

互联网使用对农户农业生产性服务采纳的影响

——基于CFPS的微观证据

陈昕¹, 胡友^{1*}, 祁春节²

(1. 江西农业大学 经济管理学院, 江西 南昌 330045; 2. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070)

摘要: 基于2014—2018年三期中国家庭追踪调查(CFPS)数据, 采用面板Tobit模型从微观层面分析农户的互联网使用对农业生产性服务采纳水平的影响, 结果表明: 互联网使用会显著提升农户的农业生产性服务采纳水平, 但对农业机械化服务采纳的影响远低于对农业雇工服务采纳。运用条件混合估计模型结合工具变量法解决内生性问题后, 仍然得到了一致的结论, 说明现代信息技术与农业机械化服务的融合发展还亟须加强。互联网使用对女性、年龄较小、文化程度较高、经营规模较大和非平原地区农户农业生产性服务采纳的促进作用更大, 对于解决非平原地区传统农业劳动力短缺问题的贡献突出。互联网使用能够通过拓宽信息渠道和扩大非农就业两条路径影响农户农业生产性服务采纳, 并且对农业雇工服务采纳的影响效应都明显大于农业机械化服务采纳。

关键词: 农业生产性服务; 互联网使用; 农户行为; 传导机制

中图分类号: F323.3

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2021)06-0001-10

The impact of internet use on farmers' adoption of agricultural productive services:

Evidence from the CFPS data

CHEN Xin¹, HU You^{1*}, QI Chunjie²

(1. College of Economics and Management, Jiangxi Agricultural University, Nanchang 330045, China;

2. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China)

Abstract: Based on the data from the third phase of the China Family Tracking Survey (CFPS) from 2014 to 2018, by adopting a panel Tobit model, the impact of internet use on farmers' adoption level of agricultural productive services has been analyzed from a micro level. The study shows that internet use will significantly improve the farmers' adoption level of agricultural productive services, but the impact on the services of agricultural mechanization is much lower than that of the services of agricultural hired labor. The Conditional Mixed Estimation Model has been combined with an instrumental variable method to solve the endogenous problems. The consistent conclusion is that the integrated development of modern information technology and agricultural mechanization services needs to be promoted. Internet use has a greater impact on boosting agricultural productive services of female farmers, younger farmers, higher educated farmers, larger-scale farming and non-plain-area farmers, contributes greatly to solving the problem of rural labor shortage in non-plain areas, and affects agricultural productive services through broadening information channels and expanding non-agricultural employment.

Keywords: agricultural productive services; internet use; farmer behavior; transmission mechanism

一、问题的提出

改革开放以来, 我国农业发展取得了举世瞩目的成就, 不仅历史性地解决了人民温饱问题, 还大幅提升了农民收入, 有效支撑了国民经济的持续发展^[1]。随着工业化和城镇化进程的推进, 我国进入由传统农业向现代农业转型的重要时期, 人口老龄化、农户兼业化和村庄空心化问题日益突出^[2], 对

收稿日期: 2021-10-24

基金项目: 国家现代农业(柑橘)产业技术体系专项经费资助项目(CARS-26-08B); 江西省社会科学“十三五”规划项目(8026206792); 江西省自然科学基金项目(20181BAA208015)

作者简介: 陈昕(1986—), 男, 江苏连云港人, 博士, 讲师, 主要研究方向为农业经济理论与政策。*为通信作者。

农业生产性服务的需求愈发迫切^[3,4]。2017年,农业部、国家发展改革委和财政部联合发布《关于加快发展农业生产性服务业的指导意见》指出,在未来很长时期内以农户为单位的家庭经营仍将是我国农业的基本经营方式,要加快发展面向广大农户的农业生产性服务,带动更多普通农户转入现代农业发展轨道。以全国三大主粮的生产为例,农业生产性服务支出从2009年的1793.1元/公顷增至2019年的3255.45元/公顷,年均增长率达6.15%^①。农业生产性服务对于新常态下我国农户生产经营活动的支持作用正在不断增强,其已然成为决定我国农业现代化建设进程的重要因素^[5]。

长期以来,学界关于农户采纳农业生产性服务影响因素的研究主要从两方面展开。一是农户劳动力的禀赋特征对农户采纳农业生产性服务的影响,主要包括农户劳动力的结构、数量和质量。有研究表明,农户劳动力的禀赋特征会通过交易成本机制和交易价格机制影响农户对农业生产性服务的需求意愿,或者说,农户劳动力的禀赋特征与交易成本、机会成本交互作用决定了农户对农业生产性服务的需求意愿进而影响农户对农业生产性服务的采纳决策^[6]。农户的劳动力结构包括从业结构、性别结构、年龄结构、质量结构,都会影响对农业生产性服务的需求。农户劳动力的非农就业化、兼业化会增加对农业生产性服务的需求^[7]。家庭收入以农业经营收入为主、户主为男性的农户对农业生产性服务的需求强度较高^[8]。户主年龄大、受教育程度高的农户对农业生产性服务的需求更大^[9]。劳动密集型农业和技术密集型农业对农业生产性服务的需求则分别与农户家庭劳动力数量和生产专业化程度有关^[10]。二是农户耕地的禀赋特征对农户采纳农业生产性服务的影响,主要包括耕地的规模、细碎化程度与地形特征。农地细碎化程度高,替代劳动的机械作业实施难度较大,劳动密集型生产性服务的交易价格较高,会抑制农户对农业生产性服务的需求^[11]。适度的规模经营使替代劳动的机械作业实施难度减小,劳动密集型生产性服务的交易价格降低,会刺激农户对农业生产性服务的需求。当经营规模大于一个适度的下限临界点,随着经营规模扩大,农户对农业生产性服务的需求增加^[12,13];当经营规模持续扩大超过适度的上限临界点,农户

