

互联网使用对农户优化生产要素配置的影响

——基于CFPS数据的实证分析

王少国 句国艳

内容提要:本文通过建立一个典型农户模型,从理论上推导互联网使用对农户生产要素配置决策的影响机制,并基于2014—2020年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,使用联立方程模型进一步实证检验互联网使用在农户非农就业、土地流转和风险投资方面的作用。研究表明,互联网使用对农户生产要素配置决策的影响是逐步递进的,总体而言能够促进农户参与非农就业、土地流转和风险投资,且该影响主要通过提升农户生产组织水平和增加农户信息获取渠道两条途径得以实现。同时,互联网使用对所在地区、经济状况和土地稳定性不同的农户的生产要素配置表现出差异化影响效果,因此可以根据农户各自特征优化其生产要素配置决策,从而改善农户收入状况。

关键词:互联网使用 农户生产要素配置 非农就业 土地流转 风险投资

中图分类号:F325.1

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)07-0077-21

一、问题提出

长期以来,农业是广大农民赖以生存的基础。传统的精耕细作生产模式规模较小且机械化水平较低,难以实现农业生产力的跨越式发展。为此,中央及地方政府试图采取农机购置补贴、土地确权、“三权”分置等一系列措施来补齐农业农村发展短板,营造了有助于农户生产要素优化配置的政策环境,但农村市场信息的不完全性限制了制度创新和政策调整在解决“三农”问题上的成效。

市场信息的不完全性是阻碍生产要素自由流动的一大壁垒,导致资源配置缺乏效率。如何畅通信息流通渠道已成为提升市场配置效率的关键因素。近年来,新一轮科技革命深入发展,互联网、大数据、云计算等数字技术创新活跃,为各行各业的信息化转型提供了核心技术支撑。信息化发展相对滞后的农村也日益受到数字技术的影响,从政府提出的“宽带中国”到“数字乡村”战略,可以看出数字技术正在向中国农村地区延伸,以一种不容忽视的力量融入农户生产、生活的全过程,有力推动了农业农村现代化进程。中国互联网络信息中心发布的《第51次中国互联网络发展状况统计报告》显示,2022年农村地区互联网普及率达

收稿日期:2023-10-08;修回日期:2024-06-17

基金项目:国家社会科学基金一般项目“公平导向的差别化收入再分配机制研究”(21BJL012)

作者简介:王少国 首都经济贸易大学经济学院教授、博士生导师,北京,100070;

句国艳 首都经济贸易大学经济学院博士研究生,通信作者。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

61.9%。基于互联网使用的滴水灌溉、远程监测、无人机植物保护等技术手段也在一些财富水平较高的大农户间兴起。

互联网在生产、生活中日益广泛的应用深刻地改变了农户的生计模式,为农户增收带来了新机遇。这种影响主要体现在以下方面:一是依托于互联网交易模式,平台经济催生技能要求不高、进入门槛较低的网店、外卖员、配送员等大量包容性强的灵活就业形态,增加了农民非农就业渠道;二是互联网使用促使网络信息互联互通,数字化平台招聘信息的即时性、透明性降低了农民在非农就业匹配过程中的交易成本,提高了农民非农就业的实现效率;三是互联网技术在农业生产各环节中的应用,使农民可以更快地掌握农业生产资料、农产品市场信息,并运用相关技术设备提高农业生产率,从而更有效率地组织农业生产,提高农业收益;四是互联网与普惠金融的创新融合大大降低了金融服务门槛和交易成本,能够为农民提供与其能力相匹配的金融理财产品,同时也让农户创业融资成为可能。对此,农户的生计模式开始由单一依赖务农逐步向务农、务工、经商和金融投资等多元结合的生计模式转变。在这一过程中,互联网使用改变了农户生产要素不同方向投入的边际产出,使得理性农户不得不重新考虑对所拥有的劳动力、土地和资本等生产要素的配置决策:劳动力在农业务农与非农业务工之间的配置;土地在自营与流转之间的配置;不同农作物种植面积的配置^①;农户资本在农业、工商业、金融等领域投资比重的配置。值得思考的是,农户的生产要素配置偏好具体是怎样转换的?互联网使用如何对农户优化生产要素配置发挥作用?其影响效果如何?为回答上述问题,本文通过构建一个互联网使用影响农户生产要素配置的理论模型,推导出待验证假设,之后基于2014—2020年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,使用联立方程模型进一步检验互联网使用的影响因素及其对农户非农就业、土地流转和风险投资^②的作用机制,为中国推进农村互联网普及更加精准有效地服务农户生产要素配置提供决策依据,从而增强“提低”力度,助力实现共同富裕的中国式现代化。

二、文献综述

劳动力、土地和资本是农户的三大基础性生产要素^[1]。非农就业、土地流转和风险投资则是与之相对应的农户主要生产要素配置决策。由于中国农村要素市场运行机制的不健全,农户生产要素错配现象普遍存在^[2-3]。劳动力要素的市场化主要存在两个问题:一是城乡二元结构下的户籍制度使农村劳动力缺乏非农就业机会^[4-5];二是按人口平均分配土地的分配制度忽略了农户的生产效率差异^[6],加之随着农业机械化水平的提高,家庭务农需要的劳动力数量理论上低于实际值,农村存在大量的隐性失业劳动力^[7-8]。从土地要素配置的角度来看,虽然自2003年《中华人民共和国农村土地承包法》颁布之后,农村土地承包经营权可以依法流转,但农村土地退出不畅和流入受阻仍是引发土地资源错配的突出因素^[9-10],导致许多农村地区出现撂荒闲置的土地^[11],同时也存在有效率的农户无法扩大农业生产规模的问题^[12-13]。资本要素配置层面的扭曲,主要表现在农村居民财产创造收入的价值没有充分发挥出来,居民可支配财产性净收入总体偏低^[14],这是由于农村的金融建设相对滞后,有限的理财产品品种难以满足农民对安全性和收益性的复杂需求^[15],使得大部分农户更倾向于将储蓄用于建设或翻新不能增值的农村自有住房^[16-18],资源资产化转化通道不畅通,从而陷入资本要素错配的恶性循环。

^① 鉴于互联网使用对中国大多数农户不同农作物种植面积决策的影响不大,且农户生产要素的农业配置收益仍小于非农业配置收益,本文暂不研究农户对不同农作物种植面积的生产要素配置决策问题。

^② 本文所指的风险投资为广义的风险投资,泛指具有高风险、高潜在收益的投资。

生产要素的错配严重制约了农户收入水平的提高,有效激活农户生产要素是谋求农村发展、繁荣农村经济的前提^[19]。目前,信息技术作为新一轮科技革命的重要内容,凭借其强渗透性和广覆盖性的优势^[20],引领着农业农村数字化转型,以互联网深化为重要标志的农村信息化已然成为影响农户生产要素配置的关键力量。首先,在互联网技术的加持下,时间和距离不再是信息传输的阻碍,也就是说互联网能够改变信息获取途径,为家庭和个人分享各种信息提供重要手段^[21-22]。这加强了多形式的农业互助和大规模的信息交流^[23-24],使得农户的社会关系网络发生扩张^[25-27],从而扭转了农户在市场交易过程中历来的信息弱势处境^[28-29]。其次,相对于城市而言,农村地区金融资源的供给短缺造成农户被排斥在正规金融服务之外^[30-31],互联网的使用赋予金融行业普惠性,有利于解决农户所面临的特殊市场失灵问题,帮助农户获得金融服务^[32-34]。这种数字普惠金融可以促进农户所持金融资产的多样化^[35],并不会影响农户的农业生产经营投资^[36]。最后,以互联网为代表的数字技术使用不仅能够提高农户进行农业生产的技术水平和专业化程度^[37-39],而且通过传播现代生产生活理念,调动了农户的主观能动性,促进了农户的非农就业与土地流转^[40-43],导致农业资源配置效率得以改善^[44],从整体上对农户家庭福祉产生了积极影响^[45-46]。然而,农户是否会使用互联网很可能存在自选择问题,因为个体的主动性是实现技术有效采纳的关键^[47],农户在可供选择的方案里做出决策会受到认知能力的影响^[48],而认知冲突又往往会造成农户对技术使用成本与收益的权衡有偏于理论值^[49],进而导致行为选择上的偏差。

通过梳理文献发现,目前关于农户生产要素错配问题的讨论已经形成了大量研究成果,并且伴随着互联网在农村的迅速发展,部分学者开始探究这一信息技术对农户生产要素配置决策产生的影响,但更多研究仅是基于相关理论的多角度论述,在借助数理模型来探讨作用机制和演进规律方面仍有所欠缺。此外,从相关实证研究来看,已有研究大多采用普通最小二乘法或倾向得分匹配法分析互联网使用与农户生产要素配置的关系,忽视了某些不可观测因素对模型的影响;且多数文献仅关注了互联网使用对农户非农就业或土地流转的影响,未将劳动力、土地、资本三种生产要素同时纳入农户的最优决策。对比已有相关研究,本文可能的边际贡献如下:在研究视角上,将农户风险投资决策与非农就业、土地流转决策纳入同一分析框架,更为全面地探究互联网使用在农户生产要素配置过程中所发挥的作用,以验证其能否成为盘活农户生产要素的重要媒介;在研究方法上,先是构造理论模型推导互联网使用影响农户生产要素配置的内在机制,然后通过计量模型对互联网使用的影响效果以及生产要素间的相互联系进行实证分析,增强了盘活农户生产要素规律探寻的可靠性;在政策价值上,对农户生产要素配置问题的探讨有助于理解当前时代背景下信息技术进步与农业农村发展的关系,可为政府制定相关农村经济政策、引导数字技术赋能乡村振兴提供新思路,对于加快乡村振兴、实现共同富裕具有重要的理论意义和现实意义。

