

互联网使用对农户家庭收入增长的影响及机制研究

罗千峰¹, 赵奇锋²

(1. 中国社会科学院 农村发展研究所, 北京 100732;
2. 中国社会科学院 数量经济与技术经济研究所, 北京 100732)

摘要: 基于 2020 年中国乡村振兴调查 (CRRS) 数据, 实证分析了农户互联网使用行为对其家庭收入增长的影响。研究结果表明: 互联网使用具有显著的增收效应; 使用工具变量及倾向得分匹配法解决潜在的内生性问题, 并选择不同上网方式对农户家庭收入的影响进行稳健性检验后, 仍可得到一致性的结论; 异质性分析表明, 户主受教育水平较低、家庭成员平均年龄在 41~65 岁以及土地小规模经营的农户家庭, 其互联网使用的增收效应更为明显; 影响机制分析表明, 互联网使用主要通过降低生产经营成本、促进农户与市场有效衔接、促进人力资本积累、增强金融资金支持、提高社会资本水平五条路径对农户家庭收入产生影响。根据上述研究结论, 提出如下政策建议: 夯实互联网发展基础, 提升农户互联网使用水平; 积极发挥互联网多渠道增收效应, 促进农户稳步增收; 健全和完善乡村数字经济治理体系, 完善农民与各类市场主体的利益联结机制, 保障农民合理分享数字经济红利。

关键词: 共同富裕; 互联网使用; 家庭收入; 收入增长

基金项目: 中国社会科学院重大经济社会调查项目 (GQDC2020017)

作者简介: 罗千峰 (1990—), 男, 河南信阳人, 博士, 助理研究员, 主要从事农业经济理论与政策研究; 赵奇锋 (1991—), 男, 河南驻马店人, 博士, 助理研究员, 主要从事科技创新研究。

中图分类号: F328

文献标识码: A

文章编号: 1006-1096(2022)06-0034-11

收稿日期: 2022-03-01

DOI:10.15931/j.cnki.1006-1096.2022.06.011

近年来, 以现代信息网络为载体、信息通信技术融合应用的数字经济快速发展。《“十四五”数字经济发展规划》显示, 2020 年我国数字经济核心产业增加值占国内生产总值比重已达 7.8%, 目前我国已建成世界规模最大的光纤和第四代移动通信网络, 互联网协议第六版 (IPv6) 活跃用户数达到 4.6 亿^①。互联网已成为我国经济发展的重要驱动因素, 为经济社会持续健康发展提供了强大的动力支撑。已有研究表明, 互联网使用能够促进农村劳动力的非农就业, 进而提高农户工资性收入 (杨柠泽等, 2019), 但是, 非农就业也会制约农户对农业经营的投入, 家庭总收入可能受到影响。并且, 目前学术界的研究大多集中在宏观层面互联网普及率对农民增收的影响, 缺少微观层面关于互联网使用对农户家庭收入的影响及其机制的研究。

基于上述分析, 本文利用中国乡村振兴调查 (CRRS) 数据库, 实证分析了互联网使用对农户家庭收入的影响及内在机理, 探索互联网使用能否成为促进农民增收的有效途径。相较现有研究, 本文的边际贡献在于: 第一, 在研究视角方面, 已有研究注重从宏观或微观层面研究互联网对经济增长、产业发展及企业绩效的影响, 仅有的关注互联网影响农户收入的文献, 也缺少对农户收入结构影响的研究。本文研究发现, 互联网使用对农户家庭具有显著的增收效应, 但对农户收入结构的影响具有显著的异质性。第二, 在研究内容方面, 本文实证检验和分析了互联网使用促进农民增收的五种重要机制, 即通过降低生产经营成本、促进农户与市场有效衔接、促进人力资本积累、增强金融资金支持、提高社会资本水平五条路径提高农户家庭收入, 在影响机制方面拓展了现有研究。

一、文献回顾与理论分析

(一) 文献回顾

现有文献对于农户收入影响因素的研究主要集中在人力资本、社会资本、非农就业、土地流转及政策等

方面。

现有研究一般认为人力资本和社会资本均是影响农户收入的重要因素。程名望等(2016)认为人力资本能够显著促进农户收入增长;Lee等(2018)认为许多政府将增加教育支出作为缓解教育不平等和收入不平等的有效工具;Brisson等(2005)认为作为农户收入的重要影响因素,社会资本通过促进关系网络中的信息流动等方式获得回报,能够改善家庭福利;徐戈等(2019)研究发现,社会资本显著正向影响农户收入多样化。总体来说,人力资本可以提高家庭增收的机会和能力,社会资本可以提高社会效率和改善农户福利,二者在促进农户增收和脱贫方面具有较强的互补关系(李晓嘉等,2018)。

已有研究表明非农就业可以促进农户收入增长(骆永民等,2020)。进一步的研究发现,非农就业中劳动力的年龄及农业经营规模(罗明忠等,2020)、本地就业与外出务工从业模式选择(毛学峰等,2016)、性别(任义科等,2015)等因素会对农户收入产生不同影响。同时,非农就业在促进农户增收中具有显著的中介效应。例如,社会资本通过降低农村外出务工人员的职业搜寻成本及提高农民非农就业的职业匹配能力,从而使务工人员获取较高的劳动报酬(刘一伟等,2018);又如,退耕还林除了能够以现金补贴等方式弥补农户收入损失外,还可以通过引导和帮助农户外出务工等活动培养农户的创收能力,相比之下,农户通过非农就业方式实现增收更为重要(王庶等,2017)。