购买服务载体的成本低于购买服务的价格,则会倾向于用直接购买服务载体替代采纳农业生产性服务^[14]。此外,地形条件会影响农户对劳动密集型生产性服务的需求,平原地区农户对农业机械化服务的需求明显大于山区农户^[15,16]。

文献梳理表明,已有研究大多从交易成本和交易价格方面,探讨劳动力结构特征和耕地禀赋特征等因素对农户采纳农业生产性服务的影响,但以互联网为基础的信息技术发展所带来的外部效应对农户采纳农业生产性服务的影响较少被注意。随着互联网信息技术的发展和数字乡村战略的实施,我国农村地区的互联网普及率大幅提升,2020年我国农村网民数量为3.09亿,比2017年增加了近1亿,农村互联网普及率达55.9%^②。已有研究表明,信息技术水平的不断提升是我国农产品和农业要素市场改革发展的创新动力,能够显著提升农业资源要素的配置效率^[17,18]。农业生产性服务是资源优化的重要一环,目前围绕互联网如何驱动农业生产性服务发展的研究大多还停留在宏观层面的理论分析上^[19,20]。个别学者开始关注互联网使用对农业机械化服务采纳的影响^[21],但却忽视了互联网使用对农业雇工服务的影响。究其原因,这一研究隐含了农业机械化服务对劳动力是“完全替代”的要素关系假设,未能考虑到农业劳动力退出各项农事环节是一个渐进过程,而当前农业雇工服务仍然是我国农业生产性服务中不可替代、举足轻重的组成部分。鉴于此,本研究拟兼顾农业机械化服务和农业雇工服务两个维度,实证分析互联网使用对我国农户农业生产性服务采纳的影响,为发挥互联网信息技术对农业农村现代化发展的促进作用提供理论支持与政策参考。

二、理论分析与研究假说

传统农业社会是封闭的经济社会系统,人情关系是农民获取信息的主要来源,村组服务是农户采纳农业生产性服务的主要方式^[22]。随着信息技术的发展和村庄对外经济活动的增多,农村家庭互联网使用成为影响农业生产性服务采纳的重要因素。互联网通过改变参与各项经济活动的相对收益和成本来影响个体行为选择。互联网的出现不仅促进了农户非农就业和农地流转,增加了农户对农业生产

性服务的需求,也拓展了农业生产性服务的供给渠道和供给主体,使农户参与农业生产性服务市场不再受村庄地域限制,激励农户积极采纳农业生产性

服务。互联网使用对农户农业生产性服务采纳的影响机制如图 1 所示。

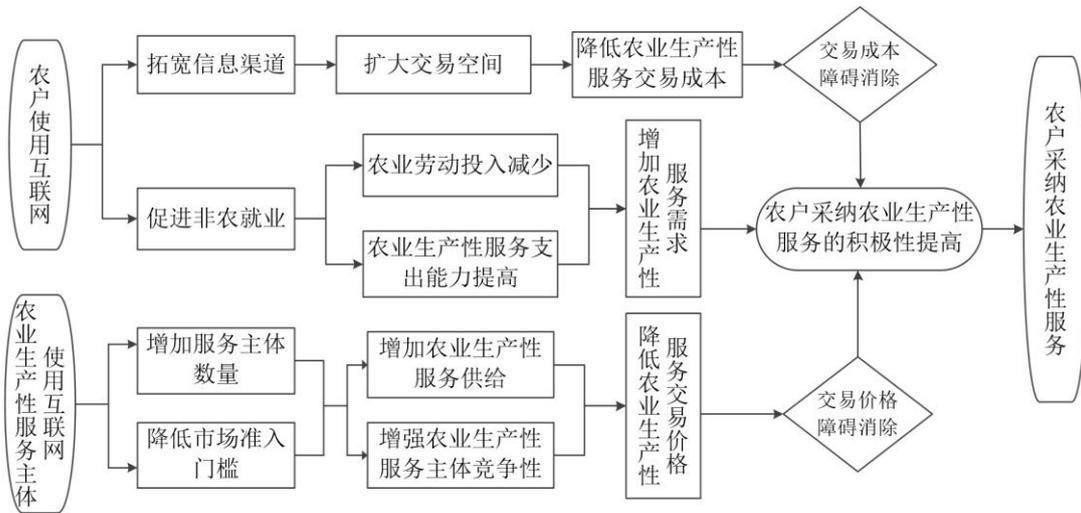


图 1 互联网使用对农户农业生产性服务采纳的影响机制

1. 互联网使用在供给市场对农户农业生产性服务采纳的影响

在传统的农业生产性服务供给市场,由于服务的供给主体仅限于邻近物理空间,以致服务供给市场近似垄断竞争市场,服务的供给价格较高,降低了农户采纳农业生产性服务的效益,挫伤了农户的积极性,或者说抑制了农户对农业生产性服务的需求。互联网作为一种信息载体和网络空间平台,理论上可以无限承载服务供给主体,实践中可以降低服务主体的市场准入门槛,增加供给市场服务主体数量。在基于互联网平台的农业生产性服务市场,服务的交易行为可以突破邻近物理空间,打破农业生产性服务交易主要发生在“熟人关系圈”的局限性,有利于实现农业生产性服务供给市场的规模效应,同时交易空间扩大使得服务主体数量极大地增加,竞争性空前加强,服务供给市场演变为近似完全竞争市场,最终有利于优化农业生产性服务的价格和质量,进一步激励农户采纳农业生产性服务。

