

互联网使用、农业生产效率与 乡村振兴的内涵式发展

杨佳琪,张家才,余典范

(上海财经大学商学院,上海200433)



摘要 推进农业智能化建设,提高农业生产效率,是实现乡村振兴的有效途径。基于2010年、2014年、2016年和2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证分析互联网使用对农业生产效率的影响和内在机制,最后讨论提升农业生产效率对乡村振兴内涵式发展的重要意义。研究发现:(1)互联网使用能够显著提高农业生产效率,这一结论在经过一系列稳健性检验与内生性处理后仍然成立。(2)机制分析表明农户使用互联网可以加速推广应用农业新兴技术、优化土地资源配置效率和强化社会网络关系,进而提升农业生产效率。(3)异质性分析发现在农村地区、连片特困地区和胡焕庸线以西地区提高农户互联网使用率对农业生产效率的提升作用更显著。(4)进一步分析发现,提高农业生产效率有助于巩固脱贫成果、增加农业家庭收入、助力农民需求升级和提升农民幸福感,从而加快实现乡村振兴的内涵式发展。

关键词 互联网;农业生产效率;乡村振兴;数字经济

中图分类号:F323.5 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2023)05-0053-13

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2023.05.006

乡村振兴战略是党中央解决“三农”问题,破解新时代下城乡发展不平衡和农村发展不充分问题做出的重要战略部署,主要包括“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”五个方面的基本要求和内涵,其中产业兴旺是重点。实现产业兴旺的重要途径在于发展现代农业,全面提高农业生产效率。发展现代农业已经成为有效推动农业供给侧结构性改革和实现乡村振兴战略的重要现实任务和经济基础^[1-2]。党的二十大报告也明确提出要坚持农业农村优先发展,加快建设农业强国,扎实推动乡村产业振兴,不断提高土地产出率、劳动生产率和资源利用率。然而,目前我国农业生产仍然面临着“三量齐增,三本齐升”的处境,通过加大生产要素投入和资源消耗等传统方法已经难以实现农业高质量发展的目标^[3]。充分发挥现代信息技术在乡村振兴战略中的支撑作用,发展现代智慧农业,利用互联网技术改造传统农业产销方式,强化农业科技和装备支撑,提高农业生产效率,确保单位产出提质增量已经成为促进农业经济高质量发展的主要途径之一。

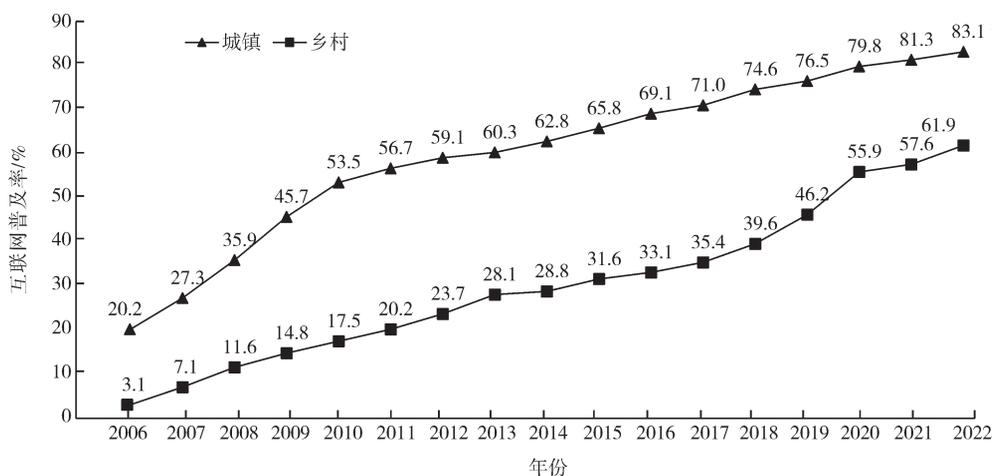
发展现代农业,提高农业生产效率是乡村产业兴旺的内在要求。在提升农业生产效率的传统动力不足时,互联网等数字技术和农业生产的深度融合是实现农业高质量发展、促进乡村振兴的重要途径。实施乡村振兴战略,需要着重发展农业互联网新产业、新业态。中共中央、国务院2018年印发的《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》中明确提出要实施数字乡村战略,逐步夯实乡村信息化基础。据历年中国互联网调查报告显示,我国乡村地区的互联网普及率从2005年的3.1%快速增长到2022年底的61.9%,增长近20倍(图1)。商务部数据显示,2022年全国农村网络零售额2.17万亿元,同比增长3.6%,农村电商产业正逐渐为农业农村发展注入新动力。全国农业科技贡献率更是突

收稿日期:2022-11-14

基金项目:国家社会科学基金项目“我国核心技术自主创新突破口与实现路径的体制机制研究”(20BJY039);国家社会科学基金项目“数字化转型驱动农业绿色生产的机制与政策研究”(21BJY184)。

破62.4%,以互联网为载体的农业信息科技正全方位促进农业的高质量发展。

目前关于数字经济与“三农”问题的研究主要关注互联网使用对农民增收、贫困治理、非农就业以及农业经济增长等方面的影响^[4],而关于农业生产效率的分析主要集中于土地制度创新与劳动力因素引致的规模经济和人口红利等方面^[5]。相比之下,关于互联网和数字经济赋能农业生产效率的实证研究较为缺乏。理论上,农业互联网的发展一方面加大了新兴科技向农业渗透,如农用无人机、智能大棚、农村电商等新兴互联网农业技术的应用,正逐步解放和发展农村生产力、提高农业生产效率;另一方面,互联网能够拓宽农户信息获取渠道,强化社会网络关系,有效降低信息搜寻成本^[6],缓解农业生产活动中广泛存在的信息不对称问题。互联网和数字经济赋能农业发展既能够促进资本、土地以及劳动力等农业生产要素的有序流动,加速土地流转和农业剩余劳动力转换,提高土地资源配置效率并且推动规模化运营;又能便利农户利用社会网络关系和互联网实时信息精准对接市场需求,降低农业交易成本^[7],在提升农业生产效率的同时,为农业现代化奠定有利的基础条件。



