

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2022.04.008

使用移动互联网助益了低收入家庭收入增长吗？

饶育蕾,雷诗妮,陈地强

(中南大学 商学院,湖南 长沙 410083)

摘要: 困于物质资本、人力资本和社会资本的不足,低收入家庭的信息劣势和社会关系劣势阻碍了其收入增长。移动互联网具有强大的信息收集传播功能和社交功能,加上其共享性、普惠性和使用低成本性,为降低低收入家庭的信息劣势和社会关系劣势提供了一条有效路径。因此,低收入家庭使用移动互联网有助于其收入增长。然而,在现实中低收入家庭使用移动互联网能否显著提高其家庭收入,目前还缺乏经验证据。

本文认为,低收入家庭通过移动互联网可以低成本地获得就业创业信息、学习技能知识、拓展社会关系,同时互联网的发展本身也催生了更多的就业创业形式和机会,因此,使用移动互联网可以通过促进就业创业、改善社会关系网络等路径提高低收入家庭收入水平;低收入家庭的收入增长主要来源于家庭成员更多更高质量地参与有报酬的经济活动,因而低收入家庭使用移动互联网的收入增长效应主要表现为其促进就业创业带来的工资性和经营性收入增长;同时,创业的门槛约束使低收入家庭的收入增长更多地依赖于家庭成员就业的改善,相应的,促进就业成为使用移动互联网助益低收入家庭收入增长的主要路径。采用 2016 年和 2018 年的中国家庭追踪调查数据进行实证检验,分析结果显示:使用移动互联网显著促进了低收入家庭的收入增长,其中工资性和经营性收入的增长效应显著,但财产性和转移性收入的增长效应不显著;使用移动互联网可以通过促进就业创业和改善社会关系网络等路径提高低收入家庭的收入水平,其中就业的中介效应最强,创业次之,社会关系网络最弱,且使用移动互联网对低收入家庭社会关系网络的改善作用不显著。

相比现有文献,本文探讨了低收入家庭使用移动互联网的收入增长效应及其就业、创业、社会关系路径,拓展和深化了互联网发展的经济效应研究和低收入家庭的增收路径研究,并为使用移动互联网能够促进低收入家庭收入增长提供了经验证据。

本文研究表明,使用移动互联网可以通过促进就业创业、改善社会关系网络等路径显著提高低收入家庭的收入水平。要进一步发挥使用移动互联网的低收入家庭增收效应,应加强移动互联网基础设施建设以提高低收入群体的互联网普及率,并不断优化移动互联网的信息收集传播功能、学习功能和社交功能以提高低收入家庭的互联网使用广度和深度。

关键词: 移动互联网;低收入家庭;收入增长;就业创业;社会关系网络

中图分类号: F126.2; F062.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-8131(2022)04-0108-17

* 收稿日期:2022-03-29;修回日期:2022-05-09

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(7191001019)

作者简介: 饶育蕾(1964),女,四川资中人;教授,博士,博士生导师,主要从事行为金融、公司金融和家庭金融研究;Tel:13874869685,E-mail:yuleirao@sina.com。雷诗妮(1998),女,贵州毕节人;硕士研究生,主要从事家庭金融研究;Tel:17853536811,E-mail:leishini9812@163.com。陈地强(1993),通信作者,男,江西赣州人;博士研究生,主要从事家庭金融、文化金融研究;Tel:18073152951,E-mail:cdq_1993@csu.edu.cn。

一、引言

中国特色社会主义进入新时代,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。共同富裕是社会主义的本质要求,是全体人民的富裕,不是少数人的富裕。因此,在高质量发展中实现共同富裕,要保证发展的公平性与普惠性,提高发展的平衡性、协调性、包容性。2021年8月17日,习近平总书记主持召开中央财经委员会第十次会议强调,要着力扩大中等收入群体规模,抓住重点、精准施策,推动更多低收入人群迈入中等收入行列。可见,推动共同富裕,必须建立在低收入群体实现更快收入增长的基础之上,从而有必要深入研究影响低收入家庭收入增长的各种因素,进而采取积极措施促进低收入群体的收入增长。

技术进步带来的生产方式变革无疑有利于社会财富的更快积累和居民收入的普遍增长,但由于其可能存在的偏向性并不一定会缩小收入差距。而以数字技术、互联网、人工智能等为基础的数字经济不但具有普惠性、共享性等特征,而且会给弱势群体带来更大的边际收益,从而为实现低收入群体收入的更快增长提供了可能。其中,互联网技术的快速发展和普遍应用起到了关键作用,比如:数字金融的发展借助互联网以低成本提供多样化的金融服务,使低收入群体得以获得更多更优质的金融资源,进而促进其收入增长和福利改善(张勋等,2019;牟天琦等,2021)^[1-2];互联网基础设施建设及工具的普及拓展了低收入群体的信息获取来源和能力,有利于其就业创业的实现(Andrianaivo,2012;Ma et al,2018,2020;王剑程等,2020)^[3-6];互联网特有的信息交流、分享功能可以降低边缘人群的信息劣势,优化其社会网络结构,进而弱化其社会资本劣势(Ma et al,2018;Couture et al,2021)^{[4][7]}。

然而,互联网作为现代社会的一种“存在”,微观经济主体必须对其进行“使用”,才能获得相应的便利和收益,而低收入群体由于经济条件的限制在互联网使用方面可能相对不足。那么,低收入家庭成员使用互联网是否有助于其家庭收入的增长?使用互联网促进低收入家庭收入增长的主要机制是什么?现有文献关于互联网使用与居民收入之间关系的研究主要集中于3个方面:一是互联网使用的收入增长效应(华昱,2018;蒋琪等,2018;李飏,2019;吕祥伟等,2021;马述忠等,2022)^[8-12],二是互联网使用对收入差距的影响(李雅楠等,2017;刘任等,2020;文小洪等,2021)^[13-15],三是特定群体(农村居民、女性、灵活就业者等)使用互联网的收入增长效应(刘晓倩等,2018;刘生龙等,2021;曹景林等,2020;戚聿东等,2022)^[16-19]。虽然相关研究对互联网使用的收入增长效应进行了较为广泛深入的研究,但还缺乏关于互联网使用影响低收入群体(家庭)收入增长的经验证据。

鉴于此,本文在已有研究的基础上,聚焦于互联网使用对低收入家庭收入的影响及其机制,并考虑到低收入家庭成员对移动互联的使用更为普遍,主要探究低收入家庭使用移动互联网的收入增长效应;同时,以中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)的2016年和2018年数据为样本进行实证检验。本文的边际贡献主要在于:尝试从理论上探究使用移动互联网对低收入家庭的收入增长效应及其若干影响路径(就业、创业和社会关系),并为低收入家庭通过使用移动互联网实现更快的收入增长提供了经验证据,进而为在数字化和网络化的时代背景下有效促进低收入群体的收入增长提供经验借鉴和政策启示。

二、理论分析与研究假说

互联网革命是人类文明史上的一次重大革命,给人们的生活、经济等带来了全方位的冲击(江小涓,2018)^[20]。在工业化社会后的信息化社会中,信息是比物质和能源更为重要的经济资源,但信息的获取是有一定成本的,因而各经济主体的信息禀赋及信息获取能力成为决定其经济竞争优势的关键因素,而信息资源的不对称分布则可能加剧收入分配的不公平。对于低收入家庭来讲,由于物质资本和社会资

本相对匮乏,无论是在信息资源的占有上,还是在信息资源的获取上,往往都存在明显的信息劣势,进而导致其较少获得信息经济的红利。互联网的出现和普及则有利于减弱低收入家庭的信息劣势(Gupta et al, 2020)^[21],从而有助于其家庭收入的增长和财富积累。