2. 互联网使用在需求市场对农户农业生产性服务采纳的影响

互联网作为一项新的信息载体,一方面通过促进非农就业使得农户对农业生产性服务的需求增加进而促进农户采纳农业生产性服务,另一方面通过拓宽信息渠道降低交易成本使得农户对农业生产性服务的需求增加进而促进农户采纳生产性服务。互联网减少了劳动力市场的信息不对称,使农

村劳动者能搜寻到更多的就业机会,促进兼业生产和劳动力非农转移。同时,互联网还可以为农村劳动力提供在线知识、技能服务,促进其知识和技能的提升,增加非农就业的机会。另外,基于互联网衍生出很多新型就业形态如电商、自媒体等,为农民非农就业、兼业提供了更多的就业岗位。总之,互联网使用造就更多农村劳动力非农转移,使农户投入农业生产的劳动减少,进而对农业生产性服务的需求大大增加,从而促进农户采纳农业生产性服务。已有研究表明互联网使用显著促进了我国农村劳动力非农就业,促使更多农村劳动力向非农转移,使投入的农业劳动力数量减少^[23,24]。根据诱致性制度变迁理论^[25],互联网使用所引发的农村劳动力非农转移,将导致农户增加农业生产性服务的投入以替代减少的农业劳动投入。本文由此提出如下假说:

假说 1: 互联网使用能够从供需两个方面提升农户采纳农业生产性服务的积极性,进而提升农业生产性服务的采纳水平。

假说 2: 互联网使用能够通过拓宽信息渠道和促进非农就业两条路径,从需求方面促进农户对农业生产性服务的采纳水平。

三、研究设计

1. 模型构建

(1) 基准模型设定。由于我国农业以传统经营方式为主,很多农户没有采用农业生产性服务,在

研究互联网使用对农户农业生产性服务采纳的影响时,被解释变量属于受限因变量,采用 Tobit 模型进行回归可以有效纠正受限因变量引起的估计偏差,可以把没有采用农业生产性服务的农户一并纳入实证模型,从而保持更大的样本量。本文采用的是三期面板数据,通常采用随机效应面板 Tobit 模型可以获得更好的拟合效果,且对样本数据的 LR 检验结果也都显著拒绝了混合截面 Tobit 模型的原假设,故采用随机效应面板 Tobit 模型进行拟合。建立的模型形式如下:

$$A_{it} = \theta_0 + \theta_1 IN_{it} + \sum_{k=1}^n \beta_k Z_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 A_{it} 代表农户 i 第 t 年的农业生产性服务费用,核心解释变量 IN_{it} 代表农户 i 第 t 年互联网使用的二值虚拟变量, Z 表示控制变量,包括年龄、性别、文化程度和健康状况等户主特征变量,农业经营规模、农业商品率、土地转入、非农就业、家庭自用农机和农业劳动力数量等家庭特征变量,村庄规模、地貌和交通等村庄特征变量。此外,为了控制某些特定年份可能的影响,设置年份虚拟变量作为控制变量代入模型。 θ_0 表示截距参数, θ_1 表示核心变量的拟合参数, β_k 表示第 k 个控制变量的拟合参数, μ_{it} 表示随机扰动项。本研究将该式作为基准模型,用以研究互联网使用对农业生产性服务采纳的影响。

(2)内生性处理。互联网使用行为与农业生产性服务采纳行为可能存在反向因果或遗漏变量而导致的内生性问题,比如农户可能为了更好地获取农业生产性服务信息而选择使用互联网,故需要使用工具变量法进行检验。由于互联网使用行为是一个二元虚拟变量,而 IV-Tobit 模型更适用于解决内生变量为连续变量的情况,因此,本文采用 Roodman^[26]提出的条件混合估计方法(CMP),在似不相关回归的基础上采用极大似然估计法构造递归方程来实现多级回归模型的估计。估计过程分为两部分:第一部分寻找工具变量,并估计其与内生变量的相关性;第二部分将相关值代入基准模型进行回归,通过内生性检验参数来判断外生性,如果参数显著则 CMP 估计更为准确。借鉴已有研究^[27],将区县层面的农村居民平均上网比例作为工具变量进行内生性检验。

2. 数据来源与变量说明

本文所使用的微观数据来自覆盖全国 25 个省

份的中国家庭追踪调查(简称 CFPS)2014 年、2016 年和 2018 年三轮的调查数据,由北京大学中国社会科学调查中心负责实施。值得一提的是,CFPS 考虑到了官方的城乡划分已经不能反映中国快速城市化的现实,抽样不再采用传统的城乡分开抽样的方法,而是将全国作为一个整体进行抽样。在家庭层面,收集了有关家庭农业生产和非农业经营的信息;在个人层面,收集了个人农业工作和非农工作信息;在社区层面,收集了样本所在社区属于居委会还是村委会的信息。本文要从家庭户层面来研究互联网使用对农业生产性服务的影响,故将样本限制为从事农林牧副渔生产的家庭户,剔除关键变量缺失的样本,并将家庭户问卷、个体问卷和村庄问卷进行匹配合并,最终样本包括在 CFPS2014、CFPS2016 和 CFPS2018 中均接受调查的 2614 户家庭所形成的三期面板数据,共 7842 个观测值,其中 2014 年、2016 年和 2018 年的上网农户的数量分别为 235 户、507 户和 818 户,说明样本农户的上网数量正在快速增长。样本情况如表 1 所示。