注:数据来源于历年《中国互联网使用调查报告》。

图1 中国城乡地区互联网普及率

相较于现有研究,本文边际贡献主要体现在三个方面:其一,在现有文献对土地制度、资本投入和劳动投入影响农业生产效率的研究基础上,从互联网科技赋能角度出发,实证分析互联网使用对提升农业生产效率的重要作用,为进一步推进乡村振兴提供实践方向。其二,从农业供给端和需求端两方面出发,对互联网提升农业生产效率的机制进行深入分析,实证检验互联网加速农业新技术应用、优化土地资源配置和强化社会网络关系三个主要机制。其三,进一步分析提高农业生产效率对巩固拓展脱贫攻坚成果、收入增长、需求升级和幸福感提升等乡村振兴内涵的促进效应,丰富农村数字化转型推动乡村振兴内涵式发展的作用机理。

一、研究假说

互联网与农业的融合发展,能够加速农业科技信息传播,便利农业新兴科技的推广与应用,优化农业生产要素配置,拓展农产品销售网络。互联网能够降低信息扩散成本,促进农业科技成果的应用、落地和转化,发挥农业技术升级效应^[8];互联网农业供需信息渠道的增加改变了农业投资决策模式,提升农户农业生产全周期决策的科学性^[2]。在生产上,新型数字技术的应用推动田园管理智能化向纵深发展,利用新兴信息技术可构建智能化管理体系,对农业生产实行全周期智能管理,同时加速了农业劳动力和土地等生产要素的优化配置。在销售上,新型数字技术加强农商互联,密切产销衔接,同时农户社会联系日益紧密,有助于农户社会网络关系的扩展和强化^[9],以直播带货为代表的农村电子商务模式迅速崛起,为农产品销售开拓更广阔市场空间。总之,互联网的使用能够提高供给端农产品产量和质量,优化农业生产要素配置,降低需求端因信息不对称导致的高额交易成本,拓宽

农产品销售渠道,有助于促进农户增产增收,最终提升农业生产效率。由此提出如下假说:

H₁:互联网使用可以提升农业生产效率。

互联网的使用能够加速推广应用农业新兴技术。互联网对农业全要素生产率的提升效应主要依赖技术进步,农业人力资本积累则起到正向调节作用^[10]。以大数据、云计算和人工智能等为基础的农业新兴技术可以极大地解放和发展农业生产力。一方面,互联网以在线图文、短视频等为媒介加速了新兴农业技术的推广与应用^[6]。新型农业技术可借助多种在线渠道以极低的成本在农户中传播,农村熟人社会中的同群效应则进一步提高了农户接触和应用新兴农业技术的机会。另一方面,互联网技术能够显著降低新兴农业技术和经营模式的学习成本,网络培训等农业技术学习渠道的增加可有效提高农户专业技术水平,加速农业人力资本积累。由此,提出如下假说:

H₂:互联网使用可以加速推广应用农业新兴技术,提升农业生产效率。

互联网的使用可以加速土地流转,提高土地配置效率,其原因包括以下两点。其一,相较于传统媒介,使用互联网进一步加快信息流通速度,降低了信息传播成本^[11],高效真实的信息流有利于提高土地流转效率,实现土地集约化利用和规模化经营^[12-13],在一定程度上解决农业分散化和抗风险能力弱的问题。其二,互联网能够降低农村劳动力市场的信息不对称,促进劳动力城乡流动,尤其是促进农业劳动力的兼业生产和非农转移^[14],进而提高农民土地流转意愿。互联网使用加速土地流转有助于改善农业生产劳动力和土地资源的错配情况,提高农业资源配置效率^[15-16]。基于此,提出如下假说:

H₃:互联网使用可以优化土地资源配置,进而提升农业生产效率。

互联网可以强化社会网络关系,加强“传帮带”等多种形式的农业互助与信息沟通^[17]。在传统农业经济环境中,社会网络大多以家庭亲友关系为基础,并且深刻影响着农户信息获取质量和社会经济地位^[18]。使用互联网进一步降低了信息沟通成本,能够强化农户与家庭亲友间联系,也有助于农户建立新的社会关系,从而拓宽农户社会网络关系的深度和广度。现有文献表明,社会网络关系的强化能够显著提升农业技术效率,增加农业销售收入^[19]。其一,在更紧密社会网络关系中,“传帮带”等信息交流形式更加普遍,互联网技术的出现增强了信息时效性,学习沟通成本大幅降低,有助于进一步促进农业技术外溢^[20]。其二,社会网络关系有利于缓解信贷约束,家庭亲友和宗族内部的共同帮扶与背书能够在一定程度上降低融资成本,激励农户加大长期农业生产投入^[21]。其三,紧密社会网络关系也可以帮助农户快速获取市场动态,拓宽市场渠道,降低农业信息不对称性。基于此,提出如下假说:

H₄:互联网使用可以强化农户社会网络关系,提高农业生产效率。

二、数据来源、研究设计与变量说明

1. 数据来源与处理

数据主要来源于历年中国家庭追踪调查数据(CFPS),并对数据进行如下处理:①2012年CFPS数据库手机与互联网模块相关问题缺失,故采用2010年、2014年、2016年和2018年调查结果构建面板数据。②剔除没有直接进行农业生产的家庭和个人样本。③剔除关键数据缺失的样本。最终数据包括1744个村庄的9385户家庭,共21956个样本。

2. 研究设计

借鉴钱龙等^[22]的实证分析模型,设定如下基准回归模型:

$$land_efficiency_{it} = \alpha + \beta Net_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \theta_c + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $land_efficiency_{it}$ 表示*i*家庭*t*年农业生产效率水平; Net_{it} 表示家庭的互联网使用情况; X_{it} 表示一系列控制变量,具体包括家庭和户主两个层面基本信息, μ_i 、 θ_c 、 λ_t 分别表示家庭、村庄和年份固定效应,以控制其他可能的遗漏变量。 ϵ_{it} 为随机误差项,回归中所有标准误都聚类到家庭层面。

3. 变量说明

(1)被解释变量。核心被解释变量为农业生产效率,主要指农业土地的产出效率。借鉴 Carletto

等^[23]的研究,采用单位面积的农作物产出来表示农业生产效率。单位面积的农作物产出为家庭农业总产值与家庭实际耕种面积的比值,其中家庭农业总产值为家庭自主消费和用于销售的农作物价值之和;考虑到土地流转的因素,家庭实际耕种面积采用家庭自有土地面积减去转出土地面积加上转入土地面积来衡量。