一方面,互联网大大降低了信息搜寻成本,并促使信息资源呈爆炸式增长,同时还有利于资源配置效率的提高,进而促进社会整体福利的持续增进和各经济主体收入的普遍增长。比如:互联网金融的发展能够有效降低金融服务的边际成本,为各居民提供更为便捷的多元化的金融服务(洪铮等,2021)^[22];"宽带乡村"建设有助于农户实现创业和改善生产效率(王剑程等,2020)^[6];互联网的发展会显著促进居民消费水平提升和消费结构升级(贺达等,2018;向玉冰,2018)^[23-24];等等。另一方面,信息搜寻成本的降低更有利于低收入群体的信息获取,加上互联网上信息量的快速增长,使低收入群体的信息劣势减弱,从而有助于其获得更多收益。比如,农村家庭使用智能手机通过互联网可以获得更多的外出就业信息,进而提高农户参与非农就业的概率(Min et al, 2020)^[25];农民在经济作物种植以及农业生产中,可以从互联网上得更多的技术指导,从而提高生产效率(Gupta et al, 2020)^[21];使用移动互联网能显著促进农村家庭消费,特别是对农村家庭的食物消费、家庭设备及日用品消费、交通通信消费和文娱消费产生显著影响(林欣等,2022)^[26]。

本文将研究重点具体到使用移动互联网对低收入家庭收入增长的影响上。移动互联网的发展与智能手机的使用和普及直接相关。随着智能手机、平板电脑等移动设备的互联网接入功能逐渐完善,移动互联网在低收入群体中的普及程度也不断上升。有关数据显示,截至2020年12月,中国的互联网普及率达70.4%,如此高的互联网普及率与移动互联网的普及是分不开的。由于低收入家庭通常缺乏足够的财富积累,其收入主要来源于参与有报酬的经济活动,因而收入增长主要也是由就业或创业活动的增加和质量提升带来的。因此,本文主要从能否有效促进就业和创业的角度来探讨低收入家庭使用移动互联网的收入增长效应。

借助于智能手机,低收入家庭的劳动力以低成本的方式接入移动互联网,并获得信息共享和知识传播的溢出效应。首先,通过移动互联网可以获得更多的就业和创业信息,减少待业时间(Fountain, 2005)^[27],提高就业和创业机会(Atasoy, 2013)^[28]。Nagan和Ma(2008)对珠江三角洲地区农民工的调查分析发现,使用手机能明显提高农民的就业信息获取能力与就业机会^[29]。其次,低收入家庭的劳动力通过移动互联网可以低成本(甚至免费)地学习和掌握一些就业技能和职业技术,进而提高就业和创业的能力及质量。最后,移动互联网本身提供了众多的灵活就业和创业机会,可以大大增加低收入家庭劳动力的就业和创业渠道以及兼职收入。移动互联网深刻改变了劳动力市场结构,"零工经济"(Gig Economy)的快速发展就是其中一个明显的变化(莫怡青等,2022)^[30]。例如:疫情期间,许多无法正常复工的群体借助移动互联网平台成为"外卖配送员""滴滴司机"等,从而获得额外收入来源。同时,移动互联网的信息收集和传播功能也催生了许多新的业态,如"电商""直播带货""短视频制作"等,这些新业态的创业成本较低,为低收入家庭成员创业提供了较为适宜的机会和渠道,也提高了其创业成功的概率(周广肃等,2018)^[31]。可见,使用移动互联网可以通过获取信息、提高能力、提供机会等路径促进低收入家庭劳动力的就业和创业,从而提高低收入家庭的工资性收入和经营性收入。

除了信息收集和传播功能外,移动互联网还具有强大的社交功能。移动互联网的发展和普及不但可以使社交范围突破传统社交的时空约束(Trust et al, 2016)^[32],而且大大增强了社交便利性,从而扩大和优化人们的社会关系网络。劳动者进入新的劳动力市场、获得相应的创业资源往往都需要借助社会关系的"增信功能"(王春超等,2013;饶育蕾等,2021)^[33-34],包括社会关系网络在内的社会资本则是缓解劳动力就业和创业约束以及改善其效用函数的重要因素之一(Manski, 2000)^[35]。低收入家庭不但物质资本相对匮乏,在社会资本上也往往处于劣势,因而使用移动互联网的社会资本增加效应会更为显

著,可以在短时间内低成本地扩大和优化其社会关系网络。社会关系网络改善对低收入家庭的收入也会产生重要影响:一是进一步增加家庭成员的就业和创业机会,并有效提高就业和创业质量。社会关系更多的群体往往能更快找到工资更高的“好工作”,因为社会关系降低了其就业搜寻成本(Chen et al, 2018)^[36]。二是增强家庭对外部资源的获取能力,并提高风险承担能力。良好的社会关系网络不仅有利于低收入家庭获得非正规信贷资源,而且可以通过“声誉机制”提高其获得正规信贷资源的机会和规模,进而缓解其在生产生活中的流动性约束。此外,当遭遇紧急事件时,良好的社会关系网络也有助于低收入家庭获得更多的转移支付,进而降低家庭的经济脆弱性。借助于智能手机绑定的移动支付功能,低收入群体获得转移支付的可能性提高,从而提高了其风险分散能力(Rilen, 2018)^[37]。可见,使用移动互联网可以显著改善低收入家庭的社会关系网络,提高其风险承担能力和借贷能力,促使其更可能参与到风险投资和创业活动中(Hong et al, 2004)^[38],从而获得较高的风险回报。

综上所述,移动互联网具有强大的信息收集传播和社交功能,加上可以无身份限制地、低成本地接入,低收入家庭使用移动互联网可以显著降低其信息劣势和社会关系劣势,从而在“就业创业信息获取效应”“就业创业能力提升效应”“就业创业机会增加效应”“社会关系网络改善效应”等的作用下,就业和创业的机会增加、质量提高,且风险承担和分散能力也得到增强,进而促使家庭收入水平得以显著提高。由此可见,使用移动互联网可以通过促进家庭成员就业和创业、改善家庭社会关系网络等路径提高低收入家庭的收入水平。

值得注意的是,基于低收入家庭原有的经济状况和人力资本水平,使用移动互联网主要是通过促进家庭成员就业和创业的路径提高低收入家庭收入的,因而其对低收入家庭工资性收入和经营性收入增长的促进作用较强,而对财产性收入和转移性收入增长的促进作用较弱。比如,在本文的研究样本中,低收入家庭参与金融市场乃至持有风险资产的比例极低,其通过提高风险回报实现财产性收入增长的概率也很低。此外,从就业促进与创业促进的比较来看,由于受到自身条件的约束,低收入家庭成员的创业能力有限。创业通常需要一定的物质资本和人力资本积累,而低收入家的自有资本积累不足,面临的信贷约束较高,风险承担能力也较弱,通过创业提高家庭收入的可能性较低,因而低收入家庭的收入增长主要依赖于家庭成员的就业改善。所以,在现实中,低收入家庭使用移动互联网更多地是通过促进就业的路径来实现增收效应的。

基于上述分析,本文提出如下研究假说:使用移动互联网会显著促进低收入家庭收入增长(H1),其中,工资性收入和经营性收入的增长效应强于财产性收入和转移性收入的增长效应(H2);使用移动互联网可以通过促进就业和创业、改善社会关系网络等路径助益低收入家庭的收入增长(H3),其中,就业促进的中介效应最强,创业促进的中介效应次之,社会关系网络改善的中介效应最弱(H4)。

三、实证研究设计

1. 模型构建

验证低收入家庭的收入增长效应,不仅要考虑不同家庭特征对目标变量的影响,还要考虑家庭收入水平的趋势,因而本文采用双重固定效应模型以缓解内生性问题。本文关注的目标变量(家庭收入)受很多因素的影响(如家庭规模、年龄、教育水平等),为考察移动互联网使用对低收入家庭收入的影响,构建基准模型(1):

$$\ln totalincome_{it} = a_0 + a_1 Mobileinternet_{it} + a_2 X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

被解释变量($\ln totalincome_{it}$)为“家庭收入水平”,采用样本家庭总收入的自然对数来衡量,并进一步将其分解为“经营性收入”“工资性收入”“转移性收入”“财产性收入”4个部分;核心解释变量($Mobileinternet_{it}$)“移动互联网使用”为虚拟变量,根据问卷中的“是否使用移动设备,比如手机、平板?”