(1)被解释变量。根据 2018 年农业农村部《关于开展农业生产性服务业专项统计的通知》的指标解释,农业生产性服务是指贯穿农业生产作业链条,直接完成或协助完成农业产前、产中、产后各环节作业的社会化服务。据此定义,农业生产性服务的本质是外部要素对家庭内部要素不足的补充,农业生产过程可分为劳动密集型和土地密集型两种,农业雇工服务和农业机械化服务是对这两种生产过程中要素不足问题的主要补充。基于此,本文将问卷中家庭户层面的农机服务投入、农业雇工投入以及二者加总,分别用以表征农业机械化服务采纳水平、农业雇工服务采纳水平和农业生产性服务采纳水平。从表 1 可见,全样本的农业生产性服务均值为 0.133 万元,其中农业机械化服务为 0.054 万元,农业雇工服务为 0.079 万元。已上网农户的农业生产性服务均值为 0.212 万元,比未上网农户多 0.098 万元,初步表明互联网使用与农业生产性服务采纳存在着正向关联。

(2)核心变量。将 CFPS 问卷中财务回答人定义为户主,以户主是否使用互联网作为农户互联网使用的衡量指标。需要特别说明的是,互联网使用

在 2014 年的问卷中是“你是否上网？”这个问题，在 2016 年和 2018 年为“是否电脑上网？”“是否手机上网？”两个问题。为进行统一，二者有其一，本文就定义样本有上网行为，将之赋值为 1，否则赋值为 0。从表 1 可见，全样本的互联网均值为 0.199，即调查样本中有 19.9% 的户主有互联网使用行为。

(3) 工具变量。本文选取农村居民上网率作为工具变量，主要是基于两个方面的原因。一方面，区县层面的农村上网比例可以衡量一个地区的农村信息化发展水平，比例越大说明该地区农村互联网普及率越高，农户使用互联网的可能性越大，因此与本文的内生变量符合相关性条件；另一方面，区县层面的农村居民上网比例并不会直接影响单个农户的农业生产性服务水平，满足了外生性假设。结合数据可获得性，将 CFPS 中农户所在区县的农村居民平均上网率作为区县农村上网率的衡量指标。样本中上网户的区县农村上网率为 40.26%，远高于未上网户的区县农村上网率 30.38%，初步表明本文的工具变量与内生变量具有相关关系。

(4) 控制变量。根据已有文献，结合 CFPS 数据的可获得性，引入农户三个层面的特征变量以减

少估计的偏误。一是户主层面包括年龄、性别、文化程度、健康程度，从表 1 可见，已上网户主的年龄明显偏低、女性偏多、文化程度偏高、健康状况偏好；二是家庭层面包括农业经营规模、农业商品率、土地转入、非农就业、家庭自用农机、农业劳动力。需要特别说明的是，CFPS 问卷自 2014 年就不再统计家庭户的土地数据，并且本文所用的农业生产性服务是家庭户在从事农林牧副渔活动中所购买的服务费用总值，故采用家庭农副产品生产总价值代替土地规模作为衡量家庭农业经营规模的指标更具合理性。2014 年的 CFPS 问卷未有统计家庭自用农机价值，2014 年数据从 2016 年获取。从表 1 可见，已上网农户比未上网农户的农业经营规模明显更大、非农就业明显更多、家庭自用农机价值明显更大、土地转入相对更多、农业商品率略高；三是村庄层面包括村庄规模、地貌、交通。由于 CFPS 只有 2014 年村庄层级数据，2016 年、2018 年村庄规模、地貌及交通的数据从 2014 年获取。比较来看，已上网农户所在村庄更多处于平原地区，村庄规模相对较小，到县城时间较远。

表 1 变量的描述性统计特征

变量类型	变量名称	变量定义	全样本均值	已上网均值	未上网均值
被解释变量	农业生产性服务	农机服务+农业雇工(万元)	0.133	0.213	0.114
	农业机械化服务	农机服务投入(万元)	0.054	0.070	0.050
	农业雇工服务	农业雇工投入(万元)	0.079	0.143	0.064
核心变量	互联网使用	是=1, 否=0	0.199	1.000	0.000
工具变量	区县农村上网率	所在区县农村居民上网率(%)	32.290	40.260	30.380
户主特征	户主年龄	户主年龄(岁)	50.902	40.992	53.363
	户主性别	男=1, 女=0	0.578	0.562	0.582
	户主文化程度	从文盲(=1)到研究生(=7)	2.159	2.761	2.010
	户主健康状况	从非常健康(=1)到不健康(=5)	3.180	2.918	3.245
	家庭特征	农业经营规模	农副产品生产总值(万元)	1.680	2.268
家庭特征	农业商品率	农副产品销售值/生产总值(%)	0.597	0.603	0.596
	土地转入	是=1, 否=0	0.205	0.229	0.199
	非农就业	农户外出打工收入(万元)	1.477	2.027	1.340
	家庭自用农机	家庭自有农机价值(万元)	0.416	0.614	0.367
	农业劳动力	家庭农业劳动力数量(人)	2.144	2.282	2.110
村庄特征	村庄规模	所在行政村的户数(百户)	5.908	5.744	5.948
	村庄地貌	平原地区=1, 非平原地区=0	0.438	0.479	0.428
	村庄交通	村庄到本县县城时间(小时)	4.141	4.190	4.129