(2)解释变量。核心解释变量为家庭互联网使用情况。既有研究中主要采用家庭是否使用互联网和互联网使用频率来衡量家庭互联网使用情况。前者度量互联网接入度,后者衡量互联网使用强度,但此类衡量方法容易受到家庭规模等因素的干扰,可能产生较大偏差。在此采用家庭农业劳动力中使用互联网的人数占比度量农业家庭的互联网使用情况,即家庭农业生产成员中使用互联网的人数占家庭农业生产成员的总人数之比。基于实证研究的审慎性原则,将农业生产成员中使用互联网使用总人数等指标作为稳健性检验。在研究样本中,农业劳动力的互联网使用率均值为0.22,表明即使家庭接入了互联网,在农业生产中的真实利用率仍然较低,这可能源于人力资本缺乏,劳动者知识水平和应用场景的不匹配,这一比例随着时间推移逐步提升,2018年均值达到了0.39。对家庭是否使用互联网进行分组检验,发现在家庭接入互联网的组别中土地地均产值为1107元,未使用互联网的家庭组中均值为976元,t检验结果显示二者存在着显著差异,这一结果初步佐证了互联网使用提升农业生产效率的假说。

(3)控制变量。除主要解释变量外,控制可能影响家庭农业生产效率的户主特征和家庭特征。详细变量定义与描述性统计见表1。

表1 变量定义与描述性统计

变量	代码	定义与赋值	均值	标准差
被解释变量				
农业单位面积产出效率	<i>land_efficiency</i>	出售和自家消费的农副产品总值占实际耕种土地面积之比(元/亩),取对数	6.939	1.261
农业人均产出效率	<i>labor_efficiency</i>	出售和自家消费的农副产品总值占家庭农业劳动力数量之比(元/人),取对数	7.694	1.267
核心解释变量				
家庭农业劳动力中使用互联网的人数占比	<i>net_ratio</i>	家庭农业生产劳动力中使用互联网的人数占家庭农业生产劳动力的总人数之比	0.215	0.292
户主控制变量				
户主实际年龄	<i>lnageh</i>	户主实际年龄,取对数	3.877	0.253
户主性别	<i>genderh</i>	女性=0;男性=1	0.612	0.487
户主健康状况	<i>healthh</i>	非常健康=1;很健康=2;比较健康=3;一般=4;不健康=5	2.832	1.337
户主是否党员	<i>partyh</i>	不是党员=0;是党员=1	0.056	0.230
户主是否结婚	<i>marriageh</i>	未婚/离婚/丧偶=0;在婚=1	0.905	0.293
户主是否有医保	<i>insurh</i>	无医疗保险=0;有医疗保险=1	0.945	0.227
家庭控制变量				
家庭成员最高受教育水平 ^①	<i>edumax</i>	文盲/半文盲=0;小学=3;初中=4;高中=5;大专=6;大学本科=7;硕士=8;博士=9	3.526	1.625
农业劳动力数量	<i>mlabor</i>	家庭中从事农业生产的劳动力数量	3.276	1.116
未成年子女数量	<i>mchild</i>	家庭中未成年子女数量	2.540	1.257
劳动力平均年龄	<i>lnmlvage</i>	家庭中农业生产劳动力的平均年龄	3.644	0.157

① CFPS调查问卷不同年份受教育程度编码有所不同,为方便使用,CFPS数据库官方对2018年前的调查数据进行了调整,研究者可统一采用2018年的编码方式,本文采用官方调整后的受教育程度进行分析,故缺少编码1和2。关于这一变量更详细说明可以参考《2018年数据库介绍及数据清理报告》《中国家庭追踪调查2010年教育程度相关变量清理与评估》。

三、实证分析

1. 基准回归

基准回归结果见表2。在加入全部固定效应的情况下,无论是否加入控制变量,互联网的使用均显著提升了家庭农业生产效率。在未加入控制变量的表2模型1中,使用互联网可以增加单位产出11.18%^①。在加入一系列控制变量后,使用互联网仍然可以促进家庭农业生产效率提高10.08%,即每亩土地将增收103.96元。在研究样本中,家庭平均经营土地面积为9.99亩,意味着使用互联网在平均意义上可以使农业家庭增收1038元。

2. 稳健性检验与内生性讨论

(1) 替换被解释变量。参考钱龙等^[22]研究,表3模型1和模型2中分别采用人均农业产值和自有土地单位面积产值衡量农业生产效率,回归结果与基准回归基本一致。

(2) 替换解释变量。其一,采用家庭农业劳动力中互联网的使用总人数来衡量家庭互联网使用情况。表3模型3和模型4中回归结果显示家庭劳动力中的互联网使用人数越多,越有可能提高农业生产效率。其二,进一步考虑家庭是否使用互联网对农业生产效率的影响,构建家庭是否使用互联网的虚拟变量,当家庭中至少有一人使用互联网时定义为1,否则为0。表3模型5的结果显示家庭互联网的接入也会显著提高农业生产效率,但系数大小和显著性略有下降,其原因在于互联网对农业生产效率的影响还受互联网的应用程度以及是否直接应用于农业等其他因素的影响。综上,可以认为基准实证结果是可靠的,即应用互联网能够显著提升农业生产效率。

(3) 内生性讨论。为处理反向因果导致的内生性问题,参考韦倩等^[24]、杨碧云等^[25]的研究,选取户主对互联网信息渠道的重视程度作为家庭互联网使用的工具变量。CFPS调查问卷中“互联网信息渠道对您/你的重要性”问题需要受访者根据自身主观感受通过1~5分量表的形式进行打分,分值越大代表受访者认为互联网作为信息渠道越重要。工具变量的相关性方面,CFPS数据将户主定义为农业家庭经营活动中的管账人,在家庭农业生产决策中具有较强话语权,户主对互联网信息渠道的重视程度越高则家庭越有可能接入并使用互联网。外生性方面,户主对互联网信息渠道的重视程度作为一种主观认知,无法直接影响农业家庭的农业生产效率。表4模型1显示户主对互联网信息渠道的重视程度与农业家庭的互联网使用高度正相关,相关性假设得以满足,且通过了一系列工具变量检验。表4模型2第二阶段结果与基准回归结果一致,表明在考虑模型潜在的内生性问题后,基准