题项进行赋值,选择“是”赋值为1,选择“否”赋值为0; X_{it} 为控制变量,包括家庭特征变量和地区特征变量,详见表1; u_i 代表时间(年份)固定效应, v_i 代表个体(家庭)固定效应; ε_{it} 为随机扰动项,且 $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$ 。

本文利用中介效应模型进行机制检验。基于前文理论分析,选取3个中介变量:一是“就业”,采用受访者从事其他工作的数量来衡量,数据来自受访者对“至今,您总共还从事了多少份其他工作?(农业工作、挣工资的工作、个体/私营经济活动都算作工作,但不包括家务劳动和义务的志愿劳动)”题项的回答;二是“创业”,为虚拟变量,根据受访者对“是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业”题项的回答进行赋值,若“有”赋值为1,否则赋值为0(周广肃等,2017)^[39];三是“社会关系网络”,借鉴杨汝岱等(2011)的方法^[40],采用礼金收支(取自然对数)来衡量^①,数据来自受访者对“过去12个月,人情礼总支出?”的回答(取自然对数)。进而在模型(1)的基础上,构建中介效应模型(2)和(3):

$$M_{it} = b_0 + b_1 \text{Mobileinternet}_{it} + b_2 X_{it} + u_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln \text{totalincome}_{it} = c_0 + c_1 M_{it} + c_2 \text{Mobileinternet}_{it} + c_3 X_{it} + u_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M 为中介变量。

2. 数据来源与样本选择

本文使用的数据来自北京大学开放研究数据平台2016和2018年的中国家庭追踪调查数据库,该数据库包含被调查者的家庭人口特征、就业、收入以及移动互联网使用等方面的信息,能够满足本文实证分析的数据要求。由于本文研究的核心问题是使用移动互联网对低收入家庭收入的影响,对样本进行如下筛选:第一,仅保留低收入家庭样本,即剔除家庭总收入超过30 000元的样本^②;第二,将2016年已经使用移动通信设备的样本剔除,仅保留2016年以后使用移动通信以及到2018年一直未使用移动互联网的样本,同时只保留其中的追踪样本;第三,删除收入小于0、年龄小于18岁等不适用的样本;第四,进一步删除关键变量异常的样本。最终得到覆盖全国25个省区市的2 566个家庭追踪样本。

本文选取以下控制变量:“户口”“智力评分”“健康评分”“学历”“家庭规模”“年龄”“性别”“婚姻状况”“政治面貌”“健康状况”“职业”“是否有银行贷款”“家庭男性占比”“孩子抚养比”“老人抚养比”“地区数字金融指数”“地区经济发展水平”。相关变量的计算方法见表1。表2报告了主要变量的描述性统计结果。在本文样本中,使用移动互联网的样本仅为9.7%,与全部调查样本的均值(接近40%)差距较大,表明低收入家庭的移动互联网使用程度较低。此外,70%的低收入家庭为农村家庭,因而本文在模型中引入“移动互联网使用”与“户口”的交互项,以控制农村样本过大可能产生的估计误差。

表1 主要变量的定义和测度

| 变 量 | 计算(赋值)方法 |
|--------|------------------|
| 家庭收入水平 | 家庭总收入(取自然对数) |
| 经营性收入 | 家庭经营性收入(取自然对数) |
| 被解释变量 | 工资性收入 |
| | 家庭工资性收入(取自然对数) |
| | 转移性收入 |
| | 家庭转移性收入(取自然对数) |
| | 财产性收入 |
| | 家庭财产性收入水平(取自然对数) |

① 相关文献对社会关系网络的测度指标有多种,主要有“社区互动”(章元等,2008)^[41]、“礼金收支”(杨汝岱等,2011;尹志超等,2020)^{[40][42]}、“亲朋好友数量”(张爽等,2007)^[43]、“宗族网络”(饶育蕾等,2021)^[34]等。由于CFPS2016—2018年的问卷中没有涉及社区互动和亲朋好友数量的问题,本文采用礼金收支来反映样本的社会关系网络状况。

② 本文将年收入在30 000元以下的家庭视为低收入家庭,从2016年的调查样本来看,年收入小于30 000元的家庭比例约为27.80%。

续表

| | 变 量 | 计算(赋值)方法 | |
|------|----------|---|--------------------|
| 解释变量 | 移动互联网使用 | 使用了移动设备(比如手机、平板)=1,否则=0 | |
| 中介变量 | 就业 | 受访者从事其他工作的数量 | |
| | 创业 | 有家庭成员从事个体经营或开办私营企业赋值为1,否则为赋值为0 | |
| | 社会关系网络 | 家庭人情礼金总支出(取自然对数) | |
| 控制变量 | 户口 | 城镇=1,农村=0 | |
| | 智力评分 | 调查者对受访者智力水平的评分,很低--1--2--3--4--5--6--7--很高 | |
| | 健康评分 | 调查者对受访者的健康状况的评分,很差--1--2--3--4--5--6--7--很好 | |
| | 学历 | 受访者的学历,文盲/半文盲=1,小学=2,初中=3,高中/中专/技校/职高=4,大专=5,大学本科=6,硕士=7,博士=8 | |
| | 家庭规模 | 受访者的家庭人口数量 | |
| | 年龄 | 受访者的年龄 | |
| | 性别 | 受访者的性别,男性=1,女性=0 | |
| | 婚姻状况 | 受访者的婚姻状况,已婚=1,未婚=0 | |
| | 政治面貌 | 受访者的政治面貌,党员=1,非党员=0 | |
| | 健康状况 | 受访者自评,非常健康=1,很健康=2,比较健康=3,一般=4,不健康=5 | |
| | 职业 | 受访者的工作性质,自家农业生产经营=1,私营企业/个体工商户/其它自雇=2,农业打工=3,非农受雇=4 | |
| | 是否有银行贷款 | 有银行贷款=1,没有银行贷款=0 | |
| | 家庭男性占比 | 家庭中男性所占比例 | |
| | 老人抚养比 | 家庭中60岁以上老人所占比例 | |
| | 孩子抚养比 | 家庭中18岁以下小孩所占比例 | |
| | 地区数字金融指数 | 北京大学数字普惠金融指数(省级层面) | |
| | 地区经济发展水平 | 所在省份的GDP(取自然对数) | |
| | | 移动互联网使用×户口 | “移动互联网使用”与“户口”的交互项 |