三、理论分析

本文在阿扎莫普洛斯和雷斯图恰 (Adamopoulos & Restuccia, 2014)^[50]研究的基础上,构建农户生产要素最优配置决策模型,据此展开关于互联网使用对农户生产要素配置影响机制的理论分析。

(一) 生产技术描述

随着农业技术革命不断深化,劳动力在农业生产活动中的作用越来越倾向于管理,并且不同农户间的务农能力差异也在逐渐扩大。因此,本文将农户的管理水平 γ 和受家庭禀赋影响的务农能力 S 纳入农户生

产函数,具体函数形式如下:

$$y = [A(I)S]^{1-\gamma} [L_a^\alpha T^\beta (K_g + k_a)^{1-\alpha-\beta}]^\gamma \quad (1)$$

式(1)中, y 为农户进行农业生产的产出水平, A 为农业全要素生产率, I 为农户的互联网使用程度, L_a 为农户分配给务农的劳动力, T 为农户实际经营的土地规模, K_g 为政府推进农业现代化的公共投入, k_a 为农户的农业资本投入, 并且有农户的管理水平 $\gamma \in (0,1)$ 、劳动力产出弹性 $\alpha \in (0,1)$ 和土地产出弹性 $\beta \in (0,1)$ 。

(二) 基本理论模型

理性农户的生产要素配置决策取决于农户对于家庭收入的预期。本文假设农户具有三种初始禀赋, 分别为劳动力数量 \bar{L} 、承包土地规模 \bar{T}_0 和财富水平 \bar{W} , 其家庭收入由务农收入、非农就业收入、财产性收入和经营性收入四部分组成。其中, 务农收入为农业产出水平 y 与农业资本投入 k_a 的差额, 且理论上单位土地所需劳动力数量为 m ; 非农就业收入由市场工资率 w 、自然迁移成本 c_0 、工作搜寻成本 $LC(I)$ 和农户分配给非农就业的劳动力 L_{na} 共同决定; 财产性收入包括土地转出的地租和其他金融投资的财产性收入, 前者取决于土地租金率 R 、流转信息成本 $TC(I)$ 和土地流转规模 $|\bar{T}_0 - T|$ ^①, 后者取决于风险投资回报率 θ 、投资信息成本 $IC(I)$ 和农户风险投资 k_f 中用于金融投资的比例^②; 经营性收入受风险投资回报率 θ 、投资信息成本 $IC(I)$ 和农户风险投资 k_f 中工商业投资份额的影响。

那么, 一个典型农户的家庭预期收入最大化问题可以表示为:

$$\begin{aligned} \max [A(I)S]^{1-\gamma} [L_a^\alpha T^\beta (K_g + k_a)^{1-\alpha-\beta}]^\gamma - k_a + [w - c_0 - LC(I)]L_{na} + I^{out} \{ (\bar{T}_0 - T) [R - TC(I)] \} - \\ I^{in} \{ (T - \bar{T}_0) [R + TC(I)] \} + [\theta - IC(I)]k_f \\ \text{s. t. } L_a + L_{na} \leq \bar{L} \\ k_a + k_f \leq \bar{W} \\ L_a = mT \end{aligned}$$

根据上述最优化问题, 可以得到如下的一阶条件:

$$\frac{\partial y}{\partial T}(I) = [R \pm TC(I)] + m[w - c_0 - LC(I)] - m \frac{\partial y}{\partial L_a}(I) \quad (2)$$

$$\frac{\partial y}{\partial k_a}(I) = 1 + \theta - IC(I) \quad (3)$$

式(2)表明, 农户的劳动力配置决策和土地配置决策二者密切相关。一般而言, 产业间的收入差距是影响农户从事非农工作的主要因素, 在利润最大化动机的驱使下, 农村部门的剩余劳动力会逐渐转移到城市部门, 农户对土地的依赖性随之降低, 一定程度上会促进土地流转市场的发展。农户对土地要素的配置决策主要由土地边际产出与土地净租金水平的比较来决定, 但同时也会受到非农就业单位收入与务农劳动力边际产出差额的影响, 这体现了土地对农户的非凡意义。由于农业生产会为农户提供经济安全保障, 起到转移劳动力的“避风港”作用, 除非非农就业机会足够多、收益足够大, 否则即便是土地边际产出小于土地净租金, 农户也不会轻易转出土地。相应地, 种植专业户也难以转入土地。由式(3)可知, 农户对家庭资本要

① 本文使用指示函数 I^{out} 和 I^{in} 分别表示农户是否转出、转入土地 (是=1, 否=0), 若转出土地, 则 $|\bar{T}_0 - T| = \bar{T}_0 - T$; 若转入土地, 则 $|\bar{T}_0 - T| = T - \bar{T}_0$ 。

② 为简化模型, 本文将其他金融投资和工商业投资统称为风险投资。

素的配置取决于农业资本边际产出与风险投资单位收益的相对大小,在农业资本边际产出较低的情况下,农户更倾向于通过进行风险投资来获得财产性收入或经营性收入,反之则会选择增加农业资本投资。

(三) 最优要素需求

通过对最优化问题的一阶条件进行求解,可以计算出农户的最优劳动力、土地和资本要素需求,三者的表达式如下:

$$L_a = \frac{A(I)S}{\gamma^{\frac{1}{1-\gamma}} m^{\frac{(\alpha+1)\gamma-1}{1-\gamma}}} \left[\frac{1 + \theta - IC(I)}{1 - \alpha - \beta} \right]^{\frac{(1-\alpha-\beta)\gamma}{\gamma-1}} \left\{ \frac{m[w - c_0 - LC(I)] + [R \pm TC(I)]}{\alpha + \beta} \right\}^{\frac{1-(1-\alpha-\beta)\gamma}{\gamma-1}} \quad (4)$$

$$T = \frac{A(I)S}{(\gamma m^{\alpha\gamma})^{\frac{1}{1-\gamma}}} \left[\frac{1 + \theta - IC(I)}{1 - \alpha - \beta} \right]^{\frac{(1-\alpha-\beta)\gamma}{\gamma-1}} \left\{ \frac{m[w - c_0 - LC(I)] + [R \pm TC(I)]}{\alpha + \beta} \right\}^{\frac{1-(1-\alpha-\beta)\gamma}{\gamma-1}} \quad (5)$$

$$k_a = \frac{A(I)S}{(\gamma m^{\alpha\gamma})^{\frac{1}{\gamma-1}}} \left[\frac{1 + \theta - IC(I)}{1 - \alpha - \beta} \right]^{\frac{1-(\alpha+\beta)\gamma}{\gamma-1}} \left\{ \frac{m[w - c_0 - LC(I)] + [R \pm TC(I)]}{\alpha + \beta} \right\}^{\frac{(\alpha+\beta)\gamma}{\gamma-1}} - K_g \quad (6)$$

在理论上,一方面,农户互联网使用深度和广度的拓展,弥补了农户对新型农业技术的使用鸿沟,再加上农业信息化对先进技术的传播和扩散,使得农户能够有效利用当前最合适的技术进行生产,有助于改善农业生产组织结构,提高农业全要素生产率,即 $\frac{\partial A(I)}{\partial I} > 0$, 具有农业增效效应。全要素生产率的提高虽然能够节省后期生产过程中的部分人力、物力和财力,但这种由新技术投入所带来的变革需要借助农业规模经营方能弥补前期投入的高额成本,可能会推动更多的边际土地用于生产^[51],进而在短期内促使农户在农业生产中投入更多的生产要素。另一方面,农户对互联网的使用会打通信息流通渠道,使信息能够快速准确地传达到各个节点,同时也有利于减少臃肿低效的中间环节,强化农户与市场、产业链、社会组织等各方面的衔接^[52-53],有效缓解交易过程中的信息不对称,降低了信息搜寻成本,即 $\frac{\partial IC(I)}{\partial I} < 0$ 、 $\frac{\partial LC(I)}{\partial I} < 0$ 、 $\frac{\partial TC(I)}{\partial I} < 0$, 具有非农降本效应,不仅实现了信息收集“量”的跨越,而且提高了数据获取准确度^[54],能够推动农户参与非农就业、土地流转和风险投资。根据式(4)一式(6)可知,互联网使用的两个影响机制作用方向相反,作用程度受到农户务农能力的影响。具体而言,由于农户的最优劳动力、土地和资本要素需求均为务农能力 S 的增函数,导致务农能力强的农户的农业增效效应大于非农降本效应,也就是说,农户的务农能力越强,则其越有可能在互联网使用的影响下增加农业全要素投入,从而进行专业化生产;而务农能力弱的农户,对农业增效效应的反应微弱,更可能在于非农降本效应的影响下配置生产要素,逐渐减少各种要素在农业中的投入比例。

