

【农业经济】

互联网使用能提高农户生产效率吗？

——以陕冀鲁三省蔬菜种植户为例

闫迪,郑少锋

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

摘 要:互联网不仅是农户收集、利用信息进行农业生产和创新的重要工具,而且是转变农业发展方式,实现农业现代化的重要引擎。从微观层面剖析互联网使用对农户生产效率的影响具有一定的现实意义。本文以陕西省、河北省及山东省 1930 个农户为样本,利用随机前沿生产函数和倾向得分匹配法检验互联网使用对农户生产效率的影响,结果表明:互联网使用能够显著提高农户生产效率。在考虑反事实情况的基础上,使用互联网的农户生产效率比不使用互联网的农户高 7.13%。使用工具变量法检验内生性问题后,实证结果依然稳健。进一步利用回归调整法对互联网使用影响农户生产效率的内部机制进行分解,探讨要素配置和技术进步的作用机理及贡献率,结果显示:资本投入贡献率最大,土地面积和科技投入次之,劳动力投入最小。基于此,提出重视农村互联网发展,优化生产要素配置,提高农村科技投入等措施。

关键词:互联网使用;生产效率;要素配置

中图分类号:F323.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2021)01-0155-12

一、引言

现阶段我国农业经济正面临着历史性转折的契机,不论是居民消费向更高品质的绿色健康消费转变,还是农业结构向更符合市场需求的有机农产品转变,从根本上均是依赖生产效率的提高^[1]。2018 年中央一号文件也明确提出“实施质量兴农战略”,将传统的依靠资源大量投入的“粗放型”经济增长方式改变为依靠技术进步和要素优化组合的“集约型”增长方式,进而转变农业生产方式,提高农业竞争力和生产力。因此,探究农户生产效率提升的驱动因素对改善农业生产条件和加快农业现代化进程具有重要意义。众多研究表明:要素配置和科技进步是推动农业经济发展的关键因素,对提升生产效率具有不可替代的作用^[2]。而农业信息化水平很大程度上决定了农村地区的经济发展水平及效率的提高^[3],这实质上是信息技术发展促进要素配置优化和科学技术进步带来的收益。

通信技术是人类社会 20 世纪后半期以来最具影响力的技术,并将迅速成为世界经济增长的重要动力。作为“信息高速公路”的互联网,具有减弱和消除信息传递在时空方面的阻碍^[4],降低信息搜寻成本^[5],分享和传播新知识和新技术并改变传统生产结构的功能。一方面,互联网将先进的科学技术在农业生产中推广、应用,提高了农业生产者的科技水平和创新能力,促使其利用先进的管理理念创造更高的经济效益^[6]。另一方面,互联网使用有利于农户以较低的成本

收稿日期:2019-12-26
基金项目:国家自然科学基金项目“现代通讯技术使用对农户市场参与行为及绩效影响机制研究——基于交易成本视角”(7177031481)
作者简介:闫迪,女,西北农林科技大学经济管理学院博士生;郑少锋(通信作者),男,西北农林科技大学经济管理学院教授。

本获得较全面的农业技术和信息,进而优化农业资源配置和生产结构,实现农业增长的转型升级和生产效率的提升^[7]。为此,各级政府积极推动农业信息化建设,国家部委也先后建设实施了“互联网+”示范工程、智能化数字平台、大数据云服务、电商技能培训等,保证农业顺利实现数字化、智能化和信息化的发展模式。《“十三五”全国农业农村信息化发展规划》中明确提出,信息进村入户村级信息服务站覆盖率由2015年的1.35%提高到2020年的80%,2015年农村互联网普及率为32.30%,2020年将超过51.6%。互联网的普及和发展极大地改变了我国农村的生产和生活方式。那么,互联网使用对生产效率的提升起多大作用?该作用背后的内在机制是什么?

本文以陕西省、河北省与山东省的1930个农户为样本,采用随机前沿生产函数(SFA)、倾向得分匹配法(PSM)、工具变量法和回归调整法,研究互联网使用对农户生产效率的影响效应和内部机制,以期对农业信息化发展和农户生产效率提升提供一定的参考和借鉴。本文的创新之处主要包括:第一,选取PSM和工具变量法解决互联网使用对生产效率影响的“自选择”问题和内生性问题。PSM是将两组不同的使用户样本和虚拟的非使用户样本进行匹配,它不仅能够准确评价互联网使用对生产效率的影响效应,而且可以利用两组匹配样本深入分析生产效率的差异特征。第二,不仅分析互联网使用对生产效率的影响机理,而且进一步对生产效率进行分解,分析要素配置和技术进步对农户生产效率的中介效应及贡献率。第三,选取农业领域内的蔬菜产业作为研究对象。因为蔬菜产业在农业生产中具有重要地位,且蔬菜的易腐烂、不易保存、时效性等特征决定了其对信息的敏感度较高。

二、理论机制分析

要素投入(资本、劳动力和土地)和技术进步是推动生产效率增长的主要源泉^[8]。互联网作为实现农业信息化的有力工具^[9],可以及时把新信息和新知识渗透到农业生产的各个环节,发挥信息的扩散效应^[10],进而对农户的资本投入、劳动力投入、土地投入和科学技术等产生影响,这将对我国农村经济发展和生产效率的提高产生明显的促进作用^[11]。下文将通过互联网使用影响生产效率的四条传导机制来阐释内在机理。