表2 基准回归结果

变量	模型1	模型2	模型3
	未加入控制变量	加入户主变量	加入家庭变量
农业劳动力互联网使用人数占比	0.123*** (0.034)	0.106*** (0.035)	0.096*** (0.036)
户主实际年龄		-0.169*** (0.048)	-0.162*** (0.050)
户主性别		0.148*** (0.021)	0.149*** (0.022)
户主健康状况		-0.011 (0.008)	-0.009 (0.008)
户主是否党员		0.021 (0.046)	0.007 (0.046)
户主是否结婚		0.119*** (0.044)	0.116*** (0.045)
户主是否有医保		0.101*** (0.037)	0.097*** (0.037)
家庭成员最高受教育水平			-0.005 (0.006)
农业劳动力数量			0.022** (0.010)
未成年子女数量			0.046*** (0.017)
劳动力平均年龄			-0.126* (0.071)
常数项	6.926*** (0.007)	7.325*** (0.187)	7.586*** (0.292)
固定效应	Y	Y	Y
N	19314	19221	19002
R ²	0.720	0.723	0.724

注:*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为标准误。所有回归均聚类到家庭层面,所有表格中固定效应均指代家庭、村庄和年份固定效应,下表同。

① 采用半对数模型进行估计,故生产效率的增长率为: $e^{0.123} - 1 = 11.18\%$,在加入控制变量后的生产效率增长率为: $e^{0.096} - 1 = 10.08\%$ 。

表3 稳健性检验

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
	人均农业产值	自有土地单位面积产值	单位面积产值	农业人均产值	单位面积产值
农业劳动力互联网使用人数占比	0.073** (0.036)	0.091** (0.035)			
家庭农业劳动力互联网使用总人数			0.032*** (0.011)	0.026** (0.011)	
家庭是否使用互联网					0.034* (0.019)
常数项	9.555*** (0.294)	7.689*** (0.291)	7.572*** (0.289)	9.574*** (0.291)	7.614*** (0.289)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
N	18973	19012	19012	19012	19012
R ²	0.736	0.725	0.721	0.725	0.721

结论仍然成立。

(4)外生冲击检验。为进一步证明结论的稳健性,参考于新亮等^[26]的方法,以宽带中国建设项目为准自然实验,采用双重差分法分析互联网使用对农业生产效率的影响。为检验宽带中国项目实验前后互联网使用与农业生产效率的关系,将进入宽带中国建设项目的区县定义为处理组,将其他区县定义为对照组。并将宽带中国项目开始实施的当年及以前年份定义为政策发生前,从第二年起定义为政策后,通过将二者交乘构建双重差分模型进行检验。表4模型3的估计结果显示宽带中国战略的实施,提高了农业家庭宽带接入机会,显著提升了农业生产效率。综上,一系列稳健性检验和内生性讨论结果表明基准结论是稳健和可靠的,H₁得以验证。

表4 内生性讨论

N=19002

变量	模型1	模型2	模型3
	农业劳动力互联网使用人数占比	农业单位面积产出效率	农业单位面积产出效率
对互联网信息渠道的重视程度	0.049*** (0.002)		
农业劳动力互联网使用人数占比		0.323** (0.153)	
宽带中国建设项目外生冲击检验			0.297** (0.132)
常数项	1.473*** (0.057)		7.642*** (0.303)
控制变量	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y
KP Wald F值	665.898***		

3. 异质性分析

(1)城乡差异。党的二十大报告指出全面推进乡村振兴要坚持农村农业优先发展,促进城乡融合发展和城乡要素流动。实现乡村振兴需要进一步缩小城乡差异,逐步打破城乡二元结构,而城乡之间在互联网接入度、使用效率、应用场景上存在着较大差别。根据家庭居住地城乡属性可以将全样本划分为城镇地区和农村地区,分析互联网对农业生产效率影响的城乡差异。表5模型1和模型2显示互联网使用只对农村地区的农业生产效率存在显著提升效应,其原因在于城乡之间的农业生产选择和互联网应用场景之间存在较大差异。根据霍华德提出的“田园城市”理论,城镇农业生产包含都市型农业和城郊型农业,二者直接服务于城市需要,农业技术水平和农业生产性服务水平相对较高,互联网使用带来的边际效应有限。相比之下,乡村地区的农业生产相对落后,信息流通速度

慢,销售渠道不畅通,而互联网使用能够完善农村基础设施、加速新技术的应用,也为农产品销售打开新市场,促进农产品向城市流动,加速实现农产品价值。因此,互联网使用对农村地区农业生产效率具有更显著提升作用。

(2)是否集中连片特困地区。集中连片特困地区指中国14个连片特别贫困地区^①,是国家脱贫攻坚的主战场。虽然在2020年我国已经基本完成脱贫攻坚任务,但进一步巩固脱贫攻坚成果,提高贫困地区尤其是集中连片特困地区农民收入已成为当前农村工作的一项重要内容。将CFPS调查样本按国家集中连片特困区范围进行划分,区分出集中连片特困地区和其他地区进行分样本分析。表5模型3和模型4的实证检验结果说明引入数字经济等科技力量,充分利用互联网科技赋能可以为落后地区的农业生产效率提供增长动力,对进一步提升落后地区的经济增长潜力,促进农业高质量发展和巩固脱贫攻坚成果具有重要的实践意义。

(3)区域差异。鉴于中国人口分布特征和数字经济建设的成本收益原则,东西部地区经济增长和社会发展的分界线——胡焕庸线^②备受关注。胡焕庸线以东地区自古以来就是我国农业生产的优势区域,农业生产力更为先进;而胡焕庸线以西地区受限于信息不对称、农业技术落后、农产品种类及其销售渠道单一,农业生产力发展缓慢但潜力巨大。表5模型5和模型6的实证结果显示在胡焕庸线以东地区,较强的农业生产基础导致互联网促进农业生产效率的作用并不明显;而在胡焕庸线以西地区,农业生产基础相对落后,互联网的使用能够在极大程度上缓解西部地区信息不对称,释放农业生产潜力、扩大农产品销售渠道,对农业生产效率的提升作用较强。