响的基准回归分析

根据上述基准模型设定对样本进行面板 Tobit 模型估计，回归结果如表 2 所示。从核心变量的结

四、实证结果与分析

1. 互联网使用对农户农业生产性服务采纳影

果来看,互联网使用在1%统计水平上对农户农业生产性服务采纳具有显著的正向影响,这表明互联网使用能够显著提升农户对农业生产性服务的采纳水平,验证了本文的假说1。分项来看,互联网使用无论对农户农业机械化服务采纳还是对农户农业雇工服务采纳,都在1%统计水平上具有显著的正向影响,表明我国农村地区互联网发展对农户劳动密集型、土地密集型的生产环节中服务水平提升都具有显著作用,这从实证分析层面支撑了郭海红^[19]、楚明钦^[20]的理论观点,互联网使用能够全方

位驱动农业生产性服务业的发展,这可能是自2013年实施“宽带中国”战略以来我国农业生产性服务业蓬勃发展的一个重要原因。值得关注的是,农业机械化服务是衡量农业生产性服务现代化水平的关键指标,但互联网使用对农户农业机械化服务采纳的影响系数仅为0.018,远低于其对农业雇工服务采纳的影响系数0.149,说明农村地区互联网使用与农业雇工服务已经形成了较为良好的协同效果,但其与农业机械化服务的融合发展水平还需加强。

表2 互联网使用对农户农业生产性服务采纳影响的基准回归结果

变量	农业生产性服务		农业机械化服务		农业雇工服务	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
互联网使用	0.062***	0.024	0.018***	0.007	0.149***	0.051
户主年龄	0.002*	0.001	0.001***	0.000	-0.000	0.002
户主性别	-0.022	0.018	-0.008	0.005	-0.030	0.039
户主文化程度	0.016	0.010	0.009***	0.003	0.019	0.022
户主健康状况	0.003	0.007	0.002	0.002	0.013	0.015
农业经营规模	0.070***	0.002	0.005***	0.001	0.091***	0.004
农业商品率	0.071***	0.025	0.040***	0.007	0.174***	0.054
土地转入	0.176***	0.021	0.037***	0.006	0.331***	0.044
非农就业	0.022***	0.003	0.004***	0.001	0.026***	0.007
家庭自有农机	0.004	0.008	0.002	0.002	0.022	0.014
农业劳动力人数	-0.004	0.008	-0.001	0.002	-0.041**	0.018
村庄规模	0.001	0.001	-0.001***	0.000	0.006**	0.003
村庄地貌	0.245***	0.024	0.136***	0.006	-0.184***	0.048
村庄交通	-0.002*	0.001	-0.001**	0.000	-0.001	0.002
常数项	-0.637***	0.064	-0.218***	0.018	-1.502***	0.138
年份虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
wald-chi2	1350.12		780.44		763.29	
观测值	7842		7842		7842	

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

从控制变量的结果来看,大部分变量都显著影响到了农户对农业生产性服务的采纳水平,分三个层面来看:1)户主特征的回归结果。户主年龄对农业生产性服务采纳和农业机械化服务采纳具有显著的正向影响,这一发现与向云等^[28]的观点一致,即青壮劳动力外出务工后,老龄农户虽有务农意向,但很多农事环节和田间作业无力承担,从而催生了向社会购买农业生产性服务的需求。性别、文化程度和健康状况对农业生产性服务采纳的影响虽不显著,但系数方向符合理论预期,即女性、健康状况较差的农户与老龄农户一样,由于缺乏农业劳动力而更可能采纳农业生产性服务,而文化程度较高农户的非农就业机会相对较多,更可能外出打工进而增加对农业生产性服务的需求^[28,29]。2)家庭特征

的回归结果。农业经营规模、农业商品率、土地转入是衡量农户经营能力的三项指标,表中结果显示,这三项经营指标变量对农业生产性服务及其分项服务都具有显著的正向影响,说明随着农业适度规模化经营的发展,更具有经营能力的新型农业经营主体能够推动我国农业生产性服务业的发展^[30]。非农就业对农业生产性服务采纳及其分项服务采纳都具有显著的影响,影响方向符合理论预期,即农户非农就业增加所引起的农业劳动力减少会导致农业生产性服务采纳水平的提高。家庭自用农机对农业生产性服务采纳及其分项服务采纳都不显著,可能原因是我国大多数农户的自有农机价值偏低,对农业生产性服务采纳的影响不大。农业劳动力人数对农业生产性服务采纳的影响效果不显著,可能

原因是我国农村大多是兼业农户，用绝对数量指标不能很好反映出农业劳动力的实际损失。3) 村庄特征的回归结果。村庄规模对农业机械化服务采纳具有显著负向影响而对农业雇工服务采纳具有显著正向影响。可能原因是大村庄农户受制于“熟人关系”的本村、本组农业生产性服务的购买，抑制了农业机械化的高度发展，另一方面“熟人关系”的约束力降低了劳动监督成本，有利于大村庄农户的农业雇工服务提升^[22]。村庄地貌对农业机械化服务采纳的影响显著为正，即平原地区的农户更倾向于购买农业机械化服务，主要原因是平原地区的地势开阔，适合大型农机连片作业，故比非平原地区的农户更倾向于采纳农业机械化服务。村庄地貌特征对农业雇工服务采纳的影响显著为负，主要原因是非平原地区主要为丘陵、高山、高原等地带，地形特征导致其实施农业机械化作业的难度大，传统劳动力生产仍然是不可或缺的重要生产方式^[31]，故更倾向于购买农业雇工服务。村庄交通对农业机械化

服务采纳具有显著的负向影响而对农业雇工服务的效果不显著，原因是农业机械设备的交通成本高、风险大而劳动力流动成本低、风险小，因而离县城越远的农户，越不利于购买农业机械化服务，而雇工市场不存在这样突出的交通成本问题。