表2 主要变量描述性统计结果

| | 变 量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------|---------|-------|-------|-------|-------|--------|
| 被解释变量 | 家庭收入水平 | 5 132 | 9.610 | 0.966 | 6.909 | 11.890 |
| | 经营性收入水平 | 5 099 | 3.823 | 4.098 | 0.000 | 10.310 |
| | 工资性收入水平 | 5 132 | 4.700 | 4.804 | 0.000 | 11.510 |
| | 转移性收入水平 | 5 090 | 5.960 | 3.347 | 0.000 | 10.730 |
| | 财产性收入水平 | 5 129 | 0.842 | 2.339 | 0.000 | 8.854 |
| 解释变量 | 移动互联网使用 | 5 132 | 0.097 | 0.297 | 0.000 | 1.000 |
| 中介变量 | 就业 | 4 302 | 0.102 | 0.302 | 0.000 | 1.000 |
| | 创业 | 5 131 | 0.038 | 0.191 | 0.000 | 1.000 |
| | 社会关系网络 | 5 085 | 6.168 | 2.906 | 0.000 | 9.904 |

续表

| | 变 量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|----------|-------|---------|--------|---------|---------|
| 控制变量 | 户口 | 5 115 | 0.304 | 0.460 | 0.000 | 1.000 |
| | 智力评分 | 5 121 | 4.911 | 1.415 | 1.000 | 7.000 |
| | 健康评分 | 4 936 | 5.184 | 1.336 | 2.000 | 7.000 |
| | 学历 | 5 132 | 1.921 | 0.972 | 1.000 | 4.000 |
| | 家庭规模 | 5 132 | 3.148 | 1.770 | 1.000 | 9.000 |
| | 年龄 | 5 132 | 58.010 | 12.900 | 24.000 | 83.000 |
| | 性别 | 5 132 | 0.551 | 0.497 | 0.000 | 1.000 |
| | 婚姻状况 | 5 132 | 0.766 | 0.423 | 0.000 | 1.000 |
| | 政治面貌 | 4 922 | 0.037 | 0.189 | 0.000 | 1.000 |
| | 健康状况 | 5 121 | 3.426 | 1.298 | 1.000 | 5.000 |
| | 职业 | 4 155 | 1.517 | 1.063 | 1.000 | 4.000 |
| | 是否有银行贷款 | 5 130 | 0.059 | 0.235 | 0.000 | 1.000 |
| | 家庭男性占比 | 5 132 | 0.502 | 0.259 | 0.000 | 1.000 |
| | 老人抚养比 | 5 132 | 0.089 | 0.161 | 0.000 | 0.667 |
| | 孩子抚养比 | 5 132 | 0.437 | 0.419 | 0.000 | 1.000 |
| | 地区数字金融指数 | 5 132 | 242.000 | 29.430 | 193.300 | 318.100 |
| | 地区经济发展水平 | 5 132 | 10.124 | 0.536 | 9.259 | 11.404 |
| 移动互联网使用×户口 | 5 115 | 0.036 | 0.187 | 0.000 | 1.000 | |

注:本文对部分连续变量进行了首尾1%的缩尾,包括年龄、收入、家庭规模等。

四、实证结果与分析

1. 单变量分析

为直观地描述劳动者个体使用移动互联网对低收入家庭收入的影响,本文首先进行单变量分析。将2016年没有使用移动互联网,但2018年使用移动互联网的样本定义为“使用移动互联网”组,将2016年和2018年均未使用移动互联网的样本定义为“未使用移动互联网”组,分别刻画其收入水平(如图1)和收入增速(如图2),结果表明:“使用移动互联网”组2018年家庭收入是2016年的3.26倍,而“未使用移动互联网”组仅为2.20倍,使用移动互联网的家庭收入增速是未使用移动互联网家庭的1.48倍。可见,使用移动互联网能够显著促进低收入家庭的收入增长。

2. 基准模型检验

表3报告了基准模型(1)的回归结果。在所有的回归中,“移动互联网使用”的估计系数均显著为正,表明其与“家庭收入水平”显著正相关。可见,对于样本低收入家庭来讲,移动互联网的使用总体上显著提高了家庭总收入,研究假说H1得到验证。进一步根据收入来源将样本家庭的总收入分解为“经营性收入”“工资性收入”“转移性收入”“财产性收入”,分别进行基准模型回归,估计结果见表4。“移动互联网使用”对“经营性收入”和“工资性收入”的估计系数显著为正,而对“转移性收入”和“财产性收入”的估计系数不显著,表明使用移动互联网主要是通过提高经营性收入和工资性收入来实现低收入家

庭的收入增长效应的,研究假说 H2 得到验证。

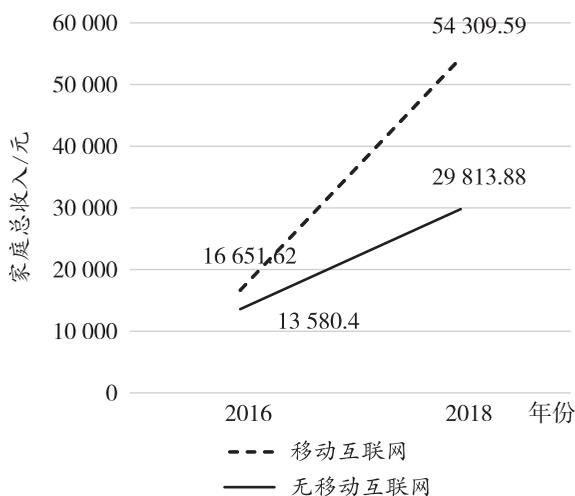


图1 移动互联网使用与低收入家庭收入水平

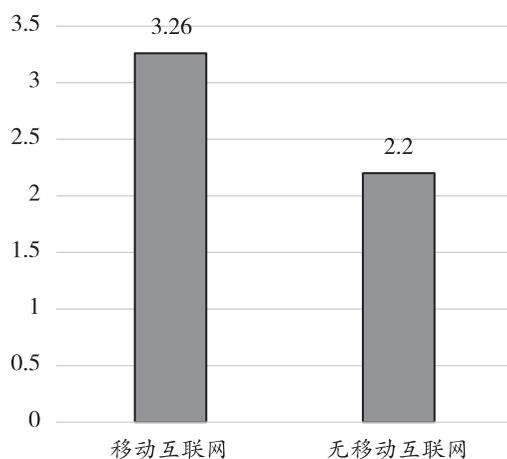


图2 移动互联网使用与低收入家庭收入增速

表3 基准模型检验结果

| 变 量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---------|------------------|------------------|------------------|------------------|-----------------|
| 移动互联网使用 | 0.925***(21.204) | 0.686***(15.226) | 0.672***(14.901) | 0.217***(3.676) | 0.160**(2.209) |
| 户口 | | | | 0.110***(3.554) | 0.460***(3.156) |
| 智力评分 | | | | 0.002(0.170) | 0.002(0.104) |
| 健康评分 | | | | 0.023*(1.752) | -0.001(-0.041) |
| 家庭规模 | | | | 0.130***(13.781) | 0.164***(5.720) |
| 年龄 | | | | -0.002(-1.262) | -0.007*(-1.819) |
| 性别 | | | | -0.030(-1.068) | -0.077(-1.399) |
| 婚姻状况 | | | | 0.332***(9.815) | 0.218**(2.295) |
| 政治面貌 | | | | 0.099(1.529) | -0.141(-0.701) |