表5 异质性分析结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	农村地区	城镇地区	集中连片特困区	其他地区	胡焕庸线以西	胡焕庸线以东
农业劳动力互联网使用人数占比	0.107*** (0.041)	0.088 (0.084)	0.176*** (0.061)	0.054 (0.045)	0.256*** (0.069)	0.033 (0.043)
常数项	7.638*** (0.335)	7.545*** (0.695)	6.649*** (0.463)	8.081*** (0.390)	5.991*** (0.518)	8.253*** (0.371)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	14365	3572	6480	11970	4742	13044
R ²	0.727	0.712	0.752	0.698	0.741	0.708

4. 机制检验

(1)加速推广应用农业新兴技术。根据理论分析,互联网使用可以促进新兴技术的推广和应用,从而提高农户生产效率。参考唐林等^[27]的方法,以农业生产中的人均机器设备投入额作为农业新技术应用的代理变量。无论是先进的农业生产技术还是数字化的农业管理、监测等新兴技术,必然有一定物理载体才能作用于直接的农业生产活动中。农业中的机械设备作为农业新技术的载体,可以相对准确地衡量农业新技术的应用程度。人均机械设备投入越高,代表农业新技术应用越多,反之则越少。表6模型1和模型2的结果表明互联网的使用能够加速农业科技的推广与应用,且进一步促进了农业高效率经营、提高了单位面积产出绩效。模型3展示了工具变量法第二阶段的回归结果,表明在考虑机制检验模型的内生性问题后,互联网使用能够通过促进农业科技的推广和应用来提高农业生产效率的结论依然成立,H₂得以验证。

(2)优化土地资源配置。土地作为关键农业生产要素之一,其有序流转是土地资源优化配置的

① 2011年12月6日,国务院发布《中国农村扶贫开发纲要(2011—2020年)》。其中第十条明确指出:六盘山区、秦巴山区、武陵山区、乌蒙山区、滇桂黔石漠化区、滇西边境山区、大兴安岭南麓山区、燕山—太行山区、吕梁山区、大别山区、罗霄山区等区域的连片特困地区和已明确实施特殊政策的西藏、四省藏区、新疆南疆三地州是扶贫攻坚主战场。

② 胡焕庸线又名黑河—腾冲分割线,是1935年著名地理经济学家胡焕庸教授提出的一条人口分布地理线。在传统经济中,人口分布基本上决定了经济社会发展程度,至今,中国经济和人口分布仍然遵循着胡焕庸线所提出的分布特征。

基础。土地流转制度是土地使用权的二次优化配置,其流转方向将从低效生产流向高效生产方式。如果存在土地流转,那么流转过程中将伴随着效率的改进^[28]。党的二十大报告明确提出需要鼓励依法自愿有偿的土地转让,保障农民合法的土地权益和财产权益。然而农民较低的土地流转意愿和农村土地流转市场的信息不对称问题严重限制了农业的集约化和规模化经营。互联网的使用能够加快信息流通速度,提高土地流转效率,优化土地资源配置,从而提升农业生产效率;还能通过鼓励农村剩余劳动力转移,强化农村土地流转意愿,加速土地流转,并最终提高农业生产效率。

为检验这一机制,识别出家庭当年是否有土地流转(包括转入和转出)后采用固定效应面板logit模型进行分析,表6模型4和模型5表明互联网的使用能够显著提升农村家庭土地流转概率,优化农村土地资源配置,有效提高农业生产效率。模型6的结果表明在考虑内生性问题后,互联网使用通过优化农业土地资源配置提高农业生产效率的结论依然稳健, H_3 得以验证。

(3)强化社会网络关系。互联网的使用不仅能够从生产端直接影响农业生产效率,而且也能从需求端间接提高农业生产效率。社会网络作为一种非正式制度,其内部具有更多事前信息,提供了基本信任关系,通过不断积累社会资本而形成和拓展^[29]。电商平台、互联网金融和网络社交媒体等互联网产品能够降低农户积累和维系社会网络的成本,有利于农户维护其既有外部关系并建立新的社会联系,密切农户家庭之间的社会网络关系。强大的社会网络关系有利于农户从网络内部获取更多技术和资本等生产要素并拓展农业销售渠道。

参考周广肃等^[9]的研究,采用家庭人情支出来衡量社会网络关系,即家庭每年向亲朋好友送出的礼物或礼金支出。一般而言,更高的人情支出代表更加紧密的家庭社会网络关系,信息交流也更加频繁。表6模型7和模型8表明农户互联网使用会显著增加人情支出,强化社会网络关系,进而提高单位面积农业生产效率。模型9表明考虑内生性问题后这一结论仍然成立, H_4 得以验证。

表6 机制检验

变量	模型1 农业人均机械资本投入	模型2 生产效率 (OLS)	模型3 生产效率 (2SLS)	模型4 土地流转	模型5 生产效率 (OLS)	模型6 生产效率 (2SLS)	模型7 社会网络	模型8 生产效率 (OLS)	模型9 生产效率 (2SLS)
农业劳动力互联网使用人数占比	0.158*** (0.054)	0.091** (0.035)	0.289* (0.153)	0.045*** (0.015)	0.091** (0.035)	0.327** (0.153)	0.241*** (0.075)	0.088* (0.049)	0.465*** (0.173)
农业人均机械资本投入		0.032*** (0.007)	0.052*** (0.007)						
土地流转					0.120*** (0.022)	0.082*** (0.022)			
社会网络关系								0.038*** (0.008)	0.051*** (0.008)
常数项	2.830*** (0.445)	7.494*** (0.293)		0.118 (0.131)	7.571*** (0.293)		8.162*** (0.831)	7.702*** (0.487)	
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	19002	19002	19002	19002	19002	19002	11316	11316	11316
R ²	0.613	0.725		0.550	0.725		0.630	0.765	

四、进一步讨论

党的二十大报告明确提出要全面推进乡村振兴战略,强调农村是全面建设社会主义现代化国家最艰巨最繁重的任务。促进农业的高质量发展需要以市场需求为导向、以科技为支撑,走内涵式现代农业发展道路。这依赖于农业生产提质增效,具体表现为农村产业兴旺、乡村治理体系的均衡有序发展、农民生活富裕和幸福等形式。为探索农业高效生产对乡村振兴的重要支撑作用,参考张挺