(一) 互联网使用、资本投入对农户生产效率的影响

我国农业属于传统的投资拉动型产业,资本投入是推动经济增长的直接动力^[12],加之资本的有限性和弱质性要求农户需要格外重视资本分配^[13]。互联网使用能打破信息壁垒,改善农户信息困境,进而降低农户信息搜寻成本,增加农户知识要素积累。通过与其他传统要素之间的融合,互联网使用还能优化要素质量和配置方式,进而提高资本服务水平。在此基础上衍生的信息类生产资料能增强要素流动性,进而提高经营主体的生产效率^[14]。同时,互联网使用能增强市场价格信息的可得性,进而有效摆脱中间商对农产品利润的盘剥,这对提高农户收入^[15]、规避农户损失具有积极影响^[16]。另外,使用互联网获取的金融服务信息能改善农户的金融市场准入,使金融机构更方便快捷地满足农户的资金需求,并进一步提高农户的资金流转速度和资本配置效率^[17]。

(二) 互联网使用、劳动力投入对农户生产效率的影响

农户通过使用互联网获取的新知识和新技能将其改造为懂管理、懂技术的“新农人”,这有利于优化农业人力资本,为农业经济发展储备人才^[18]。同时,互联网使用可降低农户与亲戚朋友之间的沟通与协调成本,增强通信效率和社会网络关系,从而促进农业新技术的扩散^[19]。这有利于改善劳动者的外部条件,降低劳动成本,进而对提高农户生产效率产生积极影响。

然而,互联网使用在提高农业劳动力技能水平的同时还可能增加农户非农就业的比例,导

致农业劳动力向非农领域转移。农业劳动力投入的减少伴随着农业收入的下降,随之而来的是农户对农业生产重视程度的降低^[20],这显然不利于农业经济的发展。然而,非农就业也大幅增加了农户家庭收入^[21],资金积累使农户有能力通过追加优质药肥、增加农技服务、提高农技水平等措施弥补农业劳动力的短缺,而且非农就业的农民见识更广,对新知识和新技术接受的可能性更大,进而有利于农户生产效率的提高。

(三) 互联网使用、土地投入对农户生产效率的影响

由于稀缺性和不可替代性,土地资源一直被认为是推动农村经济发展的重要推动力,而土地流转是土地资源整合优化的重要手段。近年来,土地流转作为土地资源配置的新方式得到快速推广应用,但农地流转交易中的信息不对称问题非常突出^[22],制约了市场机制功能的发挥。首先,互联网使用能够降低交易双方搜集、获取、分析农地流转市场信息的难度,可以减少土地流转的价格不对称状况,使市场价格更加准确、透明,从而有利于节省流转双方的交易费用,缓解信息匮乏者在土地流转市场上的劣势地位。这种市场化的土地流转对优化土地资源分配、提高土地利用率有着积极影响。其次,互联网提供的新知识和新技术使农村涌现了一批非农就业者和种田能手,农村土地流转能够收集非农就业者撂荒的耕地而实现种田能手的规模化经营,这种促使土地资源从低效率农户向高效率农户流转的边际产出拉平效应能够大幅提高农户生产效率^[23]。最后,互联网使用通过降低供需双方的信息不对称促进土地流转的顺利进行,而土地流转能够增加供需双方的收入效应和福利水平^[24],这对农户生产效率的提高有着间接促进作用。

(四) 互联网使用、科技投入对农户生产效率的影响

农业科技是推动现代农业发展的基本动力和有力杠杆。互联网使用通过信息共享平台为农户提供农业生产、农机产销、农业推广等全方位的信息服务^[25],进而促进农业技术的推广和应用。一方面,互联网使用带来的数字革命打破了农户陈旧的知识体系,使其在数量和质量上能够积累更多新知识、掌握更多新技术,并不断提高农户的创新思维,增加农户的科技投入。另一方面,互联网使用不仅能够使农户接触到最新的科学技术知识,而且能为农户提供智能的网络平台、优质的信息能力、创新的互联网思维,并在此基础上催生出经济发展的新模式、新业态等。农户利用这种以科技创新推动农村经济发展的新模式能够有效提高生产效率。

三、模型设定、数据来源与变量选择

(一) 模型设定

1. 随机前沿生产函数(SFA)

随机前沿分析是一种考虑了随机因素的参数前沿分析方法,以实际产出与随机前沿产出比值作为生产效率值。本文采用SFA测算生产效率,是因为超越对数函数形式灵活,限定也相对宽松,无须要求各要素替代相同或弹性之和为1^[26]。另外,SFA能够“一步”完成对生产效率及其影响因素的估计,避免了“两步法”产生的结果偏差^[27]。因此,将生产函数设定为:

$$\ln Y_i = \alpha_0 + \beta_L \ln L_i + \beta_A \ln A_i + \beta_M \ln M_i + \beta_{LA} \ln L_i \ln A_i + \beta_{LM} \ln L_i \ln M_i + \beta_{AM} \ln A_i \ln M_i + 0.5 \beta_{LL} (\ln L_i)^2 + 0.5 \beta_{AA} (\ln A_i)^2 + 0.5 \beta_{MM} (\ln M_i)^2 + V_i$$

(1)

(1)式中 Y_i 表示第*i*个农户的总产值; α_0 表示常数项; L_i 、 A_i 、 M_i 分别表示第*i*个农户的劳动力、土地和资本投入; β 表示劳动力、土地和资本投入的一次项、交互项和平方项的待估系数; V_i 是第*i*个农户的随机误差项。