续表

| 变 量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------|-------|-------|-------|-------------------|------------------|
| 健康状况 | | | | -0.014(-1.412) | -0.003(-0.208) |
| 是否有银行贷款 | | | | 0.072(1.363) | 0.134(1.630) |
| 家庭男性占比 | | | | 0.065(1.158) | 0.159(1.173) |
| 孩子抚养比 | | | | -0.287***(-3.304) | 0.350(0.610) |
| 老人抚养比 | | | | -0.396***(-8.739) | -0.295**(-2.493) |
| 地区数字金融指数 | | | | -0.001(-0.156) | -0.002(-0.260) |
| 地区经济发展水平 | | | | 0.735**(2.218) | 0.729**(2.274) |
| 移动互联网×户口 | | | | 0.107(1.113) | 0.232*(1.893) |
| 职业虚拟变量 | 未控制 | 未控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 学历虚拟变量 | 未控制 | 未控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 家庭固定效应 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 未控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 5 132 | 5 132 | 5 132 | 3 845 | 3 845 |
| R ² | 0.081 | 0.125 | 0.150 | 0.344 | 0.331 |

注:“学历”和“职业”以生成虚拟变量的形式进行模型回归,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内数值为t统计量,下表同。

表4 收入来源分解回归结果

| 变 量 | 经营性收入 | 工资性收入 | 转移性收入 | 财产性收入 |
|----------------|-----------------|---------------|--------------|----------------|
| 移动互联网 | 1.195***(3.036) | 0.650*(1.686) | 0.476(1.641) | -0.097(-0.509) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 家庭固定效应 | 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 | 3 822 | 3 845 | 3 818 | 3 844 |
| R ² | 0.050 | 0.156 | 0.059 | 0.023 |

3. 内生转化模型检验

由于个体是否使用移动互联网存在明显的选择性偏差,基准模型检验结果并不一定说明低收入家庭的移动互联网使用与家庭收入之间存在着因果关系。对此,本文进一步使用内生转化模型进行检验。解释变量为二值内生变量时,内生转换模型在调整二值变量的选择概率后估计出两类样本的平均处理效应,并通过判断平均处理效应的显著性来识别二值变量的影响。首先,建立影响低收入家庭是否使用移动互联网的选择函数,并以“社区平均移动互联网使用”(社区其他家庭“移动互联网使用”变量的平均值)作为该选择函数的外生变量;然后,基于选择函数重新估计使用移动互联网样本和不使用移动互联网样本的收入决定函数。

表5报告了内生转化模型的估计结果,两个估计方程的逆米尔斯比率 $lns1$ 、 $lns2$ 均在1%的水平上显著不为零,表明本文未控制的其他因素对低收入家庭是否使用移动互联网和收入水平产生了影响,有必要对选择性偏差进行修正。 $r1$ 符号为正,而 $r2$ 显著为负,表明使用移动互联网的低收入家庭收入较高,而未使用移动互联网的家庭收入较低。进一步分别计算消除样本选择偏差后的两组样本收入,进而测算使用和未使用移动互联网的低收入家庭在两种“反事实”情境下的收入。使用移动互联网和未使用移动互联网的低收入家庭收入概率密度分布如图3所示:上图显示,若使用移动互联网的低收入家庭选择不使用移动互联网,其收入的概率密度分布曲线明显左移,意味着使用移动互联网的低收入家庭在不使用移动互联网的“反事实”情境下,家庭收入水平会明显降低($ATT=0.506$);而下图则显示,未使用移动互联网的低收入家庭在使用移动互联网的“反事实”情境下,家庭收入的概率密度分布曲线将明显右移,说明未使用移动互联网的低收入家庭若使用移动互联网,其收入水平会显著提高($ATU=0.493$)。可见,内生转化模型检验结果支持了本文基准模型得出的核心结论。

表5 内生转换模型估计结果

| 变量 | 选择方程 | 使用移动互联网 | 未使用移动互联网 |
|-------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| 户口 | -0.304***(-2.983) | 0.264*** (2.894) | 0.130*** (4.207) |
| 智力评分 | 0.033(0.905) | -0.013(-0.358) | -0.005(-0.348) |
| 健康评分 | -0.011(-0.276) | -0.010(-0.247) | 0.036*** (2.607) |
| 家庭规模 | 0.011(0.397) | 0.161*** (6.111) | 0.119*** (11.797) |
| 年龄 | -0.058***(-11.343) | -0.004(-0.503) | 0.001(0.625) |
| 性别 | 0.135(1.503) | -0.147*(-1.652) | -0.048(-1.616) |
| 婚姻状况 | -0.002(-0.017) | 0.032(0.281) | 0.362*** (10.098) |
| 政治面貌 | -0.981(-1.591) | 0.287(0.413) | 0.072(1.089) |
| 健康状况 | 0.048(1.460) | -0.067*(-1.951) | -0.010(-0.958) |
| 是否有银行贷款 | 0.105(0.779) | 0.162(1.358) | 0.064(1.102) |
| 家庭男性占比 | -0.088(-0.466) | -0.084(-0.423) | 0.102*(1.698) |
| 孩子抚养比 | -0.326(-1.268) | -0.646***(-2.771) | -0.270***(-2.851) |
| 老人抚养比 | -0.329**(-2.031) | -0.191(-1.039) | -0.427***(-8.791) |
| 地区数字金融指数 | 0.032*** (14.082) | 0.001(0.107) | 0.008*** (14.733) |
| 地区经济发展水平 | -0.549***(-6.030) | 0.201*(1.728) | -0.060**(-2.312) |
| 社区平均移动互联网使用 | 2.527*** (8.602) | | |
| $lns1$ | | -0.410***(-9.410) | |
| $r1$ | | 0.111(0.521) | |
| $lns2$ | | | -0.273***(-22.628) |
| $r2$ | | | -0.189**(-2.418) |
| 职业虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 学历虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 3 808 | 3 808 | 3 808 |