等^[30]提出的乡村振兴评价指标体系,尝试探讨互联网使用推动农业生产效率提高带来的巩固脱贫效应、收入增长效应、需求升级效应以及幸福感提升效应。

1. 巩固脱贫效应

乡村治理是国家治理的基石,也是乡村振兴的基础。2020年是我国全面建成小康社会、全面消除绝对贫困的收官之年,这意味着我国从此消除了数千年的绝对贫困。但是,绝对贫困的消除并不意味着扶贫工作的终结,2022年中央一号文件的两条重要底线之一正是“不发生规模性返贫”。党的二十大报告同样强调需要进一步巩固拓展脱贫攻坚成果,增强脱贫地区和脱贫群众的内生发展动力。李实等^[31]以全国居民收入中位数的40%作为标准进行了相对贫困的测算,发现即使在2018年,农村相对贫困发生率约为14%,仍然有将近1亿的农村人口处于相对贫困中。若采用欧盟或者OECD国家50%或者60%的国际标准测算,相对贫困的发生率将更严重。当前贫困治理的主要任务在于如何高效巩固拓展脱贫攻坚成果,促进减贫治理长效化,为农业农村发展提供持续强劲的内生动力,这是实现乡村“治理有效”的重要基石。为此,构建如下实证模型,检验互联网使用如何通过提高农业土地生产效率强化对于巩固拓展脱贫攻坚成果的效应。

$$Poverty_{it} = \alpha + \beta Net_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$Poverty_{it} = \alpha + \beta Net_{it} + \gamma land_efficiency_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中,被解释变量 $Poverty_{it}$ 为家庭相对贫困发生率。参考孙久文等^[32]的测算方法,将农户家庭人均纯收入在全样本中排序处于最低40%的部分农户认定为相对贫困。表7的面板logit回归结果表明推广互联网技术的深度应用能够缩小信息鸿沟,提升农户家庭生产经营效率,降低相对贫困发生概率。

表7 巩固脱贫效应

N=21665

变量	模型1	模型2	模型3	模型3
	相对贫困	边际效应	相对贫困	边际效应
农业劳动力互联网使用人数占比	-1.056*** (0.070)	-0.198*** (0.013)	-1.007*** (0.071)	-0.184*** (0.013)
农业生产效率			-0.342*** (0.016)	-0.062*** (0.003)
常数项	2.503*** (0.480)		4.921*** (0.499)	
控制变量	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y

2. 收入增长效应

增加农民收入是中央“三农”工作的中心任务,促进农民农业稳定增收是实现乡村振兴战略的内在要求。从收入水平的三个维度可以考察农业生产效率的收入增长效应:一是农户收入绝对水平,选取家庭净收入作为代理变量^[30]。二是收入结构的不断优化,选取家庭人均经营性收入占比作为收入结构代理变量。根据CFPS数据库,农户经营性收入包括自家农业收入、自家个体和私营经济收入以及其他自雇类工作收入。经营性收入占比的提升,表明农户持续创收能力和风险抵抗能力的不断增强,对于保障农产品长效供给具有重要的作用。三是农户收入的均衡程度,考虑到乡村层级样本量较小而省级层面颗粒度较大的现实情况,采用CFPS问卷中的家庭收入数据计算区县层面的基尼系数,并作为收入均衡程度的代理变量。

表8模型1和模型2表明互联网使用能够通过提高农业生产效率显著增加农业家庭净收入,这有利于缓解家庭消费预算约束,扩大消费可行集,改善家庭福利水平。模型3和模型4则表明互联网使用可以通过提高农业生产效率显著增加农户经营性收入占比,这可能来源于农业经营性收入和非农经营性收入的双重增长。一方面,互联网接入带来的农业生产效率提高能够直接促进农业经营性收入的增长,提高农业生产积极性,保障农业生产和粮食稳定;另一方面,农业生产效率的提高,缩短了

农业必要劳动时间,农业剩余劳动力被释放,使得农户拥有更多的富余精力从事非农经营活动,从而促进家庭非农经营性收入的增长,有利于提高农户持续增收能力^[33]。模型5和模型6的回归结果显示互联网使用能够显著降低区县层面的农户收入不平等系数,一个重要的原因在于互联网使用带来的农业生产效率提升可以增加中低收入者收入,而高收入者由于长期处于互联网环境下,农业生产效率始终较高,从互联网使用中获得的收入增长边际效应较小^[34]。这意味着互联网使用可以通过提高农业生产效率帮助解决经济发展不平衡不充分的问题。

表8 收入增长效应

变量	家庭净收入		家庭成员平均经营性收入占比		基尼系数	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
农业劳动力互联网使用人数占比	0.525*** (0.044)	0.496*** (0.043)	0.242*** (0.020)	0.236*** (0.019)	-0.604*** (0.240)	-0.565** (0.240)
农业生产效率		0.329*** (0.014)		0.079*** (0.006)		-0.439*** (0.066)
常数项	9.849*** (0.373)	7.373*** (0.381)	-0.146 (0.193)	-0.792*** (0.191)	42.044*** (1.796)	45.352*** (1.862)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	18382	18382	12132	12132	18353	18353
R ²	0.548	0.580	0.510	0.526	0.756	0.757

3. 需求升级效应

收入改善扩大了农户消费可行集合,但并不必然意味着农户消费水平的提升和福利水平的改进。生活富裕作为乡村振兴战略的中心任务,要求提高农村生活品质。第三次消费需求升级的重要特点是房地产产业和汽车产业消费的快速增长^[35],因此以农户人均净房产价值和私家车拥有情况作为农村消费需求升级的代理变量,对农业生产效率提高的需求升级效应进行评估。表9模型1至模型4的回归结果表明互联网使用能够显著促进农户家庭人均净房产价值的增长,提高农业家庭购买私家车的概率,其原因可能有两个方面:其一,互联网作为重要的信息渠道有利于开发农户更高层次的消费需求;其二,农业互联网的使用通过提高农业产出效率为农户带来了可观的收入增长,能够增强农户的消费能力,进一步满足其更高层次的居住和出行需求。这表明农业生产效率的提高显著促进农户消费需求升级并改善福利水平。