此外,众多学者还从不同视角对农户收入进行研究。结果表明,土地流转、政策、信贷等因素均会对农户收入产生显著影响。李成明等(2019)认为农地流转对转入户和转出户均存在显著的增收效应;但也有学者对此持不同观点,认为尽管农地流转有利于增加转入户收入,但并没有显著增加转出户收入(郭君平等,2018)。在政策方面,李玉山等(2021)认为多元精准扶贫政策的实施具有显著效果,可以提高农户收入多样性,并降低脱贫人口的生计脆弱性。在信贷方面,张珩等(2018)、梁虎等(2019)认为农地经营权抵押贷款具有显著的增收效应,并且具有持续性,但对不同收入水平农户的增收效应具有异质性。

综上所述,关于农户收入增长影响因素的研究主要集中在农户人力资本、社会资本、非农就业等方面,这些文献为本文提供了重要参考。然而,直接研究互联网使用对农户收入增长影响的文献较少,学术界主要从宏观层面研究互联网对经济增长的影响,或者从中观层面研究互联网对产业发展、企业绩效的影响(王可等,2018;万兴等,2017);并且,鉴于农户收入结构数据可获得性难度较大,相关文献缺少互联网使用对农户收入结构影响的研究(孙华臣等,2021),影响农户收入增长的相关机制分析则更为少见。基于此,本文尝试从微观角度研究互联网使用对农户家庭的增收效应及相关机制。

(二)理论分析与研究假说

随着互联网的快速普及,互联网使用已成为影响农户家庭收入的重要因素。通过使用互联网,农户能够以极低的成本拓展信息获取渠道、提高资源获取能力、降低生产成本和提高劳动生产率,从而提高收入水平。具体来说,互联网影响农户收入增长的途径主要包括以下五个方面:

第一,互联网使用能够减少交易环节,降低生产经营成本,从而促进农户收入增长。互联网使用致使市场高度互联,很大程度上扩大了受搜寻成本约束的市场范围(邱泽奇等,2016),有效降低了信息搜寻成本。信息搜寻成本的降低大幅减少了信息不对称性,有效压缩了市场交易环节,节约了交易成本,降低了农户物资采购成本 and 产品销售成本。通过使用互联网,农户可以大幅降低生产经营成本,并且能够以更低的信息获取成本和市场交易成本灵活调整生产结构,提高生产要素的配置效率,从而促进收入增长。

第二,互联网使用能够提高农户对市场交易的关注度,强化农户与市场的有效衔接,进而促进农户收入增长。农户借助互联网能够更好地了解市场行情和消费趋势,强化与消费者的精准对接,大幅增强市场消费黏性;而互联网外部性能够形成需求方规模经济(葛继红等,2016),帮助农户扩大农产品销售量,获取规模效益。并且,在互联网技术推动下,农户能够运用可追溯等数字科技,更好地打造农产品品牌和区域公用品牌,提高农产品价格,从而获取更高利润,促进收入增长。

第三,互联网使用能够通过促进人力资本积累,实现农户家庭收入增长。互联网为经济个体有效获取知识和信息提供了便利条件,从而能够加快人力资本积累和资本水平提升(韩先锋等,2019;李丽莉等,2022),而人力资本的提升有利于提高农户生产效率,降低农户贫困脆弱性,促进农户收入持续增加(徐戈等,2019)。因此,农户借助互联网可以突破传统知识和信息获取的时空限制,拓展信息资源获取渠道,强化信息搜寻能力、诠释能力和加工能力,在促进人力资本积累的过程中提升家庭经营效率,从而实现家庭收入增长。

第四,互联网能够提高农户正规贷款的可获得性,降低农户金融资金获取成本,为农户收入增长提供保障。农户生产经营活动离不开资金的支持,但信息不对称所引起的逆向选择及道德风险问题不利于金融机构向借款人提供金融产品及服务(Stiglitz et al,1981),而传统金融机构因成本较高等原因难以深入到农村地区的问题则更加突出。互联网使用能够缓解传统金融对农户的评估排斥、地理排斥和营销排斥等问题(殷浩栋等,2020),极大地提高农户对正规贷款的可获得性,降低农户的金融资金获取成本,从而促进农户收入增长。

第五,互联网使用能够增加农户社会资本,进而促进农户收入增长。社会资本对农户收入具有显著的正向影响(王春超等,2013),而互联网使用是促进农户社会资本积累的有效途径。首先,互联网使用能够降低农户维系“熟人社会”网络的通信成本,尤其是移动互联网的使用,有利于丰富农户社交活动,强化农户基于血缘和地缘的社会联系,进而促进农户社会资本的积累。其次,互联网重构了以网民和链接关系为基础的网络传播方式,有利于社会资源向社会个体配置(隋岩,2018),社会弱联系网络得到发展,农户社交边界也得以扩大。互联网使用在帮助农户维系传统联系的同时,进一步发展了社会弱联系网络,促进了农户社会资本积累,拓展了农户增收的社会资源,从而有助于提高农户收入水平。

根据上述理论分析,本文提出以下两个研究假说:

研究假说1:互联网使用能够促进农户增收。

研究假说2:互联网使用通过降低生产经营成本、促进农户与市场有效衔接、促进人力资本积累、增强金融资金支持、提高社会资本水平等五个机制促进农户收入增长。

二、数据与实证方法

(一)数据介绍

本文所使用的微观数据来源于中国乡村振兴调查(CRRS)2020年全国数据。CRRS是中国社会科学院农村发展研究所依托中国社会科学院重大经济社会调查项目“乡村振兴综合调查及中国农村调查数据库项目”所进行的全国调查。首先,为了强化样本代表性,项目组综合考虑社会经济发展水平、地理区位、农业农村发展情况等因素,按照随机分层抽样原则,从东部、中部、西部、东北地区按照分区省份数量1/3的比例共抽取了10个省份^②;其次,根据人均GDP水平将各省份所有县(市、区)分为5个组,并在考虑县域地理空间均匀分布情况下,从每个县(市、区)组内随机抽取1个县,即每个省份抽取5个县(市、区);再次,按照高、中、低三种经济发展水平,在每个县(市、区)随机抽取3个乡(镇),并且每个乡(镇)按照经济发展水平抽取经济发展较好和较差的行政村各1个;最后,调研员采用等距离取样法从行政村的花名册中随机抽取12~14户农户,就农业生产、农村发展、农户收入等情况展开调研。由于本文研究互联网使用对农户家庭收入的影响,因而将相关收入、控制变量特征缺失及异常的数据剔除,最终得到2280个农户样本。