对一般农户而言,互联网使用程度加深是一个漫长的过程,农户互联网使用对生产要素优化配置的影响表现出阶段性特征。如图 1 所示,农户生产要素投入量会随互联网使用程度的加深而逐渐发生变化,并且该变化轨迹在不同务农能力的农户间存在差异,具体影响过程大致可以分为三个阶段。

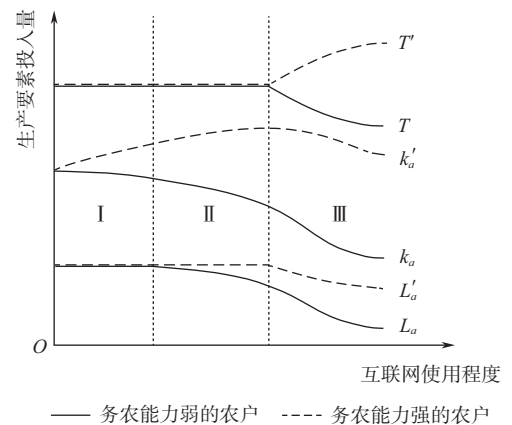


图 1 农户生产要素投入量变化趋势

在Ⅰ阶段,由于处于互联网使用初期,农户对互联网各项功能的使用尚不熟练,利用互联网寻求的可胜任非农就业机会很少,即便最优劳动力投入量下降,农户也无法将剩余劳动力向非农业转移,进而也不会进行土地流转。特别地,对于务农能力强的农户,得益于其自身在农业领域的比较优势,该类农户基本不会考虑参与非农就业,反而可能会在未来成为转入他人土地的种植大户。资本要素配置方面,随着农户对互联网的使用,信息搜寻成本逐渐下降,务农能力弱的农户会将一小部分资本用于进行简单的金融投资,以获得财产性收入;而务农能力强的农户则会选择在农业生产中投入更多资本,以进一步推动农业的智慧化转型,从而为规模化、集约化的农业生产奠定基础。

在Ⅱ阶段,随着农户互联网使用程度进一步加深,务农能力弱的农户受非农降本效应影响而参与非农就业和风险投资,从而减少其在农业生产中的劳动力和资本投入,并且相较于Ⅰ阶段,该阶段中农户的风险投资增速更大。值得注意的是,虽然务农能力强的农户依然不会倾向于参与非农就业和增加风险投资比例,但此时这类农户的农业资本积累已达到一定水平,农业资本投资增速开始放缓。土地要素配置方面,虽然互联网使用程度加深会使最优土地要素投入量发生改变,但是该阶段处于务农能力弱的农户参与非农就业的初期,由于非农就业尚存在一系列不确定性因素,故这类农户此时并不会将具有“避风港”作用的土地转出,而务农能力强的农户即使想扩大生产规模也无地可租。

在Ⅲ阶段,农户使用互联网已经较为娴熟,可供农户选择的非农就业机会越来越多,且非农就业转移成本也随之下降,故该阶段务农能力弱的农户会加大非农就业转移程度;而务农能力强的农户,由于其农业生产的智能化、规模化、集约化水平已经趋于较高水平,进一步改善空间有限,此时互联网使用对其的非农降本效应大于农业增效效应,所以这类农户会在家庭内部形成分工,一部分家庭成员开始参与非农就业。在该阶段中,农户的非农就业基础稳固,务农能力弱的农户会开始考虑将土地转出,并且随着土地流转信息搜集成本的下降,这类土地转出农户会逐渐增加土地转出规模,而务农能力强的农户则有机会继续转入土地以扩大专业化生产规模。此外,由于该阶段务农能力弱的农户开始转出土地,其农业资本投入会大幅下降,非农资本投入相应增加,甚至一部分富裕农户会进行工商业投资,如开农村超市、餐馆、民宿等;对于务农能力强的农户,当农业资本深化达到一定程度时,继续增加农机资本投资所带来的边际产出极低,于是这类农户将会开始利用闲置资本参与风险投资。

综上,本文提出以下研究假设。

H1:互联网使用能够促进农户非农就业,并对务农能力不同的农户存在异质性影响,有助于优化农村内部和家庭内部的劳动分工格局。

H2:互联网使用能够促进土地有序流转,使土地资源逐渐集中到务农能力强的少数人手中,有益于实现弃耕农地的有效利用。

H3:互联网使用能够促进金融投资、工商业投资等风险投资,提高农村资本市场活跃度,有利于解决农户资本利用率低的问题。

四、研究设计

(一) 模型构建

考虑到农户互联网使用可能存在的自选择问题以及非农就业决策与土地流转决策间存在的内在联系,

本文采用联立方程模型进行分析,以期更准确探究互联网使用对农户生产要素配置决策的影响。具体的模型设定如下:

$$Internet_{it} = \eta_0 + \eta_1 Distance_{it} + \eta_2 Rate_{it} + \sum \eta_3 X_{it} + provcd_i + year_t + \tau_{it} \quad (7)$$

$$Employ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Internet_{it} + \sum \alpha_2 X_{it} + provcd_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$Landout_{it} = \beta_0 + \beta_1 Internet_{it} + \beta_2 Employ_{it} + \sum \beta_3 X_{it} + provcd_i + year_t + \mu_{it} \quad (9)$$

$$Landin_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Internet_{it} + \gamma_2 Employ_{it} + \sum \gamma_3 X_{it} + provcd_i + year_t + \nu_{it} \quad (10)$$

$$Invest_{it} = \delta_0 + \delta_1 Internet_{it} + \sum \delta_2 X_{it} + provcd_i + year_t + \kappa_{it} \quad (11)$$

其中, i 和 t 分别代表农户与年份。式(7)为互联网使用决策方程,式(8)一式(11)均为生产要素配置方程。 $Internet_{it}$ 、 $Employ_{it}$ 、 $Landout_{it}$ 、 $Landin_{it}$ 和 $Invest_{it}$ 分别表示农户互联网使用、非农就业、土地转出、土地转入和风险投资的二值虚拟变量, X_{it} 为户主、家庭和村庄层面的特征变量向量, $provcd_i$ 和 $year_t$ 分别为省份固定效应和年份固定效应, α 、 β 、 γ 、 δ 为本文所关心的待估参数, τ_{it} 、 ε_{it} 、 μ_{it} 、 ν_{it} 和 κ_{it} 为各方程的随机扰动项。此外,在互联网使用决策方程中,本文还控制了农户户籍所在城市距中国互联网重要起源地——杭州市的球面距离 $Distance_{it}$ 和农户所在村庄层面的互联网普及率(不包含农户自身在内) $Rate_{it}$ 两个控制变量。

(二) 数据来源

本文所用数据来源于2014—2020年中国家庭追踪调查(CFPS)数据库。该数据库覆盖中国25个省份162个县(市、区),通过对个体、家庭、社区三个层次的数据进行跟踪搜集,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,具有较好的代表性。变量处理和样本筛选过程如下:(1)以国家统计局的城乡分类为依据删除城镇地区样本,并舍弃在四轮调查中均没有土地的农村地区样本,仅保留有土地的农户样本;(2)在利用数据库中已有变量构造研究所需变量之后,对关键变量指标的缺失数据和异常数据进行剔除;(3)为减轻极端值的影响,在1%的水平下对主要连续变量进行缩尾处理,最终得到由15832个农户组成的四期非平衡面板数据。

(三) 变量定义

1. 被解释变量

为探究农户的劳动力、土地和资本要素配置情况,本文设置农户非农就业、土地转出、土地转入和风险投资四个被解释变量。非农就业表示农户家庭中是否至少有一位成员外出打工挣钱,若回答是赋值为1,否则赋值为0;在土地流转方面,土地转出表示农户是否将集体分配的土地出租给他人,土地转入表示农户是否租用他人土地,若回答是赋值为1,否则赋值为0;风险投资表示农户是否持有债券、股息、基金等金融产品或从事个体私营活动,若回答是赋值为1,否则赋值为0。

2. 核心解释变量

移动互联网是农村居民连接互联网的最主要渠道,农户是否受到互联网发展的影响,最直观地表现在农户的移动设备使用情况,故本文根据2014年问卷中的“是否上网”以及2016年、2018年、2020年问卷中的“是否使用移动设备上网”来判断农户是否使用互联网的情况,若回答是赋值为1,否则赋值为0。特别地,在后文的稳健性检验中,本文还以业余上网时间、上网用途种类来分别衡量农户的互联网使用深度和互联