4. 幸福感提升效应

随着中国特色社会主义进入新时代,在“三农”工作中如何提升农民幸福感和获得感逐渐成为乡村振兴的重要议题。农民主观幸福感反映了农业活动参与者的主观效用,不仅涵盖了个人对于物质生活条件的价值判断,更包含了个人在精神层面的满足感^[36]。2014年、2016年以及2018年的CFPS调查问卷中针对受访者的主观幸福感设置了问题“你觉得自己有多幸福”,受访者需要根据自身主观感受通过0~10分量表的形式进行打分,分值越大代表受访者的主观幸福感越强。为检验农业生产效率提高对农户主观幸福感的影响,参考周烁等^[37]的研究,采用如下所示的Ordered Probit模型进行实证分析。

$$Pr(happiness_{it}) = \phi(\alpha + \beta Net_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}) \quad (4)$$

$$Pr(happiness_{it}) = \phi(\alpha + \beta Net_{it} + \gamma land_efficiency_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}) \quad (5)$$

其中, $happiness_{it}$ 为农户*i*在*t*年的家庭平均主观幸福感,其余变量与基准回归模型含义一致。表9模型5和模型6中的回归结果显示:互联网使用能够显著增进农民生活的主观幸福感,其主要原因之一在于土地产出效率的提高。互联网使用能够通过提高农业生产效率带来农户家庭收入的增长、区县层面收入差距的减小和农户消费需求的升级。一方面,农户实现了收入增长并且在汽车、房产等物质需求方面得到了更多的满足,能够直接改善农户生活质量,提高农户在物质层面的幸福感。

另一方面,互联网能为农户提供更加丰富的线上文化产品,农业生产效率提高带来的绝对收入增加也为农户的文化产品消费提供了资金支持,有助于提升农户精神层面幸福感。此外,个人主观价值判断往往需要通过比较来形成^[38],相对收入差距的减小能够提高农民对于绝对收入的主观评价,从而提高农户幸福感、满足感。

表9 需求升级效应和幸福感提升效应

变量	需求升级效应				幸福感提升效应	
	人均净房产价值		家庭是否拥有汽车		(幸福感)	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
农业劳动力互联网使用人数占比	0.343*** (0.036)	0.335*** (0.036)	2.270*** (0.165)	2.228*** (0.165)	0.180*** (0.034)	0.173*** (0.034)
农业生产效率		0.056*** (0.010)		0.191*** (0.037)		0.033*** (0.008)
常数项	12.106*** (0.295)	11.695*** (0.303)	-3.164*** (1.193)	-4.590*** (1.226)		
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	12970	12970	10271	10271	9810	9810
R ²	0.377	0.379				

五、结论与启示

利用互联网等先进信息技术赋能农业生产,提高农业生产效率,对实现乡村振兴和共同富裕具有重要现实意义。利用2010年、2014年、2016年和2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证分析互联网的使用对农业生产效率的影响。研究发现:(1)互联网的使用能显著提高农业生产效率,并且这一结论在考虑内生性问题并经过诸多稳健性检验后仍然成立。异质性分析发现,这一促进作用在农村地区、集中连片特困地区和胡焕庸线以西地区更加显著。(2)机制检验证实了新兴农业技术应用、优化土地资源配置和强化社会网络关系三条影响路径。(3)进一步分析发现互联网使用在改善农业生产效率后可以提高农业家庭收入水平、增进家庭福利水平并提升幸福感,缩小贫富差距,为进一步提升中国广大农村发展的内生动力,促进农业增收和城乡一体化发展提供了可能路径,也为数字经济促进乡村振兴的实现提供了新的微观论据。上述结论具有以下政策启示:

第一,因地制宜提高农户的互联网接入水平。着重提高农村地区、集中连片特困地区和胡焕庸线以西等较不发达地区的互联网接入率,加强互联网基础设施建设,夯实乡村信息化基础,打通互联网进村入户的最后一公里,逐步缩小城乡之间、区域之间的数字鸿沟,同时提高农民互联网使用意识和能力,加速农业互联网推广落地。

第二,构建农业技术领域的互联网信息交流平台,发挥新技术的溢出效应。加强线上农业技能培训,拓宽农业数字化机械的互联网购买渠道和外包租赁渠道,借助互联网促进农业新兴技术的广泛传播和深入应用。充分发挥互联网的网络效应,并利用大数据、云计算、5G、物联网等新兴技术为农业发展培育更多应用场景,创新发展智慧农业,提升农业生产、加工、销售、溯源、物流等各个环节的数字化水平,加快构建现代智能农业支撑体系。

第三,借助互联网等数字技术促进城乡劳动力、资本和土地等生产要素合理畅通有序流动,提高资源配置效率,助力农业生产的规模化、集约化和数字化发展。通过提高互联网的应用水平,尽可能消除城乡分割的公共服务和社会保障等制度,促进农业富余劳动力的非农转移;通过土地流转网络信息平台及监督平台的建设,盘活农业低效用地,发挥农业生产的规模经济效应,实现专业化生产,降低农业数字技术应用的边际成本。

第四,进一步强化互联网的链接作用,畅通农产品销售渠道。提高农村互联网普及率,不断降低

信息流通成本和交易成本;同时不断加强农民的互联网技能培训,培育农村电商,打造特色品牌,拓宽农产品的互联网销售渠道,通过精准对接市场需求,释放农业发展潜力,促进农户增产增收。

第五,进一步挖掘互联网等数字技术赋能乡村振兴内涵式发展的潜力。借助大数据技术精准定位农业相对贫困群体,使用互联网技术解决农户实际困难,提升其农业生产效率,不断巩固脱贫攻坚成果,动态追踪防止农户返贫;制定农村电商扶持政策,实现农户收入增长和消费升级,满足农民日益增长的物质需求和生活幸福感。不断推动产业兴旺、治理有效和生活富裕的协同发展,促进以提高生产效率为导向的乡村振兴内涵式发展。