(二)变量定义与描述

1.农户家庭总收入

农户家庭总收入是本文的被解释变量,为2019年农户家庭收入总额;其构成包括农业经营性收入、非农业经营性收入、工资性收入、财产性收入、转移性收入几部分;收入细目和总额在统计过程中均不扣除生活性成本支出。调研员根据农户各项收入的具体含义分别进行单独核算,从而保证了数据的准确性。为了使变量减小异方差以及尽量符合正态分布,本文对有关家庭收入的变量进行自然对数转换。

2.互联网使用

互联网使用是本文的核心解释变量。在参考毛宇飞等(2017)、聂爱云等(2021)研究的基础上,本文认为采用“是否使用互联网”指标概念较为宽泛,可能无法准确衡量农户互联网使用情况。随着互联网硬件设备快速普及,农户利用多设备进行上网日益普遍。相比之下,采用“互联网综合使用情况”指标能够更准确地刻画农户使用互联网的强度,从而有效减少变量衡量和模型估计误差。因此,在借鉴朱秋博等(2022)研究基础上,根据问卷内容,本文将互联网使用情况定义为“农户家庭上网方式的数量”,包括智能手机、平板、

笔记本或台式电脑等,并将其作为互联网使用情况的衡量指标。

3. 控制变量

在参考现有研究基础上,本文将户主特征、家庭特征、村庄特征引入计量模型,以降低模型估计偏误。其中,户主层面特征包括性别、年龄、受教育程度、政治面貌等人口统计学特征;家庭层面特征包括家庭劳动力禀赋、家庭成员平均年龄等情况;村庄层面特征包括村庄交通条件、村庄经济水平。同时,为验证估计结果的稳健性,在回归中会控制不同层面的变量。具体变量的描述性统计特征如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计特征

	变量名称	代码	含义及赋值	均值	标准差
被解释变量	农户家庭总收入	<i>Income</i>	2019 年农户家庭收入总额(元),取对数	10.6986	1.1314
	农业经营性收入	<i>AgrInc</i>	农户家庭扣除生产成本后农业经营性收入总额(元),取对数	6.3366	4.4760
	非农业经营性收入	<i>NonAgrInc</i>	农户家庭扣除生产成本后非农业经营性收入总额(元),取对数	1.5080	3.7216
	工资性收入	<i>WageInc</i>	农户家庭工资性收入总额(元),取对数	6.8041	4.9759
	财产性收入	<i>PropInc</i>	农户家庭财产性收入总额(元),取对数	2.9733	3.8131
	转移性收入	<i>SubInc</i>	农户家庭转移性收入总额(元),取对数	7.4015	2.5987
核心解释变量	互联网使用	<i>Internet</i>	上网方式数量	1.2667	0.7511
户主特征	户主性别	<i>Male</i>	男=1;女=0	0.9377	0.2417
	户主年龄	<i>Age</i>	年龄	56.2864	11.2165
	户主受教育程度	<i>Edu</i>	未上学=1;小学=2;初中=3;高中=4;中专=5;职高技校=6;大学专科=7;大学本科=8;研究生=9	2.7417	1.0429
	户主政治面貌	<i>Political</i>	是党员=1;不是党员=0	0.2281	0.4197
家庭特征	家庭劳动力禀赋	<i>Labor</i>	16~60 岁家庭成员数量	2.5224	1.4131
	家庭成员平均年龄	<i>AgeMean</i>	岁	43.9227	13.7478
村庄特征	村庄交通条件	<i>Trans</i>	村委会到县政府的距离(千米)	22.3440	16.5387
	村庄经济条件	<i>CountyEco</i>	是贫困村=1;不是贫困村=0	0.2943	0.4558

(三) 实证方法

1. 基准回归

为度量互联网使用对农户家庭收入的影响,本文建立如下计量模型:

$$Y = \alpha + \theta D_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1)式中, Y 表示农户家庭收入; i 表示不同的样本农户; D 表示农户互联网使用情况; X 表示户主层面、家庭层面、村庄层面的特征变量; α 和 ε 分别表示常数项和随机干扰项。

2. 内生性处理

互联网使用是个体决策行为,可能存在潜在的内生性问题。为了解决关键变量可能存在的内生性问题,本文使用工具变量估计方法。工具变量既要满足与内生变量具有较强相关性的条件,又要保证变量的外生性。本文借鉴 Dhaliwal 等(2016)的思想,采取栾江等(2021)的做法,选择农户所在县域其他行政村农户互联网使用平均数量作为工具变量。一方面,CRRS 数据涉及全国 10 个省份 50 个县(市、区),由于同一个县域互联网基础设施大致相同,县域内其他村庄农户互联网使用情况与受访农户互联网使用情况存在相关性;另一方面,其他村庄农户互联网使用情况理论上并不会直接影响受访农户家庭收入情况,满足外生性条件。