2. 倾向得分匹配法(PSM)

倾向得分匹配能够在最大可能满足对照组和实验组初始条件相似的基础上,模拟实验组的

反事实情况,然后对比农户在使用互联网时的效率差异。

首先,运用 Logit 模型估算农户使用互联网的条件概率拟合值,即倾向得分值(PS_m):

$$PS_m = Pr(L_m = 1 | X_m) = E(L_m = 0 | X_m) \quad (2)$$

(2)式中 $L_m = 1$ 表示使用互联网的农户; $L_m = 0$ 表示未使用互联网的农户; X_m 表示可观测的农户特征、家庭特征、村庄特征和虚拟变量。

其次,实验组与对照组的匹配。得到农户使用互联网的倾向得分以后,用数据方法寻找与之特征相似的非使用农户。从理论上讲,存在多种匹配方法,但各类匹配方法由于存在不同偏差而导致不同差异。为保证匹配结果的稳健性,本文选用 K 近邻匹配(1-5 匹配)、K 近邻匹配(1-10 匹配)、核匹配(窗宽=0.06)以及核匹配(窗宽=0.1)四种方法。

最后,计算实验组和对对照组农户使用互联网的生产效率差异,即平均处理效应(ATT):

$$ATT = E(Y_1 | L_m = 1) - E(Y_0 | L_m = 1) = E(Y_1 - Y_0 | L_m = 1) \quad (3)$$

(3)式中 Y_1 为农户使用互联网的生产效率, Y_0 为农户未使用互联网的生产效率。其中, $E(Y_1 | L_m = 1)$ 是可以预测的,而 $E(Y_0 | L_m = 1)$ 是不可以直接预测的,称为反事实结果。

3. 倾向得分回归调整法

这是一种把倾向性得分作为协变量引入结果模型,分析处理因素与结局变量之间存在的因果联系以及关联强度的方法^[28]。回归调整法使用全部样本进行估计结果,弥补了匹配法可能损失一定样本量的缺陷。另外,它能够最大程度地减少结果效应模型中可能存在的混杂因素干扰,这在一定程度上减少了处理组估计结果的内生性^[29]。构建的生产效率分解方程如下:

$$\Delta y_i = \theta_0 + \theta_i \sum_{i=1}^j \Delta Z_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, Δy_i 指农户净效率在实验组和对对照组之间的差分,记为 $\Delta y_i = y_{1i} - y_{0i}$,该差分代表农户使用互联网的净效率; ΔZ_i 指影响生产效率的向量在实验组与对对照组之间的差分,记为 $\Delta Z_i = Z_{1i} - Z_{0i}$,该差分衡量影响农户生产效率的决定变量; ε_i 是随机扰动项。

(二) 数据来源

研究数据主要来自课题组 2017 年 8 月至 11 月对陕西、河北和山东 3 省 7 县(市、区)进行的实地调查。调研采取分层抽样和随机抽样相结合的调查方式,具体抽样步骤为:在样本县(市、区)随机选择 3~5 个乡镇,在各乡镇选择 4~6 个村,对陕西省的泾阳县、高陵区、三原县,河北省的永清县、固安县、安次区和山东省寿光市等 20 个乡镇(街道)100 多个村的 1992 户蔬菜种植户采取面对面的问卷调查方式,内容包括个人、家庭、村庄等方面。此次调研共发放 1992 份问卷,删除无效及结果异常的样本后,最终获得有效样本 1930 份,有效率为 96.89%。其中,陕西 539 户(使用互联网的有 120 户)、山东 792 户(使用互联网的有 411 户)、河北 599 户(使用互联网的有 143 户)。

(三) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量生产效率,由 SFA 测算所得。本文选取当年农户的蔬菜种植收入作为产出指标,选取当年蔬菜种植面积为土地投入指标,选取蔬菜生产种植过程中种子种苗费、化肥费、农药费、水电费、生产工具购置费等作为资本投入指标,选取蔬菜种植过程中家庭投工量和雇工量作为劳动投入指标。把农业投入、产出带入随机前沿生产函数,并利用软件 Stata15.0 得出不同农户的生产效率,其频率分布见图 1。

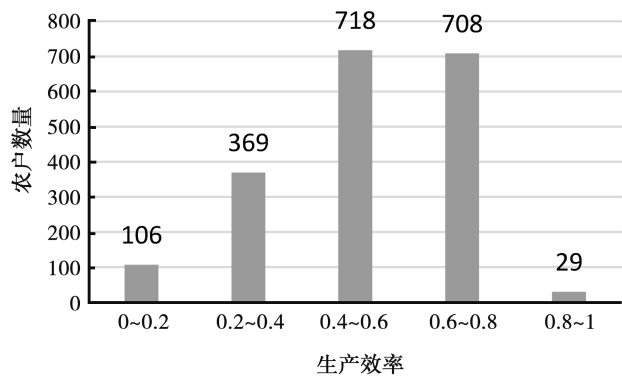


图 1 农户生产效率频率分布图

2.解释变量

模型中的解释变量为是否使用互联网。据统计,总体样本中约有 96%的农户拥有手机,67%的农户拥有电脑,即说明调研区域的信息技术工具拥有量很高。但高拥有量并不代表高使用率,很多拥有手机和电脑的农户只是用其来娱乐和通信。本文主要关注拥有手机和电脑的农户是否将互联网用于农业生产,并选取是否主动使用手机和电脑查询农业信息作为衡量是否使用互联网的指标。变量选用二元赋值法,1 为使用互联网,0 为未使用互联网。