参 考 文 献

- [1] 黄祖辉.准确把握中国乡村振兴战略[J].中国农村经济,2018(4):2-12.
- [2] 夏显力,陈哲,张慧利,等.农业高质量发展:数字赋能与实现路径[J].中国农村经济,2019(12):2-15.
- [3] 李明文,王振华,张广胜.农业服务业促进粮食高质量发展了吗——基于272个地级市面板数据的门槛回归分析[J].农业技术经济,2020(7):4-16.
- [4] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019(8):71-86.
- [5] 林文声,王志刚,王美阳.农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析[J].中国农村经济,2018(8):64-82.
- [6] AKER J C.Dial "A" for agriculture: a review of information and communication technologies for agricultural extension in developing countries [J].Agricultural economics,2011,42(6):631-647.
- [7] AKER J C,MBITI I M.Mobile phones and economic development in Africa [J].Journal of economic perspectives,2010,24(3):207-232.
- [8] 龚斌磊.投入要素与生产率对中国农业增长的贡献研究[J].农业技术经济,2018(6):4-18.
- [9] 周广肃,樊纲,申广军.收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J].管理世界,2014(7):12-21,51.
- [10] 李谷成,蔡慕宁,叶锋.互联网、人力资本和农业全要素生产率增长[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2021(4):16-23.
- [11] 朱秋博,白军飞,彭超,等.信息化提升了农业生产率吗?[J].中国农村经济,2019(4):22-40.
- [12] JIN S,DEININGER K.Land rental markets in the process of rural structural transformation: productivity and equity impacts from China [J].Journal of comparative economics,2009,37(4):629-646.
- [13] DEININGER K,JIN S.The potential of land rental markets in the process of economic development: evidence from China [J].Journal of development economics,2005,78(1):241-270.
- [14] LU Y,XIE H,XU L C.Telecommunication externality on migration: evidence from Chinese villages [J].China economic review,2016,39(3):77-90.
- [15] 史常亮,占鹏,朱俊峰.土地流转、要素配置与农业生产效率改进[J].中国土地科学,2020(3):49-57.
- [16] KUNG J K-S.Off-farm labor markets and the emergence of land rental markets in rural China [J].Journal of comparative economics,2002,30(2):395-414.
- [17] FERNANDO A N Seeking the treated: the impact of mobile extension on farmer information exchange in India [J].Journal of development economics,2021,153:102713.
- [18] BIAN Y.Bringing strong ties back in: indirect ties, network bridges, and job searches in China [J].American sociological review,1997:366-385.
- [19] 苏小松,何广文.农户社会资本对农业生产效率的影响分析——基于山东省高青县的农户调查数据[J].农业技术经济,2013(10):64-72.
- [20] 郑晓博,朱振坤,雷家驊.社会网络与战略匹配及其对企业绩效影响的实证研究[J].科学与科学技术管理,2011(1):133-140.
- [21] 马光荣,杨恩艳.社会网络、非正规金融与创业[J].经济研究,2011(3):83-94.
- [22] 钱龙,洪名勇.非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析[J].中国农村经济,2016(12):2-16.
- [23] CARLETTO C,SAVASTANO S,ZEZZA A.Fact or artifact: the impact of measurement errors on the farm size—productivity relationship [J].Journal of development economics,2013,103:254-261.
- [24] 韦倩,徐榕.互联网使用与信贷排斥的缓解——基于中国家庭追踪调查的数据[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2021(5):119-131.
- [25] 杨碧云,吴熙,易行健.互联网使用与家庭商业保险购买——来自CFPS数据的证据[J].保险研究,2019(12):30-47.
- [26] 于新亮,上官熠文,于文广,等.养老保险缴费率、资本——技能互补与企业全要素生产率[J].中国工业经济,2019(12):96-114.

- [27] 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.
- [28] 冒佩华,徐骥,贺小丹,等.农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证[J].经济研究,2015(11):161-176.
- [29] 姚小涛,席酉民. 社会网络理论及其在企业研究中的应用[J].西安交通大学学报(社会科学版),2003(3):22-27.
- [30] 张挺,李闽榕,徐艳梅.乡村振兴评价指标体系构建与实证研究[J].管理世界,2018(8):99-105.
- [31] 李实,陈基平,滕阳川.共同富裕路上的乡村振兴:问题、挑战与建议[J].兰州大学学报(社会科学版),2021(3):37-46.
- [32] 孙久文,夏添.中国扶贫战略与2020年后相对贫困线划定——基于理论、政策和数据的分析[J].中国农村经济,2019(10):98-113.
- [33] 刘一伟,汪润泉.收入差距、社会资本与居民贫困[J].数量经济技术经济研究,2017(9):75-92.
- [34] 邱子迅,周亚虹.电子商务对农村家庭增收作用的机制分析——基于需求与供给有效对接的微观检验[J].中国农村经济,2021(4):36-52.
- [35] 江小涓,李辉.服务业与中国经济:相关性和加快增长的潜力[J].经济研究,2004(1):4-15.
- [36] 张经纬,陈志,丁士军.就业质量、社会信任与农民工主观幸福感研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(2):128-137,181-182.
- [37] 周烁,张文韬.互联网使用的主观福利效应分析[J].经济研究,2021(9):158-174.
- [38] 陈鑫,杨红燕.社会比较、时间比较对老年人主观幸福感的影响研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(1):102-110,167.

Internet Application, Agricultural Production Efficiency and Rural Revitalization

YANG Jiaqi, ZHANG Jiakai, YU Dianfan

Abstract In order to achieve rural revitalization, it is desirable to promote the construction of intelligent agriculture and improve the agricultural production efficiency. Based on the data of the Chinese Family Panel Studies (CFPS) in 2010, 2014, 2016 and 2018, this paper empirically analyzes the impact of Internet application on agricultural production efficiency and explores its mechanism. The research results show that Internet application can significantly promote the agricultural production efficiency, which still holds after a series of endogeneity and robustness tests. Mechanism analysis shows that farmers' use of the Internet can accelerate the applications of emerging agricultural technologies, optimize allocation of land resources and strengthen social network relations, thereby enhancing agricultural production efficiency. The heterogeneity analysis finds that this promotion effect is more significant in rural areas, contiguous extremely poverty-stricken areas and the areas in the west of Heihe-Tengchong Line. Finally, the further discussions demonstrate that the improved agricultural productivity brought by the application of the Internet can help strengthen poverty alleviation outcomes, increase the household income, upgrade farmers' consumption demands and boost their happiness, thus accelerating the development of rural revitalization.

Key words internet; agricultural production efficiency; rural revitalization; digital economy

(责任编辑:余婷婷)