同时,本文还利用倾向得分匹配法来解决内生性问题。一般而言,农户互联网使用行为与其禀赋特征密切相关,而且可能是基于家庭收入水平提升的预期所做出的决策。因此,农户互联网使用可能是“自我选择”的结果。为了得到使用互联网农户(干预组)相比不使用互联网农户(控制组)家庭收入水平的差异,可以借助反事实估计结果。然而,截面数据只能呈现一种状态,难以寻找严格意义上的反事实结果,因而在一些假设条件下对反事实结果进行构造就成为可行的办法。倾向得分匹配(P propensity Score Matching, PSM)能够在在大样本截面数据条件下实现对反事实结果的构造,因而本文采用倾向得分匹配方法解决可能存在的自选择偏误问题。首先,预测倾向得分值。本文根据互联网使用情况,生成“是否使用互联网”变量,根据观测到的协变量,利用 Logit 模型估计农户出现在干预组的概率。其次,设置一对一匹配、k 近邻匹配、半径匹配等匹配方法,根据倾向得分值进行匹配,在控制组中寻求使用互联网农户组的反事实结果。最后,根据匹配后的样本来计算干预组的平均处理效应(Average Treatment Effect on the Treated, ATT),即干预组与控制组在农户家庭收入变量上的平均差异。

三、计量分析

(一) 互联网使用对农户家庭收入影响的基准回归

表2是互联网使用对农户家庭收入影响的基准回归结果;其中模型(1)加入了户主层面的控制变量,模型(2)加入了户主及家庭层面的控制变量,模型(3)加入了户主、家庭及村庄三个层面的控制变量。结果显示,互联网使用在1%的水平上显著促进农户家庭收入增长,初步印证了假说1。

表2 互联网使用对农户家庭收入影响的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Internet</i>	0.5252 *** (0.0305)	0.4141 *** (0.0312)	0.4093 *** (0.0316)
<i>Male</i>	0.0225 (0.0875)	-0.0477 (0.0854)	-0.0425 (0.0853)
<i>Age</i>	-0.0182 *** (0.0021)	-0.0065 *** (0.0025)	-0.0064 *** (0.0025)
<i>Edu</i>	0.0373 * (0.0226)	0.0493 ** (0.0220)	0.0475 ** (0.0222)
<i>Political</i>	0.0928 * (0.0530)	0.1286 ** (0.0516)	0.1263 ** (0.0515)
<i>Labor</i>		0.1500 *** (0.0193)	0.1497 *** (0.0193)
<i>AgeMean</i>		-0.0078 *** (0.0024)	-0.0080 *** (0.0024)
<i>Trans</i>			0.0023 * (0.0013)
<i>CountyEco</i>			-0.1386 *** (0.0479)
_cons	10.9141 *** (0.1697)	10.3861 *** (0.1871)	10.3857 *** (0.1957)
R ²	0.2099	0.2534	0.2565
F	120.8075	110.1604	86.9962
样本数	2280	2280	2280

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为标准误。下同

除了对农户家庭总收入有调查外,CRRS对农户家庭农业经营性收入、非农业经营性收入、工资性收入、财产性收入、转移性收入都有详细的调查。互联网使用对农户家庭收入结构的影响结果如表3所示。从表3可见,使用互联网可以显著提高农户家庭非农业经营性收入、工资性收入、财产性收入;对转移性收入有正向影响,但结果不显著。需要指出的是,互联网使用对农业经营性收入具有负向影响。可能的原因是,互联网使用综合水平越高的农户家庭,其进行非农就业和兼业的可能性也越大,导致其农业经营投入不足,从而降低了其农业经营性收入。考虑到不同农户家庭经营规模存在差异,本文就互联网使用对不同土地规模农户家庭农业经营性收入的影响进行估计,结果如表4所示。从表4可见,互联网使用显著降低了土地小规模经营农户家庭的农业经营性收入,对土地中规模经营农户家庭的农业经营性收入影响不显著,而对土地大规模经营农户家庭的农业经营性收入影响显著为正。其原因可能为,在使用互联网条件下,为了追求更高收入,土地小规模经营农户家庭更倾向于非农就业,从而减少了农业经营活动,而土地大规模经营农户家庭拥有明显的土地资源,互联网使用能够进一步释放农地规模经济效益,从而提升其农业经营性收入。

表3 互联网使用对农户家庭收入结构的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>AgrInc</i>	<i>NonAgrInc</i>	<i>WageInc</i>	<i>PropInc</i>	<i>SubInc</i>
<i>Internet</i>	-0.4491 *** (0.1409)	1.0686 *** (0.1155)	0.4746 *** (0.1482)	0.7317 *** (0.1211)	0.0577 (0.0796)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	5.4836 *** (0.8723)	1.3834 * (0.7148)	6.0309 *** (0.9171)	0.9874 (0.7495)	4.3633 *** (0.4925)
R ²	0.0563	0.0834	0.1559	0.0401	0.1077
F	15.0449	22.9422	46.5979	10.5271	30.4354
样本数	2280	2280	2280	2280	2280

表4 互联网使用对不同土地规模经营农户家庭农业经营性收入的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	土地小规模经营	土地中规模经营	土地大规模经营
<i>Internet</i>	-0.5373 *** (0.1778)	0.2608 (0.1793)	0.5186 *** (0.1856)
控制变量	控制	控制	控制
_cons	3.6915 *** (1.2416)	8.9510 *** (1.0744)	10.2387 *** (0.9939)
R ²	0.0203	0.0131	0.0341
F	2.6775	1.5169	2.9583
样本数	770	709	737

(二) 内生性问题处理

表5 为工具变量方法估计的结果。第一阶段回归估计结果中的 F 统计量说明本文选取的工具变量不是弱工具变量,而第二阶段回归估计结果显示互联网使用对农户家庭收入具有促进效应,且在 1%水平上显著。模型结果均表明,在考虑内生性情况下,互联网使用有利于促进农户家庭收入增长,进一步验证了互联网使用对农户家庭具有显著的增收效应。