网使用广度,进一步验证互联网使用情况的影响效果。

3. 控制变量

根据既有研究,本文分别从户主^①、家庭和村庄层面控制可能影响农户决策行为的变量。其中,户主层面的控制变量包括户主的年龄、性别、婚姻状况、受教育年限、健康水平;家庭层面的控制变量包括家庭的人口数、汽车拥有情况、政府补助;村庄层面的控制变量包括村庄的地貌特征、到县城的距离、土地面积、务农比例。除上述变量外,考虑到行为模仿理论所导致的“跟风”效应,会使得农户所在地区的互联网使用环境越好,则农户使用互联网的概率越大,本文在互联网使用决策方程中的控制变量还包括距杭州市的距离和村级互联网普及率。

4. 机制变量

为验证互联网使用的农业增效效应和非农降本效应,本文分别采用农用器械价值、人情礼支出作为农户生产组织水平和信息获取渠道的代理变量。农用器械价值是指农户拥有的联合收割机、拖拉机、脱粒机、机引农具、抽水机、加工机械等农用机械当前总价值,该值越大意味着农业自动化程度越高,相应的农户生产组织水平也就越高;人情礼支出是指农户过去12个月总共支出的包括实物和现金在内的人情礼,该值越大意味着农户用于维持社会关系的费用越高,反映出农户信息获取渠道的拓宽。

变量定义与描述性统计如表1所示。2014—2020年参与非农就业的农户比例均值为43.26%,说明样本中近一半的农户家庭中会有人选择外出打工,这与近年来中国农村劳动力持续外流的趋势相符。参与土地转出和转入的农户比例均值分别为14.76%和11.28%,远低于农户非农就业比例均值,表现出农户对土地的依赖性。虽然大部分农户会参与非农就业,但并不愿意离开具有较稳定的收入保障的农业。从转出和转入土地农户比例的相对大小来看,农业呈现出规模化的发展趋势;参与风险投资的农户比例均值为7.50%,从绝对值来看所占比例较低,意味着风险规避型农户仍占绝大多数,农村工商业和金融业依然有很大的发展空间。对于核心解释变量互联网使用,在2014—2020年“村村通宽带”已基本实现的背景下,农户的互联网使用比例均值为27.29%,该值明显偏低,而造成这一现象的主导原因已不再是客观条件限制,更多地是在于农户的主观选择,这也体现了本文使用联立方程模型缓解农户自选择问题的必要性。在控制变量中,户主的年龄均值大约处于中年年龄段,大部分户主为男性、有配偶,且受教育年限偏低、健康水平中等偏下;农户一般为四口之家,仅有16.31%的农户拥有汽车,但有近三分之二的农户收到了政府补助;样本中40.77%的村庄为平原,到县城距离的均值为52.8151里^②,土地面积均值为7412.5132亩^③,村庄务农比例近半,距杭州市的距离均值为2209.4680里,村级互联网普及率均值为26.50%^④。在机制变量中,代表生产组织水平的农用器械价值均值为2824.0923元,代表信息获取渠道的人情礼支出均值为3272.0598元。

① 由于CFPS并未给出明确的户主信息,本文将数据库中的家庭“财务回答人”识别为户主。

② 1里=500米。

③ 1亩≈666.67平方米。

④ 该值与样本中农户的互联网使用比例存在些许偏差,这是由于本文为增强该变量的外生性,先于变量处理和样本筛选构造了该变量,即该变量的计算数据中包含了没有土地或某些关键变量缺失的农户样本。

表 1 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名称	定义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值	
被解释变量	非农就业	农户家庭中是否有人外出打工挣钱:是=1,否=0	0.432 6	0.495 5	0	1	
	土地转出	农户是否将集体分配的土地出租给他人:是=1,否=0	0.147 6	0.354 7	0	1	
	土地转入	农户是否租用他人土地:是=1,否=0	0.112 8	0.316 4	0	1	
	风险投资	农户是否持有金融产品或从事个体私营:是=1,否=0	0.075 0	0.263 4	0	1	
核心解释变量	互联网使用	农户是否上网:是=1,否=0	0.272 9	0.445 4	0	1	
控制变量	年龄	户主的年龄/周岁	52.533 3	13.615 9	16	92	
	性别	户主是否为男性:是=1,否=0	0.577 4	0.494 0	0	1	
	婚姻状况	户主是否有配偶:是=1,否=0	0.854 9	0.352 2	0	1	
	受教育年限	按户主受教育程度折算的受教育年限/年	5.889 6	4.759 2	0	22	
	健康水平	按照李克特 5 级量表分为:非常不健康=1,比较不健康=2,一般=3,比较健康=4,非常健康=5	2.804 6	1.288 4	1	5	
	家庭人口数	农户家庭成员数量/人	4.003 4	2.002 7	1	21	
	汽车拥有情况	农户是否有汽车:是=1,否=0	0.163 1	0.369 5	0	1	
	政府补助	农户是否收到政府补助:是=1,否=0	0.654 9	0.475 4	0	1	
	地貌特征	村庄地形是否为平原:是=1,否=0	0.407 7	0.491 4	0	1	
	到县城的距离	村委会到本县县城的距离/里	52.815 1	41.630 6	0	280	
	土地面积	村庄拥有的土地总面积/亩	7 412.513 2	11 586.751 8	10	101 500	
	务农比例	村庄常住人口中实际从事农业的比重	0.495 6	0.246 5	0	1	
	距杭州市的距离	农户户籍所在城市到杭州市的球面距离/里	2 209.468 0	853.321 9	0	5 040	
	村级互联网普及率	剔除农户自身所计算的村级互联网普及率	0.265 0	0.199 3	0	1	
	机制变量	生产组织水平	农用器械价值/元	2 824.092 3	14 918.648 2	0	700 000
		信息获取渠道	人情礼支出(元/年)	3 272.059 8	5 216.483 2	0	120 000

注:为了避免离群值的影响,本文在模型估计过程中对到县城的距离、土地面积、距杭州市的距离、生产组织水平和信息获取渠道进行了对数化处理,并且由于存在 0 值样本,故取对数的方式为实际值加 1 后取自然对数;为了降低任何区县被识别的风险,CFPS 项目办公室要求到杭州市距离的极值采取 10 位数取整的呈现方式。

五、实证分析

根据联立方程秩条件和阶条件,该模型中被斥变量结构参数矩阵中的秩为 4,说明方程可以识别,且式(7)和式(10)为过度识别,式(8)、式(9)和式(11)为恰好识别。因此,本文采用三阶段最小二乘估计方法,解决模型可能存在的内生性问题和扰动项之间的相关性问题。

(一) 基准回归结果

表 2 汇报了互联网使用对农户生产要素配置决策影响的基准回归结果。结果显示,农户的互联网使用情况会受到年龄、性别、婚姻状况、受教育年限、家庭人口数、汽车拥有情况、政府补助、距杭州市的距离和村级互联网普及率的影响,而互联网使用会提高农户参与非农就业、土地转出、土地转入和风险投资的概率,本文所提出的三个假设得到验证。具体而言,户主为男性、受教育程度高、家庭负担小、经济状况优、所在地互联网环境好的新生代农户拥有的社会资源相对更多,能够提高农户对于新技术的接受度,所以这类农户使用互联网的概率更大。随着互联网使用程度的加深,两类农户在农业生产、社会交往等方面会形成较大

的思维差距,进而影响其在生产要素配置上的决策。互联网使用对农户非农就业、土地流转和风险投资决策都有正向影响。从影响程度来看,相比土地流转和风险投资,互联网使用对农户非农就业的促进效应更明显,这可能是由于目前土地流转市场机制尚不健全,农户风险投资有效需求不足,导致互联网使用的影响效果甚微。特别地,在生产要素配置决策的相互联系方面,农户参与非农就业对其土地转出决策具有正向影响,而对其土地转入决策具有负向影响,这也就在一定程度上造成了互联网使用赋能土地转出和土地转入的影响程度的差异,侧面反映了中国土地流转供给充足但需求疲软的客观情况。