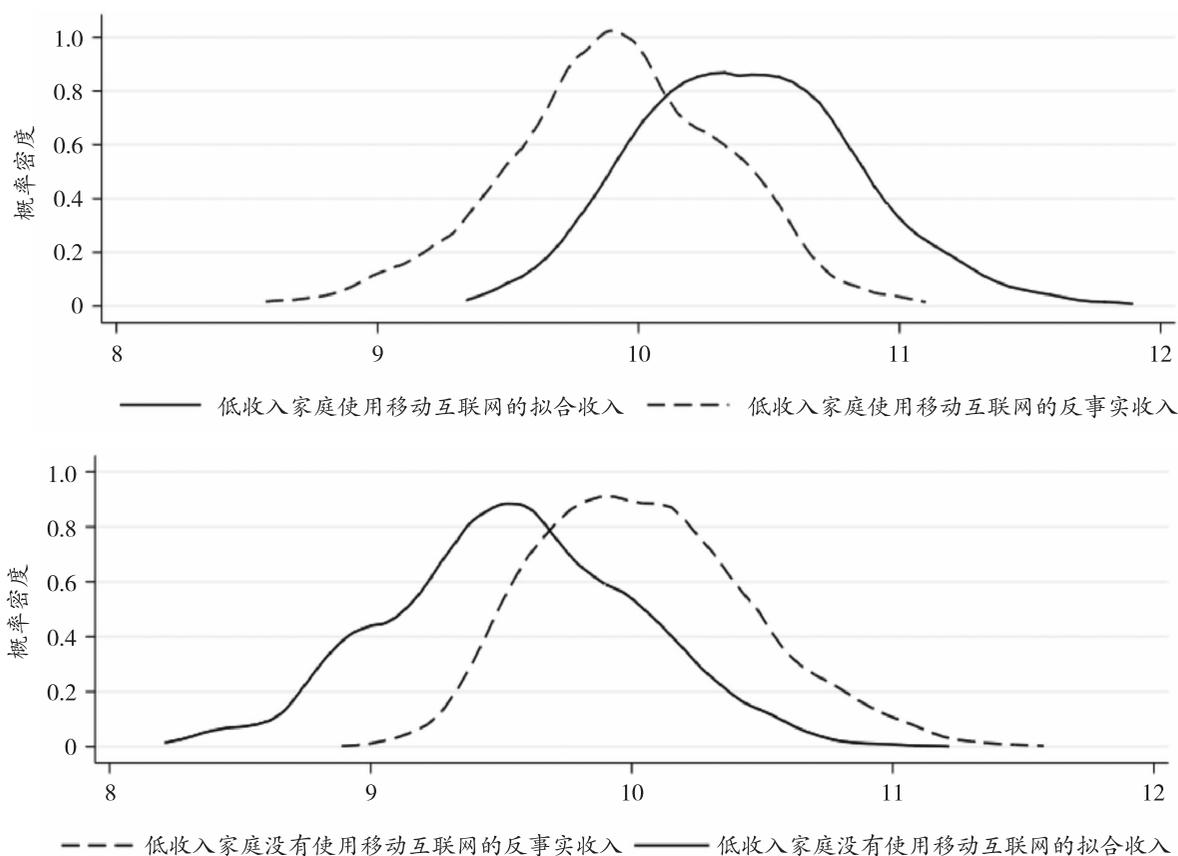


图3 两种情况下低收入家庭的收入概率密度

4. 稳健性检验

(1)控制互联网使用的影响。考虑到低收入家庭的收入水平可能受到是否使用互联网的影响,在模型中加入“互联网使用”变量重新进行回归,估计结果见表6的(1)列。“移动互联网使用”的估计系数依然显著为正,表明本文的分析结果是稳健的。值得注意的是,“互联网使用”的估计系数为正但不显著,表明使用互联网对低收入家庭收入没有显著影响。其原因在于低收入家庭使用电脑等传统互联网工具的比例较低(本文样本中仅为2.22%),且使用者大多学历较高、年龄较小,存在较大的选择性偏差。而智能手机的成本较低,使用的技术门槛也小于电脑,因而在低收入家庭中的使用更为广泛。

(2)扩大样本量。目前,对于低收入家庭的划分标准并不统一,本文将年收入30000元以下的家庭作为低收入家庭样本具有合理性,但为进一步验证分析结论的稳健性,也以年收入80000元以下为标准扩大样本量进行了重新检验,估计结果见表6的(2)列。“移动互联网使用”的估计系数仍然显著为正,再次表明本文的分析结果是稳健的。

(3)逆概率加权回归模型(IPWRA)检验。由于低收入家庭是否使用移动互联网并非是一个随机选择的过程,具有某些特征的低收入家庭往往更有可能使用移动互联网,而这些特征也可能影响其收入水平。为了缓解内生性问题,本文参考杨丹和冷利(2021)的研究^[44],采用IPWRA进行检验。IPWRA由逆概率加权估计器(Inverse-probability weighting, IPW)和回归调整估计量(Regression adjustment, RA)两部分构成。RA估计量对结果进行建模,IPW估算器对过程进行建模,IPWRA估算器对两者同时进行建模。在干预模型中,以低收入家庭是否使用移动互联网作为被解释变量,一系列会影响低收入家庭使用

移动互联网的变量为协变量,进而利用全部低收入家庭样本数据估计低收入家庭使用移动互联网的概率,得到低收入家庭处于不同特征变量时使用移动互联网的概率 P_i ,分别以 $1/P_i$ 和 $1/(1-P_i)$ 为结果方程中处理组家庭(使用移动互联网的低收入家庭)和对照组家庭(未使用移动互联网的低收入家庭)的权重,再进行事实行为和样本特征的模型回归,估计结果见表 6 的(3)列。相关控制变量在经概率模型处理后,“移动互联网使用”的估计系数仍然显著为正,表明使用移动互联网的低收入家庭确实比未使用移动互联网的低收入家庭有更高的收入水平。

(4)控制交互固定效应。本文还使用交互固定效应的方法进一步控制学历层面、省份层面、职业层面随时间变动的共同趋势因素,重新进行模型回归,以降低不可观测变量的影响,估计结果见表 6 的(4)列。“移动互联网使用”的估计系数仍然显著为正,进一步说明本文“使用移动互联网有助于提高低收入家庭的收入水平”的核心结论是可信的。

表 6 稳健性检验估计结果

| 变 量 | 控制互联网影响 | 扩大样本量 | IPWRA | 控制交互固定效应 |
|----------------|----------------|---------------|----------------|---------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 移动互联网使用 | 0.157**(2.167) | 0.086*(1.791) | 0.380**(2.024) | 0.142*(1.946) |
| 互联网使用 | 0.233(0.161) | | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 学历虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 职业虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 家庭固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 学历、职业、省份交互固定效应 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 控制 |
| 样本量 | 3 845 | 8 292 | 3 845 | 3 845 |
| R ² | 0.332 | 0.158 | | 0.333 |

5. 中介效应模型检验

分别以“就业”“创业”“社会关系网络”为中介变量,采用中介效应模型(2)(3)的检验结果见表 7。

(1)“就业”和“创业”的中介效应。表 7 的(1)(3)列显示,“移动互联网使用”对“就业”和“创业”的估计系数均显著为正,表明使用移动互联网可以显著促进低收入家庭的就业和创业;(2)(4)列显示,基准模型加入“就业”和“创业”变量后,“移动互联网使用”的估计系数均显著为正,但绝对值变小,同时“就业”和“创业”的估计系数也显著为正,表明“就业”和“创业”在“移动互联网使用”促进“家庭收入水平”提升中均具有显著的正向部分中介效应,即低收入家庭使用移动互联网可以通过促进就业和创业的路径提高其家庭收入。进一步的 BootStrap 检验结果显示,“就业”的中介效应(10.88%)远大于“创业”的中介效应(3.23%)。

(2)“社会关系网络”的中介效应。表 7 的(5)列显示,“移动互联网使用”对“社会关系网络”的估计系数为正但不显著,表明低收入家庭使用移动互联网并未显著改善其社会关系网络;(6)列的回归结果显示,加入“社会关系网络”变量后,“移动互联网使用”的估计系数略微变小,“社会关系网络”的估计系数显著为正,进一步的 BootStrap 检验结果显示存在部分中介效应(2.09%)。因此,使用移动互联网是可以通过改善低收入家庭的社会关系网络来促进其收入增长的,但在本文样本中,移动互联网的使用未能

有效改善低收入家庭的社会关系网络。

上述分析结果验证了本文提出的研究假说 H3 和 H4。

表 7 中介效应检验结果

| 变量 | (1) 就业 | (2) 收入 | (3) 创业 | (4) 收入 | (5) 社会关系网络 | (6) 收入 |
|-----------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|------------------|---------------------|
| 就业 | | 0.215*** (3.656) | | | | |
| 创业 | | | | 0.426*** (4.149) | | |
| 社会关系网络 | | | | | | 0.048*** (6.186) |
| 移动互联网使用 | 0.084*** (2.718) | 0.144** (1.985) | 0.042** (2.391) | 0.142** (1.968) | 0.222 (0.945) | 0.154** (2.157) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 家庭固定效应 | 控制 | 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 | 控制 |
| 样本量 | 3 832 | 3 832 | 3 845 | 3 845 | 3 819 | 3 819 |
| R ² | 0.044 | 0.337 | 0.082 | 0.338 | 0.028 | 0.350 |
| 中介效应(BootStrap) | 10.88% | | 3.23% | | 2.09% | |