表5 互联网使用对农户家庭收入的工具变量估计结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	<i>Income</i>	<i>Internet</i>	<i>Income</i>	<i>Internet</i>	<i>Income</i>	<i>Internet</i>
	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段
<i>Internet</i>	1.0627 *** (0.0784)		1.0118 *** (0.0842)		1.0686 *** (0.0928)	
<i>IV</i>		0.6140 *** (0.0283)		0.5664 *** (0.0273)		0.5388 *** (0.0282)
户主控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭控制变量			控制	控制	控制	控制
村庄控制变量					控制	控制
F 统计量		191.98		178.90		141.36
R ²		0.2968		0.3553		0.3592
样本数	2280		2280		2280	

此外,本文基于一对一匹配、k 近邻匹配、半径匹配、核匹配、局部线性回归匹配、样条匹配、马氏匹配等 7 种匹配方法对匹配后使用互联网与未使用互联网农户家庭收入的平均差异进行估计,结果见表 6。表 6 显示,在消除干预组与处理组间可观测系统性差异后,使用互联网显著提升了农户家庭收入,估计结果均在 1%或 5%水平上显著,互联网使用对农户家庭收入具有显著的增收效应得到进一步验证。

表6 是否使用互联网影响农户家庭收入的 PSM 估计结果

匹配方法	农村居民家庭年收入对数			标准误	共同支撑样本	
	干预组	控制组	ATT		干预组	控制组
(1) 一对一匹配	10.7131	10.0464	0.6667 **	0.2125	1584	228
(2) k 近邻匹配	10.7131	9.9320	0.7810 ***	0.1765	1584	228
(3) 半径匹配	10.7120	9.8517	0.8603 ***	0.1695	1579	220
(4) 核匹配	10.7131	9.8997	0.8134 ***	0.1464	1584	228
(5) 局部线性回归匹配	10.7131	9.8681	0.8450 ***	0.2125	1584	228
(6) 样条匹配	10.7131	9.8855	0.8276 ***	—	1584	228
(7) 马氏匹配	10.8177	9.9948	0.8229 ***	0.1390	2050	230

注:一对一匹配采取有放回的方式;k 近邻匹配中,k 为 4;半径匹配中,半径选取 0.001;核匹配中,核函数为 normal,带宽为 0.06;局部线性回归匹配中,核函数为 normal,带宽为 0.8;样条匹配采用 100 次迭代自助抽样方法

(三) 稳健性检验

为检验估计结果的稳健性,本文分别对不同上网方式对农户家庭收入的影响进行估计,即分别对是否使用智能手机、平板电脑、笔记本或台式电脑上网对农户家庭收入的影响进行稳健性检验,结果见表 7。由表 7 可知,采用不同设备上网的回归系数与基准回归结果相近,即使用智能手机、平板电脑、笔记本或台式电脑上

网均对农户家庭收入具有显著的正向影响,说明基准回归结果是稳健的。

表 7 稳健性检验估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
是否使用手机上网	0.3536*** (0.0763)		
是否使用平板上网		0.6342*** (0.0696)	
是否使用电脑上网			0.5269*** (0.0503)
控制变量	控制	控制	控制
_cons	10.5876*** (0.2217)	10.9737*** (0.1992)	10.8372*** (0.1978)
R ²	0.2092	0.2286	0.2384
F	82.3349	85.7936	87.0952
样本数	2280	2280	2280

(四) 异质性检验

上文验证了互联网使用对农户家庭的增收效应,下文将根据户主受教育水平、家庭成员平均年龄、土地经营规模进行异质性分析,结果见表 8。选择将受教育水平作为异质性划分标准是由于互联网作为一种技术进步,不同受教育水平农户的使用效果可能存在差异;选择将年龄作为划分标准是因为家庭成员平均年龄代表了农户家庭生命周期,互联网使用对不同生命周期家庭的收入可能存在异质性影响;将土地经营规模作为划分标准主要是考虑到土地是最基础的生产资料,不同土地经营规模的农户可能会选择不同的经营模式,从而导致互联网使用对家庭收入产生异质性影响。

表 8 异质性分析回归结果

变量	模型结果		
	A 栏:基于不同教育程度分组的回归结果		
	低受教育水平	中受教育水平	高受教育水平
<i>Internet</i>	0.4741*** (0.0531)	0.3797*** (0.0459)	0.3678*** (0.0700)
	B 栏:基于不同年龄分组的回归结果		
	18~40 岁	41~65 岁	66 岁及以上
<i>Internet</i>	0.3361*** (0.0465)	0.4765*** (0.0458)	0.2169* (0.1295)
	C 栏:基于不同土地经营规模分组的回归结果		
	小规模	中规模	大规模
<i>Internet</i>	0.5867*** (0.0417)	0.4998*** (0.0541)	0.3716*** (0.0619)

首先,根据户主受教育水平将样本分为低受教育水平(小学及以下)、中受教育水平(受教育程度为初中)、高受教育水平(高中及以上)三个类别,并将户主受教育水平的控制变量从回归模型中剔除。三类不同受教育水平的农户家庭均能够通过使用互联网提高家庭收入;而互联网使用对低受教育水平的农户家庭增收的边际效应最为明显,可能的原因是,低受教育水平的农户家庭相对更加缺乏信息获取渠道,因而其互联网使用的边际效应最大。