3.协变量

本文选取户主特征(年龄、受教育年限)、家庭特征(非农收入占比、家庭收入、土地面积、农业补贴、劳动力投入、家庭贷款、科技投入)、村庄特征(离市中心距离、交通运输、网络覆盖、网络费用)和虚拟变量(是否陕西、是否山东、是否河北)作为协变量。由表 1 可知:互联网使用对农户生产效率有显著的正向影响。其中,使用互联网与未使用互联网农户的生产效率差值是 0.056。对于使用和未使用互联网的农户,各类经济指标均显示出明显的统计差异特征,见表 1。

表 1 使用与未使用互联网的农户经济指标差异的统计描述

指标类型	指标名称	赋值说明	使用农户	未使用农户	差值
经济指标	生产效率	0-1	0.555	0.499	0.056 ***
户主特征	年龄	户主年龄	47.210	53.179	-5.969 ***
	受教育年限/年	上学年限	7.779	7.072	0.707 ***
家庭特征	非农收入占比	非农收入/总收入	0.205	0.272	0.067 **
	家庭收入/元	总收入	99627.420	65537.172	34090.248 ***
	土地面积/亩	流转后土地实际面积	6.681	5.817	0.864 ***
	农业补贴/元	补贴数额	241.252	227.047	14.205 **
	劳动力投入/人	劳动力人数	4.482	4.480	0.002 **
	家庭贷款/元	贷款数额	3717.113	3028.282	688.831 ***
	科技投入/元	采用农业技术的支出	498.560	427.290	71.270 *
村庄特征	离市中心距离/里	距离	2.235	1.987	0.248 ***
	运输是否困难	1=是,0=否	0.988	0.975	0.013
	网络覆盖	是否接入互联网,1=是,0=否	0.246	0.116	0.130 ***
	网络费用/元	使用互联网的年支出	420.593	214.953	205.640 ***
虚拟变量	是否河北	1=是,0=否	0.251	0.342	-0.091 **
	是否山东	1=是,0=否	0.574	0.321	0.253 ***
	是否陕西	1=是,0=否	0.175	0.337	-0.162 ***

注:①*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著(下表同);②农业科技支出是指使用节水灌溉、深耕深松、测土配方、绿色防控技术支出的费用。

考虑到农户是否使用互联网是“自选择”行为,结果差异不能完全判定是由互联网使用所引起的,也可能是个人、家庭特性等其他因素所引起的,因此,采用倾向得分匹配法探讨互联网使

用对农户生产效率的影响是必要的。

四、实证结果分析

(一) 农户互联网使用的决策方程估计

为了实现使用互联网和未使用互联网农户的匹配,首先需要估计使用互联网的决策方程,方程中包括使用互联网的农户(674 户)和不使用互联网的农户(1256 户),合计 1930 户样本农户。构建 Logit 模型对农户使用互联网的决策方程进行估计,估计结果见表 2。

表 2 基于 Logit 模型的估计结果 N = 1930

变量	使用互联网	变量	使用互联网
年龄	-0.051 * * * (0.005)	离市中心距离	-0.057 * * (0.019)
受教育年限	0.044 * * (0.020)	运输是否困难	-0.543 * (0.295)
非农收入占比	-0.068 * (0.037)	网络覆盖	0.254 * * * (0.087)
家庭收入的对数	0.453 * * * (0.086)	网络费用	-0.086 * * * (0.025)
土地面积	0.068 * * (0.029)	是否河北	0.351 * * * (0.102)
农业补贴的对数	0.052 * * (0.026)	是否山东	0.101 * * * (0.024)
劳动力投入	0.058 * * (0.027)	是否陕西	0.452 * * * (0.143)
家庭贷款的对数	0.066 * * * (0.017)	Pseudo-R ²	0.148
科技投入的对数	0.046 * (0.025)	LR 统计量	369.390 * * *

注:括号内为标准误。

从表 2 可知:第一,农户是否使用互联网与教育程度成正比,与年龄成反比。农户受教育程度越高,知识面越广,视野越开阔,对新事物接受能力越强。年龄较大的农户思想较保守,对新事物和新技术的诉求较低。可见,高学历的年轻农户对使用互联网的接受概率更大。第二,土地面积、家庭收入、农业补贴、劳动力投入、家庭贷款、科技投入都与互联网使用呈正比。因此,政府可以通过增加要素投入和农户家庭收入来提高农户互联网使用意愿。另外,非农收入占比与互联网使用呈反比,这可能是因为非农收入占比代表农户的兼业程度,非农收入占比越高,兼业程度越高,则农户对农业生产的重视程度越低,了解新技术的动力越弱。第三,村庄位置对农户使用现代通信技术影响显著。村庄离市中心的距离越远、运输越困难,互联网使用的可能性越小。另外,网络覆盖范围越广、费用越低,农户使用互联网的概率越大。第四,三个地区均通过了显著性水平为 1% 的检验,说明河北省、山东省和陕西省在互联网使用决策方面差异显著。