2. 内生性问题处理

为了解决基准模型中潜在的内生性问题，引入工具变量，并运用 CMP 估计法进行回归。从表 3 可见，工具变量系数在 1% 水平上显著影响互联网使用，满足了相关性条件。atanrho_12 参数同样显著，表明 CMP 估计结果更为可靠。与基准回归结果相比，各项解释变量对农业生产性服务采纳、农业机械化服务采纳、农业雇工服务采纳的影响程度虽有所差异，但统计显著性基本一致，表明基准回归结果具有稳健性和可靠性。在考虑内生性问题后，互联网使用对农业生产性服务采纳及分项服务采纳的影响系数比基准回归结果有明显的上升，说明 CMP 估计结果能够进一步证实本文的假说 1。

表 3 互联网使用对农户农业生产性服务采纳影响的工具变量结果

变量	农业生产性服务		农业机械化服务		农业雇工服务	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
互联网使用	0.213***	0.049	0.051***	0.011	0.175***	0.045
户主年龄	0.002***	0.001	0.001***	0.000	0.002**	0.001
户主性别	-0.035*	0.018	-0.010**	0.004	-0.030*	0.016
户主文化程度	0.030***	0.009	0.010***	0.002	0.024***	0.008
户主健康状况	0.010	0.007	0.003*	0.002	0.009	0.006
农业经营规模	0.075***	0.002	0.006***	0.001	0.070***	0.002
农业商品率	0.094***	0.025	0.050***	0.006	0.060***	0.023
土地转入	0.180***	0.021	0.039***	0.005	0.149***	0.019
非农就业	0.026***	0.004	0.004***	0.001	0.023***	0.003
家庭自有农机	0.011	0.007	0.003**	0.001	0.006	0.006
农业劳动力人数	-0.017**	0.008	-0.001	0.002	-0.017**	0.008
村庄规模	0.001	0.001	-0.001***	0.000	0.001	0.001
村庄地貌	0.228***	0.018	0.094***	0.004	0.163***	0.017
村庄交通	-0.002**	0.001	-0.001**	0.000	-0.001*	0.001
常数项	-0.744***	0.060	-0.174***	0.014	-0.659***	0.054
年份虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
工具变量	0.204***	0.018	0.205***	0.018	0.204***	0.018
atanrho_12	-0.097***	0.031	-0.101***	0.029	-0.086***	0.032
观测值	7842		7842		7842	

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

3. 异质性特征分析

基准回归模型和 CMP 估计模型都验证了互联网使用对农户农业生产性服务采纳具有显著的正向促进作用，接着从农户异质性特征来分析互联网使用的影响效果差异。

(1) 互联网使用、户主特征与农业生产性服务采纳。互联网是一种技能偏向型技术进步，不同学习能力个体的互联网使用效果存在差异^[32]。从表 4 可见，文化程度高的户主更可能通过互联网提升其农业生产性服务采纳水平，互联网使用对中青年户

主农业生产性服务采纳水平的提升效果要优于老年户主。一般认为文化程度更高、更年轻的户主学习能力更强,对互联网信息技术技能的掌握水平更高,更有能力通过互联网拓宽信息通道和促进非农就业,进而提升农业生产性服务采纳的积极性。户

主性别的异质性估计结果表明,女性户主更可能使用互联网获取农业生产性服务,主要原因是女性户主在农业生产中处于劳动力劣势,有更高的愿望借助互联网拓宽信息渠道,降低交易成本,获得农业生产性服务。

表4 户主特征的异质性估计结果

变量	户主文化程度		户主年龄		户主性别	
	小学及以下	初中及以上	60岁及以下	60岁以上	男性	女性
互联网使用	0.064 [*] (0.035)	0.082 ^{**} (0.033)	0.076 ^{***} (0.029)	0.064 [*] (0.035)	0.040 (0.037)	0.113 ^{***} (0.030)
特征控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.623 ^{***} (0.090)	-0.807 ^{***} (0.127)	-0.789 ^{***} (0.087)	-0.110 (0.121)	-0.710 ^{***} (0.098)	-0.679 ^{***} (0.078)
观测值	4880	2962	5905	1937	4529	3313

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为标准误,下同。

(2)互联网使用、农业经营规模与农业生产性服务采纳。理论上来说,随着现代农业发展,既拥有农业经营规模优势又掌握互联网信息技术的农户更有能力借助互联网来拓展交易空间和降低交易成本,成为驱动农业生产性服务业创新发展的主力军^[19]。为了验证这一观点,本文以研究样本的农业经营规模中位数为分界线,将农户划分为经营规模较大户和经营规模较小户两个类别进行异质性分析。从表5可见,互联网使用对不同规模农业经营户的农业生产性服务采纳水平都具有显著的促

进作用,但对经营规模较大户的影响明显更大,说明互联网使用对于驱动经营规模较大户参与农业生产性服务具有叠加效果。分项来看,互联网使用对经营规模较大户的农业机械化服务采纳的影响系数为0.025而对较小户的影响为0.015,对经营规模较大户的农业雇工服务采纳的影响系数为0.156而对较小户的影响系数为0.111,说明无论是在促进农业机械化服务采纳上,还是在促进农业雇工服务采纳上,互联网使用对农业经营规模较大户的提升效果都更突出。