表 2 联立方程模型的基准回归

变量	互联网使用 决策方程	生产要素配置方程			
		非农就业	土地转出	土地转入	风险投资
互联网使用		0.093 3*** (0.010 6)	0.041 6*** (0.007 9)	0.027 8*** (0.007 0)	0.048 3*** (0.005 8)
非农就业			0.029 0*** (0.005 9)	-0.075 0*** (0.005 2)	
年龄	-0.014 1*** (0.000 2)	-0.004 9*** (0.000 4)	0.002 6*** (0.000 3)	-0.001 9*** (0.000 2)	-0.000 3 (0.000 2)
性别	0.015 4** (0.006 0)	-0.052 4*** (0.008 0)	-0.011 6* (0.005 9)	0.004 5 (0.005 3)	0.006 2 (0.004 4)
婚姻状况	-0.064 2*** (0.008 3)	0.004 6 (0.011 1)	-0.077 1*** (0.008 2)	0.048 1*** (0.007 3)	0.005 0 (0.006 0)
受教育年限	0.015 8*** (0.000 7)	0.000 0 (0.001 0)	0.000 3 (0.000 7)	-0.001 0 (0.000 6)	0.003 6*** (0.000 5)
健康水平	0.003 7 (0.002 3)	0.002 9 (0.003 0)	-0.010 0*** (0.002 0)	-0.002 0 (0.002 0)	0.000 5 (0.001 7)
家庭人口数	-0.005 1*** (0.001 6)	0.042 4*** (0.002 1)	-0.005 3*** (0.002 2)	0.008 5*** (0.001 4)	0.004 3*** (0.001 2)
汽车拥有情况	0.110 1*** (0.008 0)	-0.043 7*** (0.010 8)	0.018 5** (0.008 0)	0.038 2*** (0.007 1)	0.134 6*** (0.005 9)
政府补助	0.021 7*** (0.006 4)	0.021 1** (0.008 5)	0.023 2*** (0.006 3)	0.044 0*** (0.005 6)	-0.005 8 (0.004 6)
地貌特征	0.001 0 (0.010 0)	-0.025 0* (0.013 6)	0.033 9*** (0.010 0)	-0.001 8 (0.008 9)	-0.009 1 (0.007 4)
到县城的距离	-0.001 0 (0.004 9)	0.002 0 (0.006 6)	-0.024 3*** (0.004 9)	-0.004 0 (0.004 3)	-0.007 2** (0.003 6)
土地面积	0.002 1 (0.003 7)	0.008 8* (0.005 0)	-0.016 1*** (0.003 7)	0.000 9 (0.003 3)	-0.007 2 (0.002 7)
务农比例	-0.012 7 (0.016 0)	0.065 8*** (0.021 4)	-0.060 9*** (0.015 8)	0.010 5 (0.014 1)	-0.037 3*** (0.011 7)
距杭州市的距离	-0.118 4*** (0.032 3)				

表2(续)

变量	互联网使用 决策方程	生产要素配置方程			
		非农就业	土地转出	土地转入	风险投资
村级互联网普及率	0.2183*** (0.0236)				
常数项	1.6500*** (0.2522)	0.3533*** (0.0873)	0.5717*** (0.0645)	0.1927*** (0.0575)	0.1496*** (0.0477)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	15832	15832	15832	15832	15832
R ²	0.4070	0.1413	0.0862	0.0886	0.0946

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著,括号内为标准误,后表同。

(二) 影响机制检验

根据前文的理论分析,农户的生产组织水平和信息获取渠道在很大程度上影响其生产要素配置决策,这可能是互联网使用促进农户参与非农就业、土地流转和风险投资的潜在机制。为了验证互联网使用的这两个作用机制,本文采用面板数据双向固定效应模型进行估计,得到农户互联网使用对其生产组织水平和信息获取渠道的影响效果。如表 3 所示,互联网使用能够提升农户生产组织水平、增加农户信息获取渠道,在农业增效和非农降本方面成效显著,有利于推动农户更好地对其所拥有的劳动力、土地、资本等要素做出优化配置。进一步地,参考刘依杭(2023)^[55]、龙云等(2023)^[56]的研究,互联网使用对农户生产要素配置决策的作用机制很可能会受到农户务农能力的影响。因为相对于务农能力较弱的小农户而言,大农户更具备市场意识和合作意识,对现代生产要素需求更为强烈,所以务农能力强的农户的互联网使用农业增效效应相对更大,而务农能力弱的农户的互联网使用非农降本效应相对更大。这意味着互联网使用在影响微观单位农户优化其生产要素配置的同时,也在宏观层面使全社会形成各取所长的分工格局。

表 3 互联网使用的影响机制检验

变量	生产组织水平	信息获取渠道
互联网使用	0.2775*** (0.0827)	0.3676*** (0.0567)
控制变量	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	15832	15832
R ²	0.0164	0.0540

注:由于篇幅限制,本表及之后各表不再汇报控制变量的回归结果。

(三) 异质性分析

1. 按发展阶段分组

互联网使用的红利效应依赖于完善的信息基础设施建设,伴随着新型基础设施建设的迭代升级、更新

完善和持续建设,农户生产要素配置决策偏好也会呈现动态变化。因此,本文根据村级互联网普及率的三分位数将全样本划分为互联网使用初期、中期和后期三部分,分别考察每个阶段互联网使用对农户生产要素配置的影响效果,回归结果见表4。在互联网使用初期,虽然互联网使用对非农就业、土地转出、土地转入和风险投资的影响系数都为正,但其对非农就业和土地流转的影响系数并不显著,互联网使用在1%的显著性水平下提高了风险投资概率5.16个百分点。在互联网使用中期,互联网使用除了促进农户参与风险投资外,还提高了农户的非农就业参与率,但对土地流转无影响。在互联网使用后期,互联网使用与农户非农就业、土地转出、土地转入和风险投资之间均存在正向关系,且互联网使用对农户非农就业的促进作用远大于对其他生产要素配置的影响。此外,通过纵向对比各阶段中互联网使用的影响程度,可以发现,互联网使用对农户非农就业的促进作用在后期更大^①,这可能与农业的规模化转型有关,一方面是因为务农能力弱的潜在非农就业农户开始将土地转出转而从收入更高的非农工作,另一方面是因为务农能力强的农户得益于规模经济也会有部分家庭劳动力逐渐从农业生产活动中释放出来;但在风险投资方面,互联网使用对风险投资的促进作用并未呈现理论分析中所描述的逐渐增大趋势^②,可能的原因是,虽然互联网使用能够为潜在风险投资农户提供参与机会,但是从长期来看,由于农户风险偏好较弱的传统保守倾向难以改变,使得潜在风险投资农户的数量基本不会发生变化,从而造成了互联网使用对农户风险投资促进程度的相对稳定甚至降低。

表4 不同发展阶段条件下互联网使用的影响效果检验

条件	变量	非农就业	土地转出	土地转入	风险投资	
互联网使用初期	互联网使用	0.022 0 (0.021 9)	0.015 0 (0.016 3)	0.017 3 (0.013 9)	0.051 6*** (0.010 6)	
	非农就业		0.045 8*** (0.010 2)	-0.099 2*** (0.008 7)		
	控制变量	控制	控制	控制	控制	
	省份固定效应	控制	控制	控制	控制	
	年份固定效应	控制	控制	控制	控制	
	样本量	5 274	5 274	5 274	5 274	
	R ²	0.152 6	0.118 9	0.103 9	0.104 3	
	互联网使用中期	互联网使用	0.062 4*** (0.018 3)	0.017 7 (0.013 7)	0.019 6 (0.013 5)	0.047 7*** (0.010 5)
		非农就业		0.039 4*** (0.010 3)	-0.085 2*** (0.010 2)	
		控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应		控制	控制	控制	控制	
年份固定效应		控制	控制	控制	控制	
样本量		5 275	5 275	5 275	5 275	
R ²		0.153 3	0.099 2	0.118 7	0.117 7	

① 本文使用费舍尔组合检验方法,对组间互联网使用系数差异的显著性进行检验,通过自抽样1 000次得到在非农就业决策方程中互联网使用后期组相对于初期组、中期组的经验P值均通过了组间系数差异检验。

② 在风险投资决策方程中,费舍尔组合检验结果表明互联网使用中期组与初期组、后期组与中期组的系数大小均没有差异,而后期组的系数在5%的显著性水平下小于初期组。

表4(续)

条件	变量	非农就业	土地转出	土地转入	风险投资
互联网使用后期	互联网使用	0.163 2*** (0.017 0)	0.080 6*** (0.012 3)	0.028 9*** (0.010 1)	0.043 8*** (0.009 8)
	非农就业		0.002 6 (0.009 9)	-0.041 6*** (0.008 1)	
	控制变量	控制	控制	控制	控制
	省份固定效应	控制	控制	控制	控制
	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
	样本量	5 283	5 283	5 283	5 283
	R^2	0.160 3	0.127 9	0.096 0	0.113 5

基于互联网使用的影响脉络检验回归结果,为更好地理解农户对劳动力要素的配置过程,本文进一步讨论互联网使用对农户非农就业类型的阶段性影响。如表5所示,中期阶段的互联网使用仅促进农户兼职型非农就业,并未对农户全职型非农就业产生影响。到互联网使用后期,随着土地流转市场的完善,农户参与非农就业的形式开始由兼职型向全职型过渡,互联网使用能够促进农户全职型非农就业。由此可见,在新一代信息技术的持续冲击下,农户对生产要素的配置逐渐明晰,农业经济转型已是大势所趋。

表5 互联网使用中后期非农就业类型决策方程回归

变量	互联网使用中期		互联网使用后期	
	兼职型非农就业	全职型非农就业	兼职型非农就业	全职型非农就业
互联网使用	0.054 8*** (0.017 5)	0.007 7 (0.011 4)	0.086 8*** (0.016 7)	0.076 3*** (0.010 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	5 275	5 275	5 283	5 283
R^2	0.151 7	0.097 3	0.157 5	0.121 1