(二) 农户使用互联网的生产效率测算

依据 ATT 的计算公式来测算农户使用互联网的生产效率。表 3 为四种不同匹配方法测算的农户生产效率,从中可得出,四种匹配方法的结果基本相似,且均在 5% 水平上显著,说明 ATT 值具有较强的稳健性。不同匹配方法计算的 ATT 值的平均值表明,使用互联网的农户具有更高的生产效率,即在排除其他影响因素的条件下,使用互联网的农户比不使用互联网的农户的生产效率高 7.13%。可见,互联网使用已经成为促进农户生产效率提升的重要推动力。

表 3 农户生产效率的测算结果

匹配方法	使用互联网的农户生产效率(ATT)
K 近邻匹配(1-5 匹配)	0.0770 * * (0.0339)
K 近邻匹配(1-10 匹配)	0.0700 * * (0.0353)
核匹配 I (核宽 = 0.06)	0.0690 * * (0.0345)
核匹配 II (核宽 = 0.10)	0.0690 * * (0.0338)
平均值	0.0713

(三) 实证结果检验

1. 共同支撑域检验

样本的共同支撑域主要为了衡量使用和未使用互联网农户样本的解释变量之间的有效匹配情况。若两组样本的共同支撑域(重叠区域)很窄,说明样本农户损失较多,处于重叠区域以外的样本则无法实现有效匹配。而考察样本的共同支撑域可以通过比较使用农户与不使用农户的倾向得分的密度函数。

图 2 是两组农户倾向得分匹配后的密度函数图。可以看出,使用互联网农户组与未使用农户组在匹配后的密度函数区间有很大范围的重叠,此重叠区间即是共同支撑域。较宽的共同支撑域(重叠区域)说明大多数样本值均在共同取值范围内,仅有少量样本损失,所以两组样本进行倾向得分匹配质量较好。

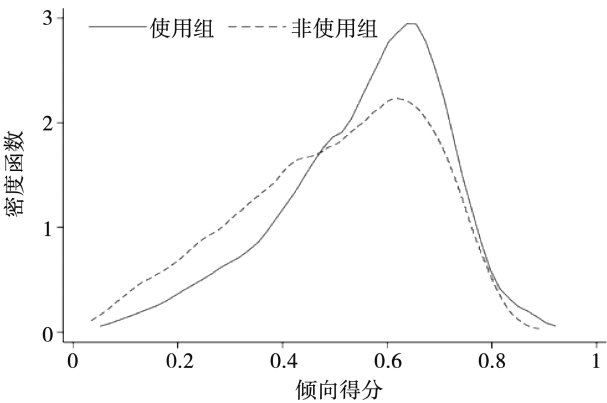


图 2 农户倾向得分匹配后的密度函数

从表 4 可以看出,互联网使用的方程中,有 1889 个样本参与匹配,其中实验组损失 16 个样本,对照组损失 25 个样本,占总样本比例很小,所以实验组与对照组样本匹配效果良好。

表 4 PSM 匹配结果

组别	未匹配样本	匹配样本	总计
对照组	25	1231	1256
实验组	16	658	674
总计	41	1889	1930

2. 平衡性检验

为了最大程度减少实验组和对照组样本存在的系统性差异,在样本匹配完成后,还需进行协变量的平衡性检验,即检验匹配后各变量在两组间是否变得平衡,检验结果见表 5。

在样本匹配之后,样本的标准化偏差由匹配前的 25.1 下降到匹配后的 1.2~2.3;LR 统计量也显著下降,由匹配前的 368.49 到匹配后的 1.4~4.02;Pseudo- R^2 由匹配前的 0.148 下降到匹配后的 0.001~0.002。结果表明,倾向得分匹配显著降低了实验组与对照组之间解释变量的差异,倾向得分估计和样本匹配是成功的。

表 5 平衡性检验结果

匹配方法	Pseudo- R^2	LR 统计量(P 值)	标准化偏差
匹配前	0.148	368.49(0.000)	25.1
K 近邻匹配(1-5 匹配)	0.002	4.02(0.991)	2.3
K 近邻匹配(1-10 匹配)	0.002	2.8(0.999)	1.6
核匹配 I(框宽=0.06)	0.001	1.4(1.000)	1.2
核匹配 II(框宽=0.10)	0.001	2.11(1.000)	1.8

3. 内生性问题

倾向得分匹配法虽然能够解决可观测的选择性偏差问题,但仍可能存在内生性问题。导致内生性的原因有两方面:第一,遗漏变量。虽然本文已经尽量涉及农户特征、家庭特征、村庄特征等控制变量,但除此之外,生产效率还可能受到一些不可观测变量的影响。第二,双向因果。互联网使用在农村的快速发展能够促进农产品电商发展和农业技术的创新,进而提高农户的生产效率,而效率的提高必然也会刺激农户使用互联网的积极性,即这种双向因果关系很可能导致互联网使用与随机扰动项相关,使实证结果可能存在偏差。

为了克服变量的内生性问题,本文选取“农户每天使用电脑的时间”和“农户是否参加信息技术培训”作为工具变量进行检验。这两个变量对农户使用互联网的决策具有重要影响,但很难直接影响农户生产效率,满足了有效工具变量必备的相关性和外生性条件。确定工具变量后,本文选用 2SLS 方法对模型进行估计,结果见表 6。