表5 农业经营规模的异质性估计结果

变量	农业生产性服务		农业机械化服务		农业雇工服务	
	规模较小户	规模较大户	规模较小户	规模较大户	规模较小户	规模较大户
互联网使用	0.047 ^{***} (0.012)	0.073 [*] (0.042)	0.015 ^{**} (0.006)	0.025 ^{**} (0.012)	0.111 ^{***} (0.036)	0.156 ^{**} (0.078)
特征控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.245 ^{***} (0.031)	-0.894 ^{***} (0.123)	-0.126 ^{***} (0.015)	-0.275 ^{***} (0.034)	-0.737 ^{***} (0.090)	-1.767 ^{***} (0.231)
观测值	3972	3870	3972	3870	3972	3870

(3)互联网使用、村庄地貌与农业生产性服务采纳。从村庄地貌的异质性估计结果来看(表6),非平原地区的农户无论是在农业机械化服务采纳上还是在农业雇工服务采纳上都显著地受到了互联网使用的影响,而平原地区的农户均不显著。这似乎和前文的研究结果即平原地区比非平原地区更倾向于采纳农业生产性服务的观点矛盾,实则不然,这充分说明互联网使用对非平原地区农户获取农业生产性服务的重要贡献。一直以来,平原地区由于地势开阔,适合大型农机连片作业,农业机械

化服务很常见,加之人口相对密集,农业生产传统服务信息渠道丰富,较容易获得雇工服务,从而导致互联网使用的效果不明显。与此相对的是非平原地区处于丘陵山区、高山高原等偏远地带,农户居住分散,农业生产传统服务信息渠道闭塞,农机服务市场发展滞后,劳动力仍然是其不可或缺的重要投入要素。互联网打破了交易空间的地理局限性,农户可以更加便捷地搜寻信息,从更大范围获取差异化、个性化的农业生产性服务以满足自身的农业生产需要,因此互联网使用对非平原地区农户农业

生产性服务采纳的促进效果明显，尤其是对农业雇工服务采纳的影响突出。互联网使用能够加快推动

非平原地区农业生产性服务业的发展，是解决该地区农业劳动力短缺问题的重要手段。

表 6 村庄地貌的异质性估计结果

变量	农业生产性服务		农业机械化服务		农业雇工服务	
	平原	非平原	平原	非平原	平原	非平原
互联网使用	-0.016 (0.020)	0.158*** (0.046)	-0.008 (0.008)	0.051*** (0.013)	0.056 (0.057)	0.228*** (0.076)
特征控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.011 (0.057)	-1.095*** (0.118)	-0.060*** (0.022)	-0.261*** (0.033)	-0.599*** (0.165)	-2.285*** (0.200)
观测值	3435	4407	3435	4407	3435	4407

4. 影响机制分析

为了进一步检验互联网使用对农户农业生产性服务采纳影响的内在机理，本文运用中介效应估计法进行分析，以验证前文所提出的假说 2。

(1) 拓宽信息渠道。农户的信息渠道除了互联网以外，还包括电视、报纸、期刊、广播和他人转告等传统信息渠道。本文将 CFPS 中户主对互联网信息渠道重要性评分除以对所有信息渠道重要性评分总和，得到衡量互联网信息渠道对于传统信息渠道的相对重要性指标，数值越大表明农户越偏向于使用互联网作为信息渠道。由表 7 可见，互联网信息渠道在互联网使用与农业生产性服务采纳之间的传递效果显著为正，中介效应为 50.87%，说明互联网使用可以有效拓宽农户关于农业生产性服务信息的渠道，降低信息交易成本，进而提升对农业生产性服务采纳的积极性。具体来看，互联网信息渠道在互联网使用与农业机械化服务采纳、农业雇工服务采纳之间的传递效果都通过了显著性检验，中介效应分别为 36.98%、56.72%，说明拓宽信息渠道和降低信息不对称是互联网使用提升农户农业生产性服务采纳水平的重要路径。

表 7 互联网信息渠道的中介效应估计结果

传递效果	农业生产性服务	农业机械化服务	农业雇工服务
间接效应	0.0226**	0.0047**	0.0185**
直接效应	0.0218	0.0081*	0.0141
总效应	0.0444***	0.0128***	0.0326**
中介效应(%)	50.87	36.98	56.72

(2) 促进非农就业。表 8 显示的是农户非农就业在互联网使用与农业生产性服务采纳之间的中介效应估计结果，非农就业在互联网使用与农业生产性服务采纳之间的传递效果显著为正，中介效应为 14.59%，说明农户通过使用互联网可以促进非农

就业，加快实现农村劳动力的非农化转移，从而间接提升农户对农业生产性服务的采纳以替代其减少了的农业劳动力。分项来看，非农就业对于互联网使用与农业机械化服务采纳、农业雇工服务采纳之间的间接效应均在 1% 统计性水平下显著为正，但对农业雇工服务采纳的中介效应(16.74%)远高于对农业机械化服务采纳的中介效应(7.45%)，说明农户更倾向于采纳农业雇工服务来解决非农就业增加下的农业劳动力减少问题。

综上所述，互联网使用可以通过拓宽农户信息渠道和促进非农就业两条路径提升农户对农业生产性服务的采纳水平，且两种路径下对农业雇工服务采纳的影响都明显大于对农业机械化服务采纳，说明互联网使用和农业机械化服务的融合发展还需加强。

表 8 非农就业的中介效应估计结果

传递效果	农业生产性服务	农业机械化服务	农业雇工服务
间接效应	0.0077***	0.0010***	0.0066***
直接效应	0.0448***	0.0129***	0.0329**
总效应	0.0525***	0.0139***	0.0395***
中介效应(%)	14.59	7.45	16.74