其次,在参考唐林等(2021)的研究及我国年龄划分相关标准的基础上,本文将样本分为 18~40 岁、41~65 岁、66 岁及以上三个组。回归结果显示,三个组互联网使用变量系数至少在 10%水平上显著;其中 41~65 岁组农户家庭互联网使用回归系数最大,18~40 岁组农户家庭的互联网使用系数居中,66 岁及以上组农户家庭的互联网使用系数最小,说明互联网使用对 41~65 岁组农户家庭增收效应最为明显。原因可能为,41~65 岁组农户家庭社会经验等综合优势最为突出,互联网使用的边际效应最大,而 18~40 岁组农户家庭由于发展阶段等因素制约,综合优势低于 41~65 岁组农户家庭,而 66 岁及以上组家庭综合优势最低。

最后,根据农户家庭土地经营面积将样本分为小规模、中规模、大规模三个层次。结果显示,互联网使用显著促进了不同土地经营规模农户家庭收入的增长;其中对土地小规模经营农户家庭的增收效应最为显著,

中规模次之,大规模最小。原因可能是,土地小规模经营农户信息获取渠道相对较少,随着综合水平的提升,互联网使用对家庭的增收效应也快速显现,而互联网使用对土地中规模、大规模经营农户家庭收入增长的边际效应相对较低。

四、机制分析

本部分对互联网使用提高农户家庭收入的具体机制进行分析。根据 CRRS 数据库已有的数据指标,本文将从生产成本、市场获取、人力资本、金融支持、社会资本五个角度进行机制分析,具体结果如表 9—13 所示。

第一,本文从农业经营成本视角验证互联网使用对农户收入的影响机制。互联网能够减少市场中间交易环节,在降低农户购买生产资料成本的同时,极大提升农户购买生产资料的便利度;并且互联网平台为溯源监管创造了条件,可以保障农业生产物资质量,有利于提升农产品质量和农业生产效率。因此,本文选择是否网上购买农业生产物资 (*Material*) 来衡量互联网使用对农户经营成本的影响。互联网使用对是否网上购买生产物资的回归系数及边际效应分析表明,互联网使用显著提高农户通过互联网购买农资的概率,说明互联网使用能够降低农业生产成本,从而提升农户收入水平。

表 9 基于降低经营成本的机制检验结果

变量	<i>Material</i>		<i>Income</i>	<i>Income</i>
	Probit	dy/dx	OLS	OLS
<i>Internet</i>	0.2607 *** (0.0455)	0.0706 *** (0.0122)		0.3717 *** (0.0323)
<i>Material</i>			0.3770 *** (0.0529)	0.3091 *** (0.0517)
控制变量	控制	控制	控制	控制
_cons	0.1746 (0.2851)		10.6815 *** (0.2000)	10.1814 *** (0.1991)
R ² / Pseudo R ²	0.1154		0.2172	0.2616
样本数	2209	2209	2209	2209

第二,本文从市场获取角度验证互联网使用对农户收入的影响机理,选择农户是否通过互联网关注产品市场交易 (*Transaction*) 来衡量农户市场获取能力。从验证结果看,互联网使用显著提高了农户关注产品市场交易的概率。互联网使用能够提升农户对市场信息获取的效率,有效减少信息不对称性,引导农户根据市场行情调整生产经营结构,促进农户与市场的有效衔接,提高农户市场获取能力,尤其是帮助农户借助农村电商、直播等方式提升农产品市场价值,从而提升农户收入水平。

表 10 基于强化与市场有效衔接的机制检验结果

变量	<i>Transaction</i>		<i>Income</i>	<i>Income</i>
	Probit	dy/dx	OLS	OLS
<i>Internet</i>	0.2842 *** (0.0830)	0.0169 *** (0.0051)		0.4027 *** (0.0321)
<i>Transaction</i>			0.4402 *** (0.1331)	0.3060 ** (0.1290)
控制变量	控制	控制	控制	控制
_cons	-1.8750 *** (0.5233)		10.9142 *** (0.1989)	10.3423 *** (0.1974)
R ² / Pseudo R ²	0.0501		0.1969	0.2509
样本数	2190	2190	2190	2190

第三,互联网拓宽了农户信息获取渠道,显著降低了农户获取知识的门槛。本文选择农户是否通过互联网进行学习教育 (*Learning*) 来验证互联网使用对农户收入的影响机理。验证结果表明,随着互联网使用综合水平的提升,农户通过互联网进行学习教育的概率显著提高。互联网使用提升了农户对海量信息的整合和处理能力,农户能够根据农业生产或非农就业等不同工作需要相应知识的搜寻和学习,促进自身人力资本的积累,为收入增长提供人力资本保障。

表 11 基于促进人力资本积累的机制检验结果

变量	<i>Learning</i>		<i>Income</i>	<i>Income</i>
	Probit	dy/dx	OLS	OLS
<i>Internet</i>	0.2923 *** (0.0610)	0.0363 *** (0.0077)		0.3998 *** (0.0322)
<i>Learning</i>			0.3259 *** (0.0847)	0.2111 ** (0.0824)
控制变量	控制	控制	控制	控制
_cons	-1.5021 *** (0.3870)		10.8998 *** (0.1988)	10.3384 *** (0.1974)
R ² /Pseudo R ²	0.1073		0.1984	0.2513
样本数	2190	2190	2190	2190

第四,正规的金融贷款能够为农户生产和生活提供资金保障,因此,本文选取农户是否获取正规金融贷款(*Loan*)来验证互联网使用对农户金融获取的影响机理。从验证结果可以看出,互联网使用对农户获取正规金融贷款具有显著正向影响。农户使用互联网可以有效减少信息不对称,降低贷款违约风险,并且简化贷款手续,在提高正规金融贷款可获得性的同时,保障贷款的低成本、灵活性和普惠性,为生产和生活提供金融资金保障,进而促进收入增长。