注:因本部分主要考察在互联网使用中期和后期互联网使用对农户非农就业类型的影响效果,故省略了对联立方程模型中其他方程回归结果的汇报。

2. 按所在地区分组

中国不同地区在社会发展、历史文化、资源禀赋等方面存在着明显差异,在此背景下,互联网使用对农户生产要素配置的影响很可能会呈现区域异质性特征。对此,本文根据农户所在省份位于东中西部的地理区位归属对全样本进行分组,回归结果见表6。对比不同地区互联网使用赋能农户生产要素配置的影响差异可以发现,互联网使用总体上有利于促进农户非农就业、土地流转和风险投资,但农户所处的区域发展环

境也很重要,仅就促进土地转出和风险投资目标而言,东部地区和中部地区的互联网使用影响效果更好^①。之所以出现这一差异,可能是西部地区的经济发展水平落后于东部地区和中部地区,导致农户对土地的主观依赖度相对更强,此时影响农户转出土地和参与风险投资的决定性因素不是客观上的信息不对称,而是农户是否有其他稳定的经济来源,从而导致互联网使用的红利效应对西部地区农户土地转出和风险投资决策的影响较弱。从促进非农就业方面来看,西部地区的农户受互联网使用的影响程度更大^②,这主要是由于互联网使用弥补了西部地区教育资源、社会资源匮乏造成的农户人力资本不足,促使农户能够找到匹配的非农工作,同时这也有利于缓解西部地区农户参与土地流转和风险投资的后顾之忧,推动农村土地市场和资本市场的发展。

表 6 不同所在地区条件下互联网使用的影响效果检验

条件	变量	非农就业	土地转出	土地转入	风险投资
东部地区农户	互联网使用	0.076 2*** (0.016 9)	0.029 4** (0.012 9)	0.023 6** (0.011 0)	0.056 2*** (0.009 6)
	非农就业		0.021 4** (0.009 8)	-0.054 2*** (0.008 3)	
	控制变量	控制	控制	控制	控制
	省份固定效应	控制	控制	控制	控制
	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
	样本量	6 049	6049	6 049	6 049
	R ²	0.139 4	0.085 4	0.085 5	0.123 5
中部地区农户	互联网使用	0.055 4*** (0.020 2)	0.081 7*** (0.016 3)	0.032 1** (0.013 4)	0.061 9*** (0.011 5)
	非农就业		0.030 1** (0.012 1)	-0.070 3*** (0.010 0)	
	控制变量	控制	控制	控制	控制
	省份固定效应	控制	控制	控制	控制
	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
	样本量	4 380	4 380	4 380	4 380
	R ²	0.149 7	0.080 3	0.100 3	0.096 4
西部地区农户	互联网使用	0.140 1*** (0.018 4)	0.019 7 (0.012 1)	0.028 7** (0.012 3)	0.024 6*** (0.009 2)
	非农就业		0.034 5*** (0.008 9)	-0.102 1*** (0.009 0)	
	控制变量	控制	控制	控制	控制
	省份固定效应	控制	控制	控制	控制
	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
	样本量	5 402	5 403	5 403	5 403
	R ²	0.142 6	0.096 2	0.094 8	0.062 9

① 在风险投资决策方程中,西部地区组相对于东部地区组、中部地区组的经验 P 值通过了组间系数差异检验。

② 在非农就业决策方程中,西部地区组相对于东部地区组、中部地区组的经验 P 值通过了组间系数差异检验。

3. 按经济状况分组

农户作为追求利润最大化的理性主体,经济状况是影响其做出生产要素配置决策的重要因素。为分析互联网使用对不同经济状况农户的差异化影响,本文根据人均家庭纯收入三分位数将全样本分为经济条件较差农户、经济条件中等农户和经济条件较好农户三部分,分样本回归结果如表7所示。在非农就业决策方面,互联网使用提高了经济条件较差和经济条件中等农户参与非农就业的概率,而对经济条件较好农户的非农就业决策无影响。这可能是因为互联网使用影响非农就业的效果主要是扶弱济困,经济条件较好农户的社会资本较丰富,信息获取渠道相对更多,互联网使用的红利效应并不会明显改善这类农户的原有处境,而这对于经济条件较差和中等农户可谓雪中送炭,为原本就业困难的较贫穷农户提供了增收途径,使其更倾向于从事工资水平较高的非农工作。在土地流转决策方面,互联网使用能够促进经济条件中等和经济条件较好农户的土地流转,但对经济条件较差农户而言,互联网使用仅能够提高农户土地转出概率3.20个百分点,而不会对其土地转入决策产生影响,说明土地主要是流转到具备一定经济基础和务农能力的农户手中。在风险投资决策方面,互联网使用促进了经济条件中等和经济条件较好农户参与风险投资,但不会影响经济条件较差农户的风险投资决策。这是由于风险投资需要一定的风险承受能力,使得经济条件较差农户即使通过使用互联网获得了风险投资机会,也不会做出参与风险投资的决策。

表7 不同经济状况条件下互联网使用的影响效果检验

条件	变量	非农就业	土地转出	土地转入	风险投资	
经济条件较差农户	互联网使用	0.1807*** (0.0178)	0.0320** (0.0139)	0.0077 (0.0136)	0.0054 (0.0080)	
	非农就业		0.0060 (0.0107)	-0.0961*** (0.0105)		
	控制变量	控制	控制	控制	控制	
	省份固定效应	控制	控制	控制	控制	
	年份固定效应	控制	控制	控制	控制	
	样本量	5199	5199	5199	5199	
	R^2	0.2161	0.1114	0.1085	0.0617	
	经济条件中等农户	互联网使用	0.0970*** (0.0188)	0.0390*** (0.0138)	0.0420*** (0.0115)	0.0467*** (0.0083)
		非农就业		0.0254** (0.0101)	-0.0633*** (0.0085)	
		控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应		控制	控制	控制	控制	
年份固定效应		控制	控制	控制	控制	
样本量		5187	5187	5187	5187	
R^2		0.1649	0.1062	0.0997	0.0837	

表7(续)

条件	变量	非农就业	土地转出	土地转入	风险投资
经济条件较好农户	互联网使用	0.021 6 (0.018 0)	0.048 3*** (0.013 8)	0.029 4** (0.011 8)	0.064 8*** (0.012 4)
	非农就业		0.035 0*** (0.010 7)	-0.064 0*** (0.009 2)	
	控制变量	控制	控制	控制	控制
	省份固定效应	控制	控制	控制	控制
	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
	样本量	5 186	5 186	5 186	5 186
	R ²	0.134 8	0.098 9	0.115 5	0.128 1

4. 按土地稳定性分组

土地作为农村发展的根基,不仅具有资源和生产资料属性,更具有财产属性,与农户的利益紧密相连。在互联网持续推动农业经济转型的新形势下,土地地权是否稳定关乎着农户能否实现生产要素最优化配置。由于土地征用意味着农户地权的流失,一定程度上可以表征土地稳定性,于是本文根据农户是否经历土地征用将全样本分为土地稳定性较弱农户和土地稳定性较强农户,分别考察互联网使用对这两种农户生产要素配置的影响。如表 8 所示,土地稳定性不会影响互联网使用赋能农户非农就业和风险投资的作用效果^①,但是会使其在对土地流转决策的影响上产生差异。具体而言,互联网使用仅能使土地稳定性较强农户参与土地转出和土地转入的概率分别增加 4.23%和 3.37%,并不会对稳定性较弱农户的土地流转决策造成影响。这两种情况下结果的差异证实了土地权属稳定性在土地流转交易过程中的重要作用。

表 8 不同土地稳定性条件下互联网使用的影响效果检验

条件	变量	非农就业	土地转出	土地转入	风险投资
土地稳定性较弱农户	互联网使用	0.100 7** (0.042 7)	0.023 6 (0.027 7)	-0.046 0 (0.028 8)	0.059 1** (0.025 1)
	非农就业		0.012 8 (0.020 9)	-0.042 0* (0.021 7)	
	控制变量	控制	控制	控制	控制
	省份固定效应	控制	控制	控制	控制
	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
	样本量	963	963	963	963
	R ²	0.243 8	0.194 8	0.228 4	0.198 8

① 在非农就业和风险投资决策方程中,费舍尔组合检验结果表明两个方程中两组的系数大小均无显著差异。

表8(续)

条件	变量	非农就业	土地转出	土地转入	风险投资
土地稳定性较强农户	互联网使用	0.092 5*** (0.011 0)	0.042 3*** (0.008 2)	0.032 7*** (0.007 2)	0.047 0*** (0.006 0)
	非农就业		0.030 9*** (0.006 1)	-0.076 2*** (0.005 4)	
	控制变量	控制	控制	控制	控制
	省份固定效应	控制	控制	控制	控制
	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
	样本量	14 869	14 869	14 869	14 869
	R ²	0.142 1	0.088 3	0.088 1	0.096 0