五、结论与启示

实现共同富裕是中国特色社会主义发展的题中之义和本质要求,其核心是在实现社会财富高质量增长的同时缩小贫富差距,因此必须促进低收入家庭收入以更快的速度增长,进而提高低收入家庭的幸福感和获得感。然而,在市场经济条件下,低收入家庭固有的物质资本、人力资本及社会资本劣势及其衍生出的信息劣势和社会关系劣势等,严重制约了低收入家庭的收入增长。互联网的发展和普及大大降低了就业创业信息、职业技能、金融服务等的获取成本,并打破了传统社交的时空界限,因而使用移动互联网能够显著降低低收入家庭的信息劣势和社会关系劣势,促进低收入家庭成员就业和创业的实现及其质量提升,同时也可以通过改善低收入家庭的社会关系网络增强其外部资源获取能力和风险承担水平,从而显著提高低收入家庭的收入水平。在现实生活中,受制于自身条件,低收入家庭主要通过家庭成员从事经济生产活动的数量增加及质量提升来实现收入增长,而使用移动互联网带来的信息获取和技能学习便利、就业创业机会增加以及社会关系网络优化等积极效应会显著改善低收入家庭成员的就业和创业状态,进而显著提高低收入家庭的工资性收入和经营性收入;同时,由于创业门槛的限制,低收入家庭的收入增长更多地来源于家庭成员的就业改善,因而通过就业促进效应实现收入增长成为使用移动互联网助益低收入家庭收入增长的主要路径。

本文采用 CFPS2016 年和 2018 年的数据,实证检验使用移动互联网对低收入家庭的收入增长效应,结果表明:使用移动互联网能够显著促进低收入家庭的收入增长,这一结论在经过内生转换模型检验以及其他一系列稳健性检验后仍旧成立;低收入家庭使用移动互联网的工资性和经营性收入增长效应显著,但转移性和财产性收入增长效应不显著,表明在样本期间,使用移动互联网主要是通过促进就业(工

资性收入增长)和创业(经营性收入增长)来实现低收入家庭的收入增长的;就业、创业和社会关系网络在使用移动互联网促进低收入家庭收入增长中均具有部分正向中介效应,其中就业促进的中介作用最强,创业促进的中介作用次之,社会关系网络改善的中介作用最弱。

基于上述结论,本文就如何更好地发挥移动互联网的正外部性,进而更有效地促进低收入家庭实现更快的收入增长提出如下启示:一方面,要进一步加强移动互联网基础设施建设,降低移动互联网使用成本,提高低收入群体的互联网普及率。本文分析表明,使用移动互联网能显著促进低收入家庭的收入增长,因而需要进一步发挥互联网发展对低收入群体的正外部性,让更多的低收入家庭有条件使用移动互联网。另一方面,要不断优化移动互联网的信息收集传播功能、学习功能和社交功能,提高低收入家庭的互联网使用广度和深度。目前,低收入家庭不但互联网使用率相对较低,在互联网使用广度和深度上的差距更为明显。移动互联网为低收入家庭接入互联网提供了便利,但通过移动互联网工具接入互联网在信息获取的深度、广度及便利性等方面还存在不足。因此,应进一步改进和丰富移动互联网的信息传播方式和内容,并强化信息删选和组合功能,使低收入家庭可以通过移动互联网获得更具针对性的有效的就业创业信息。同时,要强化移动互联网的学习功能,使低收入群体能够更为便利地通过移动互联网学习所需的职业技能和知识,有效降低低收入家庭成员的职业培训成本。此外,还应改善移动互联网的社交功能,强化不同群体间的社交开放性,为低收入家庭的社会关系网络优化提供更多渠道和平台。

本文探究了使用移动互联网对低收入家庭收入增长的促进作用及其机制,并提供了经验证据,但由于数据来源等的限制,还有待进一步拓展和深化,未来至少还应在以下两个方面进行深入细致的研究:一是进一步分析移动互联网使用广度和深度的收入增长效应。本文只基于“是否使用”层面进行了使用移动互联网的增收效应检验,但事实上移动互联网使用的广度和深度对低收入家庭经济行为和收入状况的影响可能更大。二是进行不同群体的比较分析。移动互联网具有共享性和普惠性,而本文只分析了使用移动互联网对低收入家庭收入的影响,不能说明使用移动互联网可以让低收入家庭的收入增长比其他家庭更快,因而还需要进行不同类型家庭的比较分析。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 牟天琦,刁璐,霍鹏.数字经济与城乡包容性增长:基于数字技能视角[J].金融评论,2021(4):36-57+125.
- [3] ANDRIANAIVO M, KPODAR K. Mobile phones, financial inclusion, and growth [J]. Review of Economics and Institutions, 2012, 3 (2).
- [4] MA W, RENWICK A, NIE P, et al. Off-farm work, smartphone use and household income: Evidence from rural China [J]. China Economic Review, 2018, 52: 80-94.
- [5] MA W, GRAFTON R Q, RENWICK A. Smartphone use and income growth in rural China: empirical results and policy implications [J]. Electronic Commerce Research, 2020, 20(4): 713-736.
- [6] 王剑程,李丁,马双.宽带建设对农户创业的影响研究——基于“宽带乡村”建设的准自然实验[J].经济学(季刊), 2020(1):209-232.
- [7] COUTURE V, FABER B, GU Y, et al. Connecting the countryside via E-Commerce: Evidence from China [J]. American Economic Review: Insights, 2021, 3(1): 35-50.
- [8] 华昱.互联网使用的收入增长效应:理论机理与实证检验[J].江海学刊,2018(03):219-224.
- [9] 蒋琪,王标悦,张辉,等.互联网使用对中国居民个人收入的影响——基于CFPS面板数据的经验研究[J].劳动经济研究,2018,6(5):121-143.
- [10] 李甦.互联网使用、技能异质性与劳动收入[J].北京工商大学学报(社会科学版),2019(5):104-113.

