过感知有用性和感知易用性的中介作用间接影响农户的采纳意愿。

基于上述结论,论文得出如下政策启示:①由于感知有用性和感知易用性是影响农户对劳动节约型技术采纳意愿的关键因素,因此,政府的农技推广部门在推广劳动节约型技术时应着重宣传其有用性与易用性,以提高农户对新技术的感知有用性与感知易用性,进而增强其对新技术的采纳意愿。②可以通过政策激励与舆论引导建立科技示范村与科技示范户,充分发挥农村意见领袖的示范效应,引导农户采纳劳动节约型技术。③应推广适用技术,鼓励适度规模经营,以优化劳动节约型技术的采纳条件。一方面,要重点研发与当地资源禀赋条件相耦合的适用技术,重点推广适合当地的农机技术(服务)与轻简化栽培技术,以应对劳动力短缺及劳动力成本上升的挑战;另一方面,应鼓励农地自由流转,促进农作物集中连片种植与适度规模经营,为农户采纳劳动节约型技术提供便利。

## 参 考 文 献

[1] HAYAMI Y, RUTTAN V W. Agricultural development in international perspective[M]. Beijing: China Social Sciences Press,

- 2000;101-102,208.
- [2] 吴丽丽,李谷成,周晓时.要素禀赋变化与中国农业增长路径选择[J].中国人口·资源与环境,2015,25(8):144-152.
- [3] 朱启臻,赵晨鸣.农民为什么离开土地? [M].北京:人民日报出版社,2011.
- [4] 殷海善,石莎,秦作霞.劳动力成本上升对农业生产的影响[J].山西农业科学,2012,40(9):1003-1005.
- [5] 杨宇.劳动力转移、技术诱导及其实现条件:477个样本[J].改革,2012(7):88-95.
- [6] 王爱民.农户采纳劳动节约型技术的影响因素分析——基于江苏省354家水稻种植户的调查数据[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2015,16(3):32-36.
- [7] 何可,张俊飏,田云.家庭生命周期、人口学特征与劳动节约型技术需求——基于582户农民的调查[J].软科学,2013,27(8):118-122.
- [8] 龙冬平,李同昇,于正松.农业技术扩散中的农户采用行为研究:国外进展与国内趋势[J].地域研究与开发,2014(5):132-139.
- [9] DAVIS F D,BAGOZZI R P,WARSHAW PR. User acceptance of computer technology:a Comparison of two theoretical models [J]. Management Science,1989,35(8):982-1003.
- [10] CHANG I C,HWANG H G,HUNG M C,et al. Factors affecting the adoption of electronic signature:executives' perspective of hospital information department[J]. Decision Support Systems,2007,44(11):350-359.
- [11] 何可,张俊飏,蒋磊.生物质资源减碳化利用需求及影响机理实证研究——基于SEM模型分析方法和TAM理论分析框架[J].资源科学,2013,35(8):1635-1642.
- [12] NYSVEEN H,PEDERSEN P E,THORBJØRNSSEN H. Intentions to use mobile services:antecedents and cross-service comparisons[J]. Journal of the Academy of Marketing Science,2005,33(3):330-346.
- [13] HWANG W,JUNG H S,SALVENDY G. Internationalization of e-commerce:a comparison of online shopping preferences among Korean,Turkish and US populations[J]. Behavior & Information Technology,2006,25(1):3-18.
- [14] LÓPEZ-NICOLÁS C,MOLINA-CASTILLO F J,BOUWMAN H. An assessment of advanced mobile services acceptance:contributions from TAM and diffusion theory models[J]. Information & Management,2008,45(6):359-364.
- [15] SØREBØ Ø,EIKEBROKK T R. Explaining is continuance in environments where usage is mandatory[J]. Computers in Human Behavior,2008,24(5):2357-2371.
- [16] VAN DER MERWE R,VAN HEERDEN G. Finding and utilizing opinion leaders:social networks and the power of relationships [J]. South African Journal of Business Management,2009 (3):65-76.
- [17] 李后建.农户对循环农业技术采纳意愿的影响因素实证分析[J].中国农村观察,2012(2):28-36,66.
- [18] 曹光乔,张宗毅.农户采纳保护性耕作技术影响因素研究[J].农业经济问题,2008(8):69-74.
- [19] 周建华,杨海余,贺正楚.资源节约型与环境友好型技术的农户采纳限定因素分析[J].中国农村观察,2012(2):37-43.
- [20] TAYLOR S,TODD P A. Understanding information technology usage:a test of competing models[J]. Information Systems Research,1995,6(2):114-176.
- [21] 侯博,应瑞瑶.分散农户低碳生产行为决策研究——基于TPB和SEM的实证分析[J].农业技术经济,2015(2):4-13.
- [22] DE VELLIS R F. Scale Development:theory and applications[M]. London:Sage,1991.
- [23] KAISER H F,RICE J. Little jiffy,mark IV[J]. Educational & Psychological Measurement,1974(8):111-117.

(责任编辑:金会平)