(四) 稳健性检验

为增强研究结论的可靠性,本文通过以下五种方法进行稳健性检验。一是使用面板数据双向固定效应模型替换原来的联立方程模型,来探究互联网使用如何影响农户的生产要素配置。二是使用倾向得分匹配模型,按照一对一匹配法重新检验互联网使用对非农就业、土地流转和风险投资的影响。三是仅保留追踪农户样本,通过构造四期平衡面板数据,以在调查中被成功追踪的农户为研究对象,对模型进行再次估计。四是替换核心解释变量,以互联网使用深度和互联网使用广度两个指标替换原来的互联网使用指标,进一步考察互联网使用程度对农户生产要素配置的影响。五是采用核心解释变量的滞后项,来保证农户互联网使用和生产要素配置的先后顺序,将2012—2018年的农户互联网使用数据分别与2014—2020年对应的农户数据进行匹配,重新估计互联网使用的影响效果。稳健性检验结果显示^①,互联网使用对农户非农就业、土地流转和风险投资的影响均为正,并且影响程度也与前文中的估计结果基本一致,说明本文得出的研究结论稳健可靠。

六、进一步讨论

前文实证结果总体上肯定了互联网使用会在非农就业、土地流转和风险投资方面对农户生产要素配置产生影响,但值得讨论的是,互联网使用给农户带来的这种生产要素配置偏好变化是否会真正改善农户收入状况?为此,本文构建农户收入水平决定方程,并将其纳入联立方程模型分析框架,具体如下:

$$Income_{it} = \theta_0 + \theta_1 Employ_{it} + \theta_2 Landout_{it} + \theta_3 Landin_{it} + \theta_4 Invest_{it} + \sum \theta_5 X'_{it} + provcd_i + year_t + \xi_{it} \quad (12)$$

式(12)中的 $Income_{it}$ 代表农户收入水平,以人均家庭纯收入的自然对数来衡量; X'_{it} 为户主和家庭层面的特征变量向量,具体包括户主的年龄、性别、婚姻状况、受教育年限、健康水平和家庭的人口数、汽车拥有情况、政府补助。除此之外,其余变量的设定与联立方程模型中其他方程一致。

表9报告了考虑互联网使用情况下农户生产要素配置对收入水平影响的回归结果。其中,参与非农就业、土地转出、土地转入和风险投资均会促进农户收入水平的提高,并且非农就业和风险投资的增收效应相对更大,这为中国在信息时代利用互联网技术赋能农户增收提供了重点方向。关于务农能力的分样本回归结果同样表明,考虑互联网使用情况下的农户生产要素配置能够影响其收入水平,虽然对于务农能力弱农户而言,土地转入会在5%的显著性水平下降低其收入水平,但结合前文机制分析结果,由于务农能力弱农户的非农降本效应大于农业增效效应,这部分农户会在互联网使用的作用下更倾向于转出土地,而不是转

^① 限于篇幅,稳健性检验结果不再列示,备索。

入土地,恰恰证明了互联网使用推动农户做出的生产要素配置决策是有利于改善农户收入状况的。

表9 考虑互联网使用情况下农户生产要素配置对收入水平的影响

变量	收入水平		
	全样本	务农能力强农户	务农能力弱农户
非农就业	0.5047*** (0.0167)	0.3475*** (0.0253)	0.5693*** (0.0205)
土地转出	0.1370*** (0.0226)	0.1045** (0.0430)	0.1931*** (0.0261)
土地转入	0.1029*** (0.0254)	0.0849*** (0.0301)	-0.0861** (0.0380)
风险投资	0.4676*** (0.0307)	0.4126*** (0.0452)	0.4991*** (0.0380)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	15 572	4 342	11 230
R ²	0.2728	0.2774	0.3010

七、研究结论与政策建议

本文通过建立一个典型农户模型,阐明了互联网使用影响农户生产要素配置的理论逻辑,之后基于2014—2020年CFPS数据,采用联立方程模型,将农户互联网使用自选择特征及生产要素间的关联属性纳入分析框架,从非农就业、土地流转和风险投资三个方面实证检验互联网使用对农户生产要素配置决策的影响效果,并对其作用机制、阶段特征、群体异质性和配置合理性进行讨论。研究结论如下:第一,农户的互联网使用意愿受到户主、家庭和村庄层面多种因素的共同影响。户主为男性、受教育程度高、家庭负担小、经济状况优、所在地互联网环境好的新生代农户更倾向于使用互联网。第二,互联网使用能够促进农户非农就业、土地流转和风险投资。相比于土地流转和风险投资,互联网使用对农户非农就业的影响程度更大。第三,互联网使用通过提升农户生产组织水平、增加农户信息获取渠道两个途径来影响农户的生产要素配置决策,两个机制的影响作用与农户的务农能力有关。第四,互联网使用对农户生产要素配置的影响是逐步递进的,在初期仅影响风险投资决策,而随着互联网使用程度的加深,也会促进农户兼职型或全职型非农就业,进一步影响土地流转决策。第五,互联网使用对不同情况的农户具有差异化影响效果,有助于农户各取所长对生产要素进行重新配置,从而改善农户收入状况。

根据上述结论可以判断,互联网使用有助于盘活农户生产要素,但在具体的作用效力上还存在改进空间。据此,本文提出如下政策建议:

首先,加强农村基础设施建设,激发农户技术使用需求。除农户自身相关因素外,村庄层面的因素也会影响农户互联网使用意愿,但是农村依然是中国发展的短板,基础设施建设远远落后于城市。要想提高农户的数字素养和技能,就需要从对村庄的现代化改造入手,以推进乡村振兴战略为契机,通过持续完善和建设新型基础设施,为农户营造一个信息化日常应用场景,从而潜移默化地激发农村互联网市场潜力。特别是对于一些地势起伏较大的地区,村庄的基础设施建设有助于缩小该地区在交通条件上的发展劣势,提高生产要素流通效率,增强互联网技术的扩散效应,进一步消除农户使用互联网的外部环境障碍。

其次,深化农村土地制度改革,提高农户金融参与意识。互联网使用在农户土地流转和风险投资方面

的影响明显较弱,对于该问题的解决需要关注土地确权的作用,加快土地确权和权证登记,能够为农户的土地流转交易提供法律担保,缓解农户的信贷约束,以此推动土地资源的整合优化并释放资本市场的运转活力。同时,互联网使用搭建的信息桥梁能够为农户进行风险投资提供更多选择,也就是说,在农户使用互联网的情况下限制其进行风险投资的主要阻碍不再是金融可得性,而是金融意识淡薄,这就要求培育农户理财新观念,提高农户参与风险投资的内生动力,使互联网技术在农户生产要素配置决策中发挥实质性作用。

最后,部署落实精准帮扶政策,改善区域发展失衡格局。互联网使用对于不同地区的农户具有异质性影响,中东部地区农户在生产要素配置方面受到的影响更大。考虑到资源流动的逐利性,区域间发展水平的差异往往会造成优质资源在市场机制的作用下过分集中于经济较发达地区,进而加重区域发展的不平衡。在未来推进数字乡村建设的过程中应充分发挥有效市场和有为政府的作用,更好地挖掘互联网技术功能,制定并实施具有区域特色的互联网技术赋能政策,通过一定的政策干预减少落后地区的发展阻碍,增强互联网技术红利的区域包容性,全面促进农户资源配置不断优化,以实现社会整体福利的提升。

参考文献:

- [1] 杜鑫. 劳动力转移、土地租赁与农业资本投入的联合决策分析[J]. 中国农村经济, 2013(10): 63-75.
- [2] 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, 46(5): 86-98.
- [3] 黄祖辉. 农业农村优先发展的制度体系建构[J]. 中国农村经济, 2020(6): 8-12.
- [4] GOLLEY J, MENG X. Has China run out of surplus labour? [J]. China Economic Review, 2011, 22(4): 555-572.
- [5] 吴珊珊, 孟凡强. 农民工歧视与反歧视问题研究进展[J]. 经济学动态, 2019(4): 99-111.
- [6] 盖庆恩, 朱喜, 程名望, 等. 土地资源配置不当与劳动生产率[J]. 经济研究, 2017, 52(5): 117-130.
- [7] 温兴祥. 隐性失业与农村居民家庭消费[J]. 世界经济文汇, 2017(3): 64-83.
- [8] 谢玲红, 吕开宇. “十四五”时期农村劳动力转移就业的五大问题[J]. 经济学家, 2020(10): 56-64.
- [9] 马贤磊, 仇宏伟, 钱忠好. 农地流转中的政府作用: 裁判员抑或运动员——基于苏、鄂、桂、黑四省(区)农户农地流转满意度的实证分析[J]. 经济学家, 2016(11): 83-89.
- [10] ADAMOPOULOS T, RESTUCCIA D. Land reform and productivity: a quantitative analysis with micro data[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2020, 12(3): 1-39.
- [11] 桂华. 城镇化进程中的农村土地低效利用与改进——基于武汉、上海等市郊农业政策的比较分析[J]. 经济学家, 2018(3): 89-95.
- [12] 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.
- [13] 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, 34(3): 49-57.
- [14] 涂圣伟. 面向共同富裕的农民增收长效机制构建[J]. 改革, 2023(4): 14-25.
- [15] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异[J]. 中国农村经济, 2022(1): 44-60.
- [16] SARGESON S. Subduing “the rural house-building craze”: attitudes towards housing construction and land use controls in four Zhejiang villages[J]. The China Quarterly, 2002, 172: 927-955.
- [17] 明娟, 曾湘泉. 农村劳动力外出与家乡住房投资行为——基于广东省的调查[J]. 中国人口科学, 2014(4): 110-120.
- [18] 方丽, 田传浩. 筑好巢才能引好凤: 农村住房投资与婚姻缔结[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(2): 571-596.
- [19] 柏培文, 杨志才. 中国二元经济的要素错配与收入分配格局[J]. 经济学(季刊), 2019, 18(2): 639-660.
- [20] 唐任伍, 武天鑫, 温馨. 数字技术赋能共同富裕实现的内在机理、深层逻辑和路径选择[J]. 首都经济贸易大学学报, 2022, 24(5): 3-13.
- [21] AKER J C, KSOLL C. Can mobile phones improve agricultural outcomes? Evidence from a randomized experiment in Niger[J]. Food Policy, 2016, 60: 44-51.
- [22] 罗明忠, 刘子玉. 数字技术采纳、社会网络拓展与农户共同富裕[J]. 南方经济, 2022(3): 1-16.
- [23] 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.