- [11] 吕祥伟,张莉娜. 互联网使用、抚幼负担与家庭收入[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2021(7):163-177.
- [12] 马述忠,吴鹏,潘钢健. 互联网使用、生活性服务业扩张与劳动收入分化[J]. 经济学动态,2022(2):68-84.
- [13] 李雅楠,谢倩芸. 互联网使用与工资收入差距——基于 CHNS 数据的经验分析[J]. 经济理论与经济管理,2017(7):87-100.
- [14] 刘任,睦鑫,王文涛. 互联网使用对农户收入差距影响研究——基于 CGSS 数据的实证分析[J/OL]. 重庆大学学报(社会科学版):1-19[2020-10-17]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1023.C.20201026.1732.002.html>
- [15] 文小洪,马俊龙,王相珺. 互联网使用对收入影响的城乡差异[J]. 世界农业,2021(7):97-107.
- [16] 刘晓倩,韩青. 农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据[J]. 农业技术经济,2018(9):123-134.
- [17] 刘生龙,张晓明,杨竺松. 互联网使用对农村居民收入的影响[J]. 数量经济技术经济研究,2021(4):103-119.
- [18] 曹景林,姜甜. 互联网使用对女性收入的影响——基于 CFPS 数据的经验证据[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2020(12):79-95.
- [19] 戚聿东,丁述磊,刘翠花. 数字经济时代互联网使用对灵活就业者工资收入的影响研究[J]. 社会科学辑刊,2022(1):125-138+2.
- [20] 江小涓. 网络空间服务业:效率、约束及发展前景——以体育和文化产业为例[J]. 经济研究,2018(4):4-17.
- [21] GUPTA A, PONTICELLI J, TESEI A. Information, technology adoption and productivity: The role of mobile phones in agriculture[R]. National Bureau of Economic Research,2020.
- [22] 洪铮,章成,王林. 普惠金融、包容性增长与居民消费能力提升[J]. 经济问题探索,2021(5):177-190.
- [23] 贺达,顾江. 互联网对农村居民消费水平和结构的影响——基于 CFPS 数据的 PSM 实证研究[J]. 农村经济,2018(10):51-57.
- [24] 向玉冰. 互联网发展与居民消费结构升级[J]. 中南财经政法大学学报,2018(4):51-60.
- [25] MIN S, LIU M, HUANG J. 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.
- [26] 林欣,谢静雨,林素絮. 移动互联网使用对农村家庭不同消费类别的影响研究——基于 2018 年 CFPS 数据的实证分析[J]. 兰州学刊,2022(2):113-123.
- [27] FOUNTAIN C. Finding a job in the internet age[J]. Social Forces,2005,83(3):1235-1262.
- [28] ATASOY H. The effects of broadband internet expansion on labor market outcomes[J]. ILR Review,2013,66(2):315-345.
- [29] NGAN R, MA S. The relationship of mobile telephony to job mobility in China's Pearl River Delta[J]. Knowledge, Technology & Policy,2008,21(2):55-63.
- [30] 莫怡青,李力行. 零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例[J]. 管理世界,2022(2):31-45+3.
- [31] 周广肃,樊纲. 互联网使用与家庭创业选择——来自 CFPS 数据的验证[J]. 经济评论,2018(5):134-147.
- [32] TRUST T, KRUTKA D G, CARPENTER J P. "Together we are better": Professional learning networks for teachers[J]. Computers & Education,2016,102:15-34.
- [33] 王春超,周先波. 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,2013(9):55-68+101+187.
- [34] 饶育蕾,周湾湾,陈地强. 中国家庭借贷需求与借贷渠道的偏好分析——基于亲缘关系的视角[J]. 金融论坛,2021(5):28-39.
- [35] MANSKI C F. Economic Analysis of Social Interactions[J]. The Journal of Economic Perspectives,2000,14(3):115-136.
- [36] CHEN Y, WANG L, ZHANG M. Informal search, bad search?: The effects of job search method on wages among rural migrants in urban China[J]. Journal of Population Economics,2018,31(3):837-876.
- [37] RILEY E. Mobile money and risk sharing against village shocks[J]. Journal of Development Economics,2018,135:43-58.
- [38] HONG H, KUBIK J D, STEIN J C. Social interaction and stock - market participation[J]. The Journal of Finance,2004,59(1):137-163.

- [39] 周广肃,谭华清,李力行. 外出务工经历有益于返乡农民工创业吗? [J]. 经济学(季刊),2017(2):793-814.
- [40] 杨汝岱,陈斌开,朱诗斌. 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J]. 经济研究,2011(11):116-129.
- [41] 章元,李锐,王后,等. 社会网络与工资水平——基于农民工样本的实证分析[J]. 世界经济文汇,2008(6):73-84.
- [42] 尹志超,刘泰星,张诚. 农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响[J]. 中国工业经济,2020(1):24-42.
- [43] 张爽,陆铭,章元. 社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强? ——来自中国农村贫困的实证研究[J]. 经济学(季刊),2007(2):539-560.
- [44] 杨丹,冷利. 农户劳动力配置与“一家两制”行为——基于收入效应和挤出效应的分析[J/OL]. 农业技术经济:1-19 (2021-12-1). DOI:10.13246/j.cnki.jae.20211214.010.

Has the Use of Mobile Internet Helped Low-income Households Grow Their Incomes?

RAO Yu-lei, LEI Shi-ni, CHEN Di-qiang

(School of Business, Central South University, Changsha 410083, Hunan, China)

Abstract: Trapped by the lack of physical capital, human capital and social capital, the information disadvantage and social relationship disadvantage of low-income families hinder their income growth. The mobile Internet has powerful information collection and dissemination functions and social functions, and its sharing, inclusiveness and low-cost use provide an effective way to reduce the information disadvantage and social relationship disadvantage of low-income families. Therefore, the use of mobile internet by low-income households contributes to their income growth. However, in reality, there is still a lack of empirical evidence on whether the use of mobile Internet by low-income households can significantly increase their household income.

This paper believes that low-income families can obtain employment and entrepreneurship information, learn skills and knowledge, and expand social relations at a low cost through the mobile Internet. At the same time, the development of the Internet itself has also spawned more forms and opportunities for employment and entrepreneurship. Therefore, the use of mobile Internet can increase the income level of low-income families through promoting employment and entrepreneurship, improving social networks, and other paths. The main source of income growth for low-income households comes from more and higher-quality participation in paid economic activities by household members. Therefore, the income growth effect of the use of mobile Internet in low-income families is mainly reflected in the increase in wages and operating income brought about by promoting employment and entrepreneurship. Meanwhile, the threshold constraints of starting a business make the income growth of low-income families more dependent on the improvement of family members' employment. Accordingly, promoting employment has become the main way to use mobile Internet to help low-income households increase their income. Data from the China Family Panel Studies (CFPS) in 2016 and 2018 were used for empirical tests. The analysis results show that the use of mobile Internet significantly promotes the income growth of low-income families, in which the growth effect of wage and business income is significant, but the growth effect of property and transfer income is not significant. The use of mobile Internet can improve the income level of low-income families by promoting employment and entrepreneurship and improving social networks, among which employment has the strongest mediating effect, followed by entrepreneurship, and social network is the weakest. Moreover, the use of mobile Internet is not effective in improving the social

network of low-income families.

Compared with the existing literature, this paper discusses the income growth effect of low-income households using mobile Internet and the path of employment, entrepreneurship, and social relations, expands and deepens the research on the economic effect of Internet development and the income increase path for low-income households, and also provides empirical evidence that the use of mobile Internet can promote the income growth of low-income households.

This study shows that the use of mobile Internet can significantly improve the income level of low-income families by promoting employment and entrepreneurship, improving social networks, and other ways. To further leverage the effect of mobile Internet use on the income of low-income households, it is necessary to strengthen the construction of mobile Internet infrastructure to increase the Internet penetration rate of low-income groups, and constantly optimize the information collection and communication function, learning function and social function of mobile Internet to improve the breadth and depth of Internet use of low-income families.

Key words: mobile Internet; low-income families; income growth; employment and entrepreneurship; social network

CLC number: F126.2; F062.4 **Document code:** A **Article ID:** 1674-8131(2022)04-0108-17

(编辑:黄依洁)

敬告作者

在广大作者的大力支持下,本刊取得了长足进步,也受到越来越多读者的青睐。由于来稿量快速增长,为使稿件能得到及时有效的处理,特敬告广大作者:

一、敬请广大作者通过本刊采编系统投稿,若遇网络故障,可通过电子邮件投稿。

投稿网址:<http://xbltzz.cbpt.cnki.net>

投稿邮箱:westforum@vip.163.com

二、敬请广大作者严守学术道德及规范,坚决杜绝各种学术不端行为,以免造成不良影响和不必要的损失。

三、本刊不向作者收取任何形式的费用,并于2017年起向在本刊发表论文的作者奉送相应的稿酬和样刊。

四、本刊从未以任何名义委托任何中介机构或个人代理稿件采编事宜(包括征稿、代发稿件、收取费用等),郑重提醒广大作者切勿轻信相关网站信息,以免上当受骗。广大作者如发现有单位或个人盗用《西部论坛》名义从事征稿、收费等不法行为,敬请注意并向本编辑部或执法机关举报。

本刊举报电话:023-62769479

西部论坛编辑部