表 6 工具变量法的估计结果

变量	2SLS
是否使用互联网	0.093 *** (0.005)
控制变量	控制
常数项	0.154 *** (0.061)
弱工具变量检验[P 值]	41.396[0.000]
D-W-H 检验[P 值]	15.077[0.000]
过度识别检验[P 值]	1.724[0.127]
观测值	1930
R ²	0.154

表 6 的 D-W-H 检验结果表明方程存在内生性,使用工具变量法是合适的。同时工具变量通过了弱工具检验和外生性检验,属于有效工具变量。在采用 2SLS 模型消除内生性后,互联网使用对生产效率的影响效应与 PSM 结果一致且有所提升,这能够很好地支持 PSM 的实证结果。

五、农户使用互联网的生产效率分解

互联网使用有利于提高农户生产效率,但农户使用互联网后,具体有哪些因素引起农户生产效率的提高及其贡献有多大?下文将基于回归调整方程构建农户生产效率的分解模型,对以上问题进行分析。首先,计算出农户净效率在实验组和对照组之间的差分,记为 $\Delta y_i = y_{1i} - y_{0i}$,该差分代表农户使用互联网的净效率。其次,计算农户生产效率的决定向量在两个匹配组之间的差分,记为 $\Delta Z_i = Z_{1i} - Z_{0i}$,这些向量是影响农户生产效率变化的主要原因,而向量的差分则能衡量使用互联网所导致的农户生产效率的变化。实验组和对照组的样本可以看作是同一个体的两次不同实验结果,因此,与使用互联网无关的生产效率影响变量在两组间的差异显著为零,而与使用互联网有关的生产效率影响向量在两组间的差值显著不为零。最后,构建 Δy_i 对 ΔZ_i 的回归模型,探究 ΔZ_i 中不同变量对净效率 Δy_i 的影响,并深入分析不同变量对使用互联网农户生产效率的贡献率。

农户之所以使用互联网,是因为互联网使用能够促进农产品生产转型升级、生产要素有序流动、农业资源高效配置和科学技术发展进步,进而提高农户的生产效率^[30]。因此,使用互联网所带来的农业要素配置和科学技术的变化是引起生产效率变化的最直接的原因^[31]。本文选取短期资本投入(种子种苗、化肥、农药等短期投入)的差值、长期资本投入(农业机械价值)的差值、土地面积差值、劳动力投入差值以及科技投入差值来衡量要素配置和科技发展的变化。

构建使用互联网农户的生产效率分解模型如下：

$$\Delta y_i = \theta_0 + \theta_1 \Delta S_i + \theta_2 \Delta C_i + \theta_3 \Delta K_i + \theta_4 \Delta M_i + \theta_5 \Delta L_i + \varepsilon_i$$

(5)

其中,变量 Δy_i 是使用互联网农户的净效率, ΔS_i 是实际土地面积的差值, ΔC_i 是短期资本投入的差值, ΔK_i 是长期资本投入的差值, ΔM_i 是劳动力投入的差值, ΔL_i 是科技投入的差值, ε_i 是随机扰动项。估算结果如表 7 所示,其中第三列是加权 OLS 估计值,第四列是基于最近邻匹配法得出的生产效率决定变量的平均处理效应(ATT),并且利用 Bootstrap 自助抽样法得到样本的统计显著性,第五列是由第三列和第四列的乘积得到的,它是衡量生产效率决定变量的变化所引起的效率变化。最后一列是变量变动对使用互联网农户的生产效率贡献率。

表 7 使用互联网的农户生产效率的分解结果

使用互联网的方程	系数估计值	ATT 值	生产效率来源	贡献率/%
土地面积的差值(ΔS_i)	$\hat{\theta}_1 0.0073^{***}$	0.5556**	0.0041	15.04
短期资本投入的差值(ΔC_i)	$\hat{\theta}_2 0.0432^{***}$	0.1477**	0.0064	23.63
长期资本投入的差值(ΔK_i)	$\hat{\theta}_3 0.0121^{***}$	0.8832***	0.0110	39.42
劳动力投入的差值(ΔM_i)	$\hat{\theta}_4 0.0038^{**}$	0.3348*	0.0013	4.71
科技投入的差值(ΔL_i)	$\hat{\theta}_5 0.0037^{**}$	0.7157***	0.0026	9.63

研究结果表明,互联网使用对农户生产效率的提升主要通过要素配置和科技进步,且前者贡献率高于后者。贡献率从高到低依次是长期资本投入、短期资本投入、土地面积投入、科技投入以及劳动力投入。

首先,在资本投入中,长期资本投入贡献率(39.42%)高于短期资本投入贡献率(23.63%)。长期资本投入代表农业机械设备的投入,而短期资本投入代表种子种苗、化肥、农药等中间投入。农业机械化是衡量农业现代化的重要标志。互联网使用和机械设备资本的融合能够显著提高水、肥、药的施用精准度和农耕作业速度、作业质量,进而减少中间要素投入,降低农户生产成本,不断提升农业技术水平和生产效率^[32]。因此,互联网使用与机械设备资本相结合能够更大程度地促进农业生产效率的提升。