表 12 基于增强金融资金支持的机制检验结果

变量	<i>Loan</i>		<i>Income</i>	<i>Income</i>
	Probit	dy/dx	OLS	OLS
<i>Internet</i>	0.2008 *** (0.0433)	0.0692 *** (0.0147)		0.3927 *** (0.0318)
<i>Loan</i>			0.2877 *** (0.0459)	0.2351 *** (0.0446)
控制变量	控制	控制	控制	控制
_cons	0.2239 (0.2629)		10.7898 *** (0.1984)	10.2354 *** (0.1972)
R ² /Pseudo R ²	0.0852		0.2141	0.2641
样本数	2256	2256	2256	2256

第五,个体所认识和交往的社会成员数量一定程度上决定了个体的社会资本规模。已有文献一般以人员交往的亲朋好友数量或者交往花费来衡量社会资本(叶静怡等,2014)。在参考现有研究成果基础上,根据样本数据,本文选择农户可以借5000元及以上亲朋好友的数量(*Social*)作为社会资本的代理变量,验证互联网使用对农户收入的影响机理。验证结果表明,互联网使用显著正向影响农户社会资本的积累。互联网使用能够拓展农户社会关系网络,促进农户社会资本的积累,而社会资本水平的提升可以弱化信息不对称的负面影响,有利于降低市场交易成本,拓宽农户就业选择范围,提高就业质量,从而促进其收入水平增长。

表 13 基于提高社会资本水平的机制检验结果

变量	<i>Social</i>	<i>Income</i>	<i>Income</i>
	OLS	OLS	OLS
<i>Internet</i>	2.1334 *** (0.2788)		0.3414 *** (0.0323)
<i>Social</i>		0.0304 *** (0.0028)	0.0249 *** (0.0028)
控制变量	控制	控制	控制
_cons	2.3676 (1.6824)	10.8309 *** (0.1946)	10.3520 *** (0.1951)
R ²	0.0882	0.2391	0.2763
样本数	2191	2191	2191

此部分验证了互联网使用能够通过降低生产经营成本、强化与市场有效衔接、促进人力资本积累、增强金融资金支持、提高社会资本水平五条路径促进农户家庭收入增长,印证了假说2。

五、结论与建议

本文研究结果表明,互联网使用对农户家庭具有显著的增收效应,使用工具变量和倾向得分匹配方法解决内生问题后,结论仍然成立。从土地经营规模角度分析,互联网使用对土地小规模经营农户家庭农业经营性收入具有显著负向影响,对土地中规模经营农户家庭影响不显著,而对土地大规模经营农户家庭农业经营性收入具有显著的正向影响。利用不同上网方式对农户家庭收入进行稳健性检验,互联网使用能够提升农户家庭收入水平的结论依然稳健。异质性分析表明,低受教育水平、家庭成员平均年龄在41~65岁、土地小规模经营农户的互联网使用增收效应更为明显。互联网兼具技术进步和信息载体属性,它主要通过降低生产经营成本、促进农户市场有效衔接、促进人力资本积累、增强金融资本支持和提高社会资本水平等五条路径对农户家庭收入产生影响。

根据上述研究结论,为进一步保障农民稳步增收,促进农民分享数字经济红利,本文提出如下政策建议:第一,夯实互联网发展基础。政府要大力推进数字乡村建设,促进农村互联网基础设施不断优化升级,尤其是要提升农村地区互联网接入质量和加快基础设施数字化转型,推进互联网使用与乡村全面振兴深度融合;还要积极推动农村居民智能终端升级换代,提高多种互联网终端电子产品的普及率,提升农户互联网使用水平(周水平等,2021)。第二,积极发挥互联网多渠道增收效应。要积极推动互联网使用与农村电子商务发展、信息服务供给、网络教育培训、数字普惠金融等协同发展,为农户收入增长拓宽渠道(夏庆杰等,2021)。第三,在共同富裕框架下发挥互联网的增收效应。应提高社会服务数字化普惠水平,不断完善农民与各类市场主体利益联结机制,促进优质资源共享;健全乡村数字经济治理体系,提升农民数字素养和数字技能,保障农民合理分享数字经济红利。

①数据来源:《“十四五”数字经济发展规划》: http://www.gov.cn/zhengce/content/2022-01/12/content_5667817.htm。

②东部地区省份包括浙江、山东、广东;中部地区省份包括安徽、河南;西部地区省份包括贵州、四川、陕西、宁夏;东北地区省份为黑龙江。

参考文献:

- 程名望,盖庆恩, JIN Y,等,2016.人力资本积累与农户收入增长[J].经济研究(1):168-181.
- 葛继红,周曙东,王文昊,2016.互联网时代农产品运销再造:来自“褚橙”的例证[J].农业经济问题(10):51-59.
- 郭君平,曲颂,夏英,等,2018.农村土地流转的收入分配效应[J].中国人口·资源与环境(5):160-169.
- 韩先锋,宋文飞,李勃昕,2019.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济(7):119-136.
- 李成明,孙博文,董志勇,2019.农户异质性、农地经营权流转与农村收入分配:基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的实证研究[J].农村经济(8):26-33.
- 李丽莉,梅燕,张忠根,2022.互联网普及、市场分割与农民经营性收入[J].商业经济与管理(7):18-28.
- 李晓嘉,蒋承,2018.农村减贫:应该更关注人力资本还是社会资本?[J].经济科学(5):68-80.
- 李玉山,卢敏,朱冰洁,2021.多元精准扶贫政策实施与脱贫农户生计脆弱性:基于湘鄂渝黔毗邻民族地区的经验分析[J].中国农村经济(5):60-82.
- 梁虎,罗剑朝,2019.农地抵押贷款参与、农户增收与家庭劳动力转移[J].改革(3):106-117.
- 刘一伟,刁力,2018.社会资本、非农就业与农村居民贫困[J].华南农业大学学报(社会科学版)(2):61-71.
- 栾江,张玉庆,李登旺,等,2021.土地经营权流转的农村居民收入分配效应研究:基于分位数处理效应的异质性估计[J].统计研究(8):96-110.
- 罗明忠,雷显凯,2020.非农就业经历对新型职业农民农业经营性收入的影响[J].广东财经大学学报(4):103-112.
- 骆永民,骆熙,汪卢俊,2020.农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业[J].管理世界(12):91-121.
- 毛学峰,刘靖,2016.本地非农就业、外出务工与中国农村收入不平等[J].经济理论与经济管理(4):100-112.
- 毛宇飞,曾湘泉,2017.互联网使用是否促进了女性就业:基于CGSS数据的经验分析[J].经济学动态(6):21-31.
- 聂爱云,郭莹,2021.互联网使用与居民社会资本:基于中国家庭追踪调查数据的研究[J].宏观经济研究(9):133-148.
- 邱泽奇,张树沁,刘世定,等,2016.从数字鸿沟到红利差异:互联网资本的视角[J].中国社会科学(10):93-115.
- 任义科,王林,杜海峰,2015.人力资本、社会资本对农民工就业质量的影响:基于性别视角的分析[J].经济经纬(2):25-30.

- 隋岩,2018.群体传播时代:信息生产方式的变革与影响[J].中国社会科学(11):114-134.
- 孙华臣,杨真,张骞,2021.互联网深化与农户增收:影响机制和经验证据[J].宏观经济研究(5):104-122.
- 唐林,罗小锋,张俊飏,2021.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(1):46-60.
- 万兴,杨晶,2017.互联网平台选择、纵向一体化与企业绩效[J].中国工业经济(7):156-174.
- 王春超,周先波,2013.社会资本能影响农民工收入吗?——基于有序响应收入模型的估计和检验[J].管理世界(9):55-68.
- 王可,李连燕,2018.“互联网+”对中国制造业发展影响的实证研究[J].数量经济技术经济研究(6):3-20.
- 王庶,岳希明,2017.退耕还林、非农就业与农民增收:基于21省面板数据的双重差分分析[J].经济研究(4):106-119.
- 夏庆杰,陈雨露,陈燕凤,2021.中国农村家庭收入及其贫困演变[J].消费经济(2):12-21.
- 徐戈,陆迁,姜雅莉,2019.社会资本、收入多样化与农户贫困脆弱性[J].中国人口·资源与环境(2):123-133.
- 杨柠泽,周静,2019.互联网使用能否促进农民非农收入增加?——基于中国社会综合调查(CGSS)2015年数据的实证分析[J].经济经纬(5):41-48.
- 叶静怡,王琼,2014.进城务工人员福利水平的一个评价:基于Sen的可行能力理论[J].经济学(季刊)(4):1323-1344.
- 殷浩栋,霍鹏,汪三贵,2020.农业农村数字化转型:现实表征、影响机理与推进策略[J].改革(12):48-56.
- 张珩,罗剑朝,王磊玲,2018.农地经营权抵押贷款对农户收入的影响及模式差异:实证与解释[J].中国农村经济(9):79-93.
- 周水平,谢培菡,2021.农村专业大户电子商务技术采纳意愿影响因素研究[J].企业经济(3):45-52.
- 朱秋博,朱晨,彭超,等,2022.信息化能促进农户增收、缩小收入差距吗?[J].经济学(季刊)(1):237-256.
- BRISSON D S, USHER C L, 2005. Bonding social capital in low-income neighborhoods[J]. Family relations, 54(5):644-653.
- DHALIWAL D, JUDD J S, SERFLING M, et al, 2016. Customer concentration risk and the cost of equity capital[J]. Journal of accounting and economics, 61(1):23-48.
- LEE J, LEE H, 2018. Human capital and income inequality [J]. Journal of the Asia Pacific economy, (3):1-30.
- STIGLITZ J E, WEISS A, 1981. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. The American economic review, 71(3):393-410.

(编校:沈育)

A Study of the Influence and Mechanism of Internet Use on Peasant Household Income Growth

LUO Qianfeng¹, ZHAO Qifeng²

(1. Institute of Rural Development, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2. Institute of Quantitative Economics and Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

Abstract: Based on the data of China Rural Revitalization Survey (CRRS) in 2020, this paper empirically analyzes the impact of farmers' Internet use behavior on their household income growth. The results show that Internet use has a significant income-generating effect. After solving the potential endogenous problems by using the instrumental variable and propensity score matching method, and conducting a robustness test on the impact of different Internet access methods on household income, consistent conclusions can still be obtained. Heterogeneity analysis shows that the income increasing effect of Internet use in rural households with lower education level of head of household, average age of family members between 41 and 65 years old and small-scale land management is more obvious. The analysis of the impact mechanism indicates that Internet use mainly influenced farm household income through five paths: reducing production and operation costs, promoting effective connection between farm households and markets, promoting human capital accumulation, enhancing financial capital support and improving social capital levels. According to the above conclusions, this paper puts forward the following policy recommendations: (1) It is necessary to consolidate the foundation of Internet development and improve the level of Internet use by farmers; (2) We should give full play to the effect of increasing income through multiple channels of the Internet, and promote the steady increase of farmers' income through multiple channels; (3) In addition, the income-generating effect of the Internet should be brought into play under the framework of common prosperity to guarantee farmers' reasonable sharing of digital economy dividends.

Key words: Common Prosperity; Internet Use; Household Income; Income Growth