- [24] DEICHMANN U, GOYAL A, MISHRA D. Will digital technologies transform agriculture in developing countries? [J]. *Agricultural Economics*, 2016, 47(51): 21-33.
- [25] STERN M J, ADAMS A E. Do rural residents really use the Internet to build social capital? An empirical investigation [J]. *American Behavioral Scientist*, 2010, 53(9): 1389-1422.
- [26] ELLISON N B, VITAK J, GRAY R, et al. Cultivating social resources on social network sites: Facebook relationship maintenance behaviors and their role in social capital processes [J]. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 2014, 19(4): 855-870.
- [27] 展进涛,沈婷,俞建飞. 技术进步影响农村的内部信任了吗? ——基于农业机械技术与互联网技术的考量 [J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2020(3): 84-90.
- [28] 何欣,朱可涵. 农户信息水平、精英俘获与农村低保瞄准 [J]. *经济研究*, 2019, 54(12): 150-164.
- [29] 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.
- [30] 温涛,冉光和,熊德平. 中国金融发展与农民收入增长 [J]. *经济研究*, 2005(9): 30-43.
- [31] HE D X, MIAO W L. Financial exclusion and inclusive finance [J]. *China Economist*, 2016, 11(3): 64-76.
- [32] KIRUI O K, OKELLO J J, NYIKAL R A, et al. Impact of mobile phone-based money transfer services in agriculture: evidence from Kenya [J]. *Quarterly Journal of International Agriculture*, 2013, 52(2): 141-162.
- [33] 郭峰,王瑶佩. 传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡 [J]. *财经研究*, 2020, 46(1): 19-33.
- [34] 陈鸣,陈峰,廖世伟. 数字普惠金融与农村经济增长:空间溢出机制与经验证据 [J]. *首都经济贸易大学学报*, 2022, 24(6): 14-27.
- [35] 周雨晴,何广文. 数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响 [J]. *当代经济科学*, 2020, 42(3): 92-105.
- [36] 周月书,苗哲瑜. 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响 [J]. *中国农村观察*, 2023(1): 40-58.
- [37] CHAMBERLIN J, RICKER-GILBERT J. Participation in rural land rental markets in Sub-Saharan Africa: who benefits and by how much? Evidence from Malawi and Zambia [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2016, 98(5): 1507-1528.
- [38] 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.
- [39] MIN S, LIU M, HUANG J K. Does the application of ICTs facilitate rural economic transformation in China? Empirical evidence from the use of smartphones among farmers [J]. *Journal of Asian Economics*, 2020, 70: 101219.
- [40] DETTLING L J. Broadband in the labor market: the impact of residential high-speed internet on married women's labor force participation [J]. *ILR Review*, 2017, 70(2): 451-482.
- [41] LU Y, XIE H H, XU L C. Telecommunication externality on migration: evidence from Chinese villages [J]. *China Economic Review*, 2016, 39: 77-90.
- [42] 张景娜,张雪凯. 互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自 CFPS 的微观证据 [J]. *中国农村经济*, 2020(3): 57-77.
- [43] 吴佳璇,闵师,王晓兵,等. 互联网使用与偏远地区农户家庭生产要素配置——基于西南山区农户面板数据 [J]. *中国农村经济*, 2022(8): 93-113.
- [44] 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.
- [45] MA W L, NIE P, ZHANG P, et al. Impact of Internet use on economic well-being of rural households: evidence from China [J]. *Review of Development Economics*, 2020, 24(2): 503-523.
- [46] 张永丽,李青原. 互联网使用对贫困地区农户收入的影响——基于甘肃省贫困村农户的调查数据 [J]. *管理评论*, 2022, 34(1): 130-141.
- [47] 宗文,李晏墅,李金生,等. 现代企业内部信息主动采纳研究 [J]. *中国工业经济*, 2011(2): 89-99.
- [48] 姜安印,杨志良. 认知理性视角下小农户的行为逻辑 [J]. *华南农业大学学报(社会科学版)*, 2021, 20(2): 54-65.
- [49] BONFADELLI H. The Internet and knowledge gaps: a theoretical and empirical investigation [J]. *European Journal of Communication*, 2002, 17(1): 65-84.
- [50] ADAMOPOULOS T, RESTUCCIA D. The size distribution of farms and international productivity differences [J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1667-1697.
- [51] COOMES O T, BARHAM B L, MACDONALD G K, et al. Leveraging total factor productivity growth for sustainable and resilient farming [J]. *Nature Sustainability*, 2019, 2(1): 22-28.
- [52] 孙俊娜,胡文涛,汪三贵. 数字技术赋能农民增收:作用机理、理论阐释与推进方略 [J]. *改革*, 2023(6): 73-82.
- [53] 胡友,陈昕,祁春节. 交易成本框架下互联网使用、土地转入与山区农户市场参与 [J]. *经济与管理研究*, 2023, 44(6): 57-76.
- [54] 张在一,毛学峰. “互联网+”重塑中国农业:表征、机制与本质 [J]. *改革*, 2020(7): 134-144.
- [55] 刘依杭. “谁来种粮”:小农户与家庭农场的经营特征及逻辑选择 [J]. *农村经济*, 2023(5): 125-133.
- [56] 龙云,邓可心,匡诺一. 新型农业经营主体能带动小农户实现绿色生产转型吗? ——基于 2020 年中国乡村振兴综合调查数据的研究 [J]. *经济与管理研究*, 2023, 44(12): 85-99.

Impact of Internet Use on Farmers' Optimal Production Factor Allocation —Empirical Analysis Based on CFPS Data

WANG Shaoguo, JU Guoyan

(Capital University of Economics and Business, Beijing 100070)

Abstract: In the diversification of farmers' livelihood patterns, exploring the mechanism of Internet use can provide a decision-making basis for promoting the popularization of rural Internet in China to serve farmers more accurately and to effectively optimize the allocation of production factors. By establishing a typical farmer model, this paper clarifies the influence mechanism of Internet use on farmers' production factor allocation. Then, based on the 2014–2020 China Family Panel Studies (CFPS) data, this paper uses the simultaneous equation model to incorporate the self-selection characteristics of farmers' Internet use and the correlation attributes between production factors into the analysis framework, and further tests the influencing factors of Internet use and its effect on farmers' off-farm employment, cultivated land transfer and risky investment.

The findings reveal that the willingness of farmers to use the Internet can be affected by factors such as household head, family, and village. The new generation of farmers with male household heads, high education levels, low family burdens, excellent economic status and favorable Internet environment are more inclined to use the Internet. The impact of Internet use on farmers' production factor allocation is progressive, and it can promote farmers' participation in off-farm employment, cultivated land transfer, and risky investment. Specifically, the impact on off-farm employment is more pronounced than on the other two aspects. The mechanism analysis shows that Internet use affects farmers' production factor allocation by improving their production level and increasing their information access channels. In addition, Internet use has a differentiated effect on the allocation of production factors among farmers residing in different regions and those with distinct economic conditions and land stability. Therefore, it is possible to optimize farmers' production factor allocation according to their respective characteristics, which is conducive to the inclusive improvement of farmers' income.

The marginal contributions of this paper are as follows. Firstly, it combines farmers' risky investment decisions with off-farm employment and cultivated land transfer decisions to explore the role of Internet use more comprehensively, thereby verifying its viability as a medium for revitalizing farmers' production factors. Secondly, it constructs a theoretical model to derive the internal mechanism, and then empirically analyses the impact of Internet use and the interrelationship between production factors, which enhances the reliability of exploring the law of revitalizing farmers' production factors. Finally, the discussion on farmers' production factor allocation can help to understand the relationship between information technology progress and agricultural and rural development, providing new ideas for the government to formulate relevant rural economic policies and guide digital technology to empower rural revitalization.

Keywords: Internet use; farmers' production factor allocation; off-farm employment; cultivated land transfer; risky investment

责任编辑:宛恬伊