其次,土地面积对生产效率的贡献率为 15.04%,仅次于资本投入。土地是农业生产的主要投入品,其稀缺性和不可替代性决定了它在生产效率提升中的重要作用。考虑到法律和国家安全,农地的使用仅限于农业生产,与劳动力和资本要素的趋利性具有不同的特征,这也解释了土地要素对生产效率贡献率一直处于较高水平的原因。另外,互联网使用带来的成本优势和信息共享有利于农户的土地流转,而土地流转在很大程度上能够解决家庭承包所造成的土地规模小、耕地细碎化等问题^[33],进而优化土地资源配置,实现农地规模化生产,提高农户生产效率。因此,土地投入对农户生产效率具有较大贡献。但由于土地面积增长有限,依靠土地面积扩大来提升农业经济只是“权宜之计”,促进土地流转,实现土地规模化生产,增加资本、科技等要素投入才是农业稳定发展的长久之计。

再次,科技进步对生产效率的贡献率为 9.63%。互联网使用能够为农户提供多元化的农业信息和通用的信息共享平台,这有利于农业技术的推广和发展。实证表明,科技投入对农户生产效率贡献率是次于资本投入和土地投入的,这可能与我国农业科技投入结构和属性相关。我国农村的科技投入主要来源于政府对基础领域的投资,具有回报周期长、累积效应大的特征,因此,短期内科技投入的贡献率相对较低。另外,农村信息技术发展不足和农户新技术诉求低也可能是科技投入贡献率相对较低的原因。这表明,虽然科技投入对农业经济增长具有一定的贡献率,但仍有较大的发展空间。未来农业发展需要进一步促进信息技术的普及推广和科学技术的培训学习,实现信息技术与农业科技的完美融合。

最后,劳动力投入对农户生产效率的贡献率最低(4.71%),而资本投入(长期和短期)的贡

献率最高(63.05%)。这可能是因为传统的农业生产方式不断发生转变,劳动“过密型”生产方式正逐渐向“资本化”过渡,加之互联网使用带来的农业劳动力非农化导致了农业边缘化问题的出现,因此,劳动力投入对农户生产效率贡献率最低。另外,互联网使用有利于改善要素配置和生产方式,从而促进要素之间的融合和替代。在劳动力持续减少、土地面积受限的背景下,资本投入替代土地和劳动力要素是农业发展进程中的一种自然响应,同时也是提升农户生产效率的关键。以上分析表明:在农业由增产向增质转型的关键时期,互联网的使用一方面实现了农村剩余劳动力向非农产业转移,另一方面促进了农业资本替代劳动力,进而加速了农业资本积累和资本深化。

六、结论与政策建议

本文以陕西省、河北省与山东省1930个农户为样本,利用随机前沿生产函数和倾向得分匹配法测算生产效率,检验互联网使用对农户生产效率平均处理效应,并采用回归调整方法探讨互联网使用提升农户生产效率的影响路径。结果显示:第一,互联网使用能够显著提高农户生产效率,使用互联网的农户生产效率比不使用互联网的农户高7.13%,说明互联网的使用已经成为新时期农业生产效率提升的重要推动力。第二,互联网使用通过要素投入和科技进步促进农户生产效率的提升,其中,要素的贡献率从高到低依次是:长期资本投入、短期资本投入、土地面积投入、科技投入以及劳动力投入。本研究有助于拓展和深化互联网使用的经济效果研究,为促进农业转型升级、加快实现农业现代化提供理论和实证依据。

据此,提出以下建议:第一,重视互联网发展,缩小农村“数字鸿沟”。首先,加大对农村信息通信设备的基础建设和大数据平台的投入,在优化网络服务内容和质量的基础上使农户真正享受到数字化和智能化的优势和力量。其次,提高对农户需求信息的供给效率,以实现信息服务与农户个性化需求相契合。最后,推动互联网与农业生产相融合,实现以信息手段改造和整合农产品产业链,加快农业经济由增产向提质转变。第二,加强要素的流动和优化,提高农业资源的配置效率。资本方面,鼓励资本自由流动,避免资本同质化,提高资本利用率。土地方面,盘活农村耕地资源,规范土地流转机制,推进土地适度规模经营。劳动力方面,合理配置劳动力资源,提高劳动资源利用率,促进劳动力的合理流动。转变要素结构,重视内外资源整合,进而提高资源配置效率带来的经济效益。第三,实现资源节约、科技带动的农业经济增长方式和路径。一方面,依靠生产方式的优化转型来提升农业资源配置效率,实现经济的可持续发展。另一方面,积极引入农业科技,加大农业科技创新力度,并建立渠道多样化、形式多元化的科技推广机制,以实现经济增长的质量提升。

参考文献:

- [1]姜长云,杜志雄.关于推进农业供给侧结构性改革的思考[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(1):1-10,144.
- [2]张乐,曹静.中国农业全要素生产率增长:配置效率变化的引入——基于随机前沿生产函数法的实证分析[J].中国农村经济,2013(3):4-15.
- [3]冯献,李瑾.信息化促进乡村振兴的国际经验与借鉴[J].科技管理研究,2020(3):174-181.
- [4]Deichman U, Goyal A, Mishra D. Will Digital Technologies Transform Agriculture in Developing Countries? [J]. Agricultural Economics, 2012,71(2):277-297.
- [5]Zanello G. Mobile Phones and Radios: Effects on Transactions Costs and Market Participation for Household in Northern Ghana[J]. Journal of Agricultural Economics,2012,63(3):694-714.
- [6]韩海彬,张莉.农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应分析[J].中国农村经济,2015(8):11-21.