五、结论与政策建议

本文采用 2014 年、2016 年和 2018 年三期中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据，探讨互联网使用对我国农户的农业生产性服务采纳的影响及作用机制，研究发现：第一，互联网使用对农户农业生产性服务采纳水平具有显著的正向影响。这可能是自 2013 年实施“宽带中国”战略以来我国农业生产性服务业蓬勃发展的一个重要原因。分项来看，互联网使用对农业机械化服务采纳的促进效果远低于对农业雇工服务采纳，表明农村地区互联网使用与农业

机械化服务的协同发展尚需加强。第二,异质性分析发现,互联网使用对于文化程度高和年轻户主的农业生产性服务采纳的提升效果更好,表明对于不同学习能力的户主,互联网使用的效果存在个体差异;女性户主比男性户主更可能通过使用互联网采纳农业生产性服务,这意味着互联网使用对于解决当前农业女性化发展下的农业劳动力短缺问题具有重要价值;互联网使用对农业经营规模较大户的农业生产性服务采纳的提升效果更明显,说明随着我国现代农业发展和农业经营规模化,农户互联网信息技术的应用能力将愈发重要;非平原地区农户在农业生产性服务采纳方面比平原地区农户更易受到互联网使用的正向影响,这体现了互联网使用对于解决非平原地区农业劳动力短缺问题的重要作用。第三,影响机制分析发现,互联网使用可以通过拓宽农户信息渠道和促进非农就业两条路径提升农户对农业生产性服务的采纳水平,且两种路径下对农业雇工服务采纳的影响都明显大于对农业机械化服务采纳,说明农业雇工服务仍然是当下解决农业劳动力短缺问题的重要手段,而互联网使用和农业机械化服务的融合发展还需加强。

基于上述结论,本文提出以下政策建议:第一,应依托互联网大力发展农业生产性服务平台。互联网通过拓宽信息渠道促进农业生产性服务市场主体的供需匹配,可有效提升农户对农业生产性服务的采纳水平。因此,政府要完善农业生产公共服务,引导农业生产性服务组织参与信息化建设,搭建依托于互联网的农业生产性服务信息平台。不仅要详细发布农业生产性服务组织的供给信息,还要根据农户生产经营中的服务需求优化农业生产性服务的质量,让农户能够通过互联网获得精准服务。此外,要推动传统农业生产性服务的数字化转型,加快推动大数据、物联网、人工智能在农业生产中的应用,根据农户的个体特征、家庭特征和村庄特征,因地制宜地打造出更具特色的“互联网+”农业生产性服务,尤其是要加快互联网使用与农业机械化服务的融合发展进程。第二,应加大农村互联网信息基础设施建设。本研究发现互联网使用可以显著提升农户农业生产性服务采纳水平,是实现传统农户与现代农业发展有机衔接的重要信息技术手段。因此要大幅提高农村地区互联网设施建设,加快农村

宽带通信、移动网络、数字电视和新一代互联网的构建与普及。对农村居民尤其是非平原地区的农户,要实施推广互联网设施入户的惠农补贴政策,财政支持农村地区的宽带网络建设,推进移动互联网在农村地区的普及发展。第三,应加强对农村劳动力的互联网技能技术培训。推动互联网在农村地区的发展,发挥其对农业生产性服务发展的促进作用,还需要提升农村劳动力的互联网使用能力。互联网是一种技能偏向型技术进步,对文化程度较低、年龄偏大的农户采纳农业生产性服务的促进作用有限。为此,要组织宣传示范、培训互联网技能技术,提高农民通过互联网使用获取农业生产性服务市场信息的主动性,鼓励农业从业者利用互联网的信息载体功能发布农业生产性服务市场供求信息,破解农业生产性服务长期以来受限于本地物理空间的局限性。

注释:

- ① 数据来源:《全国农产品成本收益汇编》。
② 数据来源:《中国互联网络发展状况统计报告》。

参考文献:

- [1] 陈锡文. 从农村改革四十年看乡村振兴战略的提出[J]. 行政管理改革, 2018(4): 4-10.
- [2] 戴攸峥, 易文彬. 新型城镇化背景下农村空心化的治理[J]. 南昌大学学报(人文社会科学版), 2015, 46(5): 65-70.
- [3] 冀名峰. 农业生产性服务业: 我国农业现代化历史上的第三次动能[J]. 农业经济问题, 2018(3): 9-15.
- [4] 芦千文, 高鸣. 中国农业生产性服务业支持政策的演变轨迹、框架与调整思路[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(5): 142-155.
- [5] 姜长云. 中国农业生产性服务业的形成发展及其趋势、模式[J]. 宏观经济研究, 2020(7): 97-105.
- [6] 张晓敏, 姜长云. 不同类型农户对农业生产性服务的供给评价和需求意愿[J]. 经济与管理研究, 2015, 36(8): 70-76.
- [7] 陈迪, 修晨, 韩晓燕. 东北玉米种植户农业生产性服务采纳行为差异研究——基于兼业异质性视角[J]. 玉米科学, 2021, 29(2): 179-185.
- [8] 张露, 郭晴, 张俊飏, 等. 农户对气候灾害响应型生产性公共服务的需求及其影响因素分析——基于湖北省十县(区、市)百组千户的调查[J]. 中国农村观察, 2017(3): 102-116.
- [9] 庄丽娟, 贺梅英, 张杰. 农业生产性服务需求意愿及影响因素分析——以广东省450户荔枝生产者的调查为例[J]. 中国农村经济, 2011(3): 70-78.

(下转第20页)