- [7] 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.
- [8] 朱喜,史清华,盖庆恩. 要素配置扭曲与农业全要素生产率[J]. 经济研究, 2011(5): 86-98.
- [9] Mwalupaso G E, Wang S G, Rahman S, et al. Agricultural Informatization and Technical Efficiency in Maize Production in Zambia[J]. Sustainability, 2019, 11(8): 2451.
- [10] Dykstra A. Adoption of No-Till Agriculture: the Role of Information, Technology Perception, and Farmer Characteristics in the Ashanti Region of Ghana[D]. Texas: Texas A&M University, 2015.
- [11] 王艾敏. 中国农村信息化存在“生产率悖论”吗? ——基于门槛面板回归模型的检验[J]. 中国软科学, 2015(7): 42-51.
- [12] 罗浩轩. 中国农业资本深化对农业经济影响的实证研究[J]. 农业经济问题, 2013(9): 4-14.
- [13] 张永强,张晓飞,周宁,等. 农户资本投入不确定性对粮食产量影响的空间差异分析[J]. 农业技术经济, 2017(3): 14-24.
- [14] 郭美晨,杜传忠. ICT提升中国经济增长质量的机理与效应分析[J]. 统计研究, 2019, 36(3): 3-16.
- [15] Leng C X, Ma W L, Tang J J, et al. ICT Adoption and Income Diversification Amongrural Households in China [J]. Applied Economics, 2020, 52(33): 3641-3628.
- [16] Lee K H, Bellemare M F. Look Who's Talking: the Impacts of the Intrahousehold Allocation of Mobile Phones on Agricultural Prices[J]. The Journal of Development Studies, 2013, 49(5): 624-640.
- [17] Tchamyou V S, Erreygers G, Cassimon D. Inequality, ICT and Financial Access in Africa [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2019, 139(8): 169-184.
- [18] 张景娜,朱俊丰. 互联网使用与农村劳动力转移程度——兼论对家庭分工模式的影响[J]. 财经科学, 2020(1): 93-105.
- [19] 胡海华. 社会网络强弱关系对农业技术扩散的影响——从个体到系统的视角[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2016(5): 47-54.
- [20] 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.
- [21] 王子成. 农村劳动力外出降低了农业效率吗? [J]. 统计研究, 2015, 32(3): 54-61.
- [22] 周敏,雷国平,匡兵. 信息不对称下的农地流转“柠檬”市场困境——以黑龙江省西城村例证[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2017(4): 118-123, 150.
- [23] Deininger K, Jin S Q. 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.
- [24] Jin S Q, 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.
- [25] 冯献,李瑾,郭美荣. “互联网+”背景下农村信息服务模式创新与效果评价[J]. 图书情报知识, 2016(6): 4-15.
- [26] 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.
- [27] Battese G E, Coelli T J. A Model for Technical Efficiency Effects in A Stochastic Frontier Production Function for Panel Data[J]. Empirical Economics, 1995, 20(2): 325-332.
- [28] Gayat E, Pirracchio R, Resche-Rigon M, et al. Propensity Scores in Intensive Care Aesthesiology Literature: A Systematic Review[J]. Intensive Care Med, 2010, 36(12): 1993-2003.
- [29] Rubin D B, Thomas N. Combining Propensity Score Matching with Additional Adjustments for Prognostic Covariates[J]. Journal of the American Statistical Association, 2000, 95(450): 573-585.
- [30] 张兴旺,孟丽,杜绍明,等. 关于信息化影响农业市场化问题研究[J]. 农业经济问题, 2019(4): 39-45.
- [31] 贺京同,何蕾. 要素配置、生产率与经济增长——基于全行业视角的实证研究[J]. 产业经济研究, 2016(3): 11-20.
- [32] 王新利,赵琨. 黑龙江省农业机械化水平对农业经济增长的影响研究[J]. 农业技术经济, 2014(6): 31-37.
- [33] 张丁,万蕾. 农户土地承包经营权流转的影响因素分析——基于 2004 年的 15 省(区)调查[J]. 中国农村经

济,2007(2):24-34.

(责任编辑:宋雪飞;校对:蒋玮)

Can the Internet Use Improve Farmers' Production Efficiency? Evidence From Vegetable Growers in Shaanxi, Hebei and Shandong Provinces

YAN Di, ZHENG Shaofeng

Abstract: The Internet is not only an important tool for farmers to collect and use information for agricultural production and innovation, but also an important engine for the transformation of agricultural development and the realization of agricultural modernization. It is of practical significance to analyze the impact of the Internet use on the production efficiency of farmers from the micro-level. This article uses 1930 farmer households in Shandong, Shaanxi and Hebei provinces as samples, and uses Stochastic Frontier Production Function and Propensity Score Matching to test the impact of the Internet use on farmer's production efficiency. The results show that the use of the Internet can significantly improve the production efficiency of farmers. Considering the counterfactual situation, it can be obtained that the production efficiency of farmers who use the Internet is 7.13% higher than that of farmers who do not use the Internet. With the instrumental variable method examination of the endogenous problems, the results are still convincing. With the further use of the regression adjustment method to decompose the internal mechanism of the Internet use affecting the production efficiency of farmers, and analyze the mechanism and contribution rate of factor allocation and technological progress, the results show that the contribution rate of capital input is the largest, followed by land area and technology input, and labor input is the smallest. Based on the results, measures such as attaching importance to rural Internet development, optimizing the allocation of production factors, and increasing rural scientific and technological input are proposed.

Keywords: The Internet Use; Production Efficiency; Factor Allocation