

互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响

——基于CFPS数据的实证分析

周云波,杨家奇

(南开大学经济学院,天津300071)

摘要:实现共同富裕关键在于提升相对贫困群体的内生发展动力。基于2012—2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据系统测算农村家庭的相对贫困恢复力,实证检验互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响及作用机制。研究发现:互联网使用有效提升了农村家庭的相对贫困恢复力;互联网使用能够通过促进劳动力职业分层、缓解银行信贷约束和拓展家庭社会网络对农村家庭相对贫困恢复力产生积极影响;相较于中、青年家庭和东、中部地区家庭,互联网使用对老年家庭和西部地区家庭相对贫困恢复力的提升作用更为明显,而相对贫困程度较高的农村家庭难以从互联网信息技术中获益。研究结论对中国互联网经济快速发展背景下推进农村共同富裕具有一定的政策参考价值。

关键词:互联网使用;农村家庭;相对贫困恢复力;共同富裕

中图分类号:F323.8 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-4543(2022)10-0079-18

一、引言

党的十八大以来,在“精准扶贫、精准脱贫”理念的指导下,中国如期完成了新时代脱贫攻坚目标任务,夺取了全面建成小康社会的伟大胜利。绝对贫困现象的消除并非贫困治理的终点,2020年后中国减贫工作的重心转向缓解相对贫困与实现共同富裕。与绝对贫困有所不同,相对贫困在理论上将伴随社会经济发展长期存在。相对贫困不仅表现为物质收入的差距,还表现为与参照群体比较中产生的主观相对剥夺感以及发展机会与选择权利的丧失(姜安印和陈卫强,2021)^[1]。与此同时,相对贫困标准的选择尚无定论,这使得相对贫困群体的识别具有较强的不确定性(樊增增和邹薇,2021)^[2]⁶⁰。鉴于相对贫困问题的长期性、多维性和动态性,党的十九届四中全会明确提出要“建立解决相对贫困的长效机制”,其关键在于充分调动贫困群体的积极性、主动性和创造性,激发解决相对贫困的内生动力。Barrett等(2006)^[3]²⁴⁸指出相对贫困群体存在显著的异质性,其中一部分人能够依靠自身可行能力在短时间内摆脱相对贫困状态,另一部分人则由于初始禀赋不足或遭受严重挫折落入长期相对贫困陷阱。因此,本文认为有必要将农村家庭的内生发展动力单独作为研究对象,深入考察相对贫困标准下农村家庭面对压力与冲击时的自我恢复能力,这对加快建立缓解中国农村相对贫困问题的长效机制具有十分重要的现实意义。

伴随互联网基础设施的建设和智能手机的普及,中国正式进入数字经济时代。《2021年通信业统计公报》数据显示,截至2021年末,全国农村宽带用户数量达1.58亿,实现光纤和4G网络覆盖的

收稿日期:2022-03-09

基金项目:国家社会科学基金重大项目“基于多维视角的2020年以后我国相对贫困问题研究”(19ZDA052);国家自然科学基金面上项目“我国城乡居民多维贫困的测量及精准扶贫绩效的评估”(71874089)

作者简介:周云波(1970-),男,天津人,南开大学经济学院教授,博士,博士生导师,研究方向为经济发展新常态与共同富裕;杨家奇(1995-),女,黑龙江哈尔滨人,南开大学经济学院博士研究生,研究方向为农村相对贫困与共同富裕。

行政村占比超过98%^①。互联网技术的应用渗透到了农村居民生产生活的方方面面,为其日常行为决策带来深刻影响。在现有研究中,学者们已就互联网使用的增收效应达成基本共识并针对其减贫机制展开深入探讨,形成了以下三种主流观点。一是在促进就业创业方面。互联网使用不仅能够提高农村劳动力的非农就业概率(马俊龙和宁光杰,2017)^[4],还能有效拓宽农村弱势群体的非农就业渠道、提升该群体的非农就业意愿(潘明明等,2021)^[5],进而提高农村家庭的收入水平。此外,互联网信息技术还为农村地区带来电子商务这一增收途径,通过丰富农产品经营形式助力小农户实现市场有效参与并从中获益(刘亚军,2018)^[6]。二是在提升资本积累方面。互联网的应用促使传统的“面对面”交流方式转变为互联网多元化社交方式,在一定程度上帮助农户突破地域限制、扩大社交半径、拓展社会资源(周广肃和梁琪,2018)^[7]。与此同时,贫困地区农户能够通过互联网以较低的成本和较为便利的方式获取新知识和新技能,从而强化自身摆脱贫困状态的能力(唐红涛和陈薇,2020)^[8]。三是在推动信息传播方面。一般来说,农村地区因信息闭塞造成的文化落后从根本上制约了农村贫困人口的发展(殷俊和刘一伟,2018)^[9]。而互联网信息传播的广泛性、便利性和实时性缓解了农户面临的信息不对称问题,进而提升了其收入向上流动的可能性。

综上所述,学者们已就互联网使用的减贫机理进行了全方位、系统的广泛研究,但仍存在一定的不足。一方面,共同富裕的本质在于以人民为中心、全面提升个人的发展能力,但在现有成果中鲜有研究将互联网使用与农村家庭摆脱贫困的内生发展动力相联系;另一方面,已有研究对相对贫困问题的分析大多停留在静态层面。相比之下,基于长期视角对农村家庭相对贫困进行动态测度更加契合新时期发展型贫困的治理内涵。近年来,受新冠肺炎疫情、粮食价格波动及全球气候变化的影响,“恢复力”的概念在社会科学领域得到越来越多的关注。恢复力是指个体、家庭或地区适应压力、抵御冲击和从逆境中恢复的能力,较强的恢复力可以有效预防相对贫困的恶性循环,对于实现农村家庭的可持续发展至关重要。因此,本文将恢复力的概念纳入相对贫困的研究框架,根据 Cissé 和 Barrett (2018)^{[10]273}提出的方法,系统测算相对贫困标准下中国农村家庭抵御风险和自我恢复的能力,以此衡量其内生发展动力,并从动态视角深入探究互联网使用对农村家庭内生发展动力的影响和作用机制。

本文可能的贡献表现在:第一,采用跨学科的研究范式,引入相对贫困恢复力指标将农村家庭的内生发展动力加以量化;第二,基于互联网经济的研究视角,实证检验农村家庭的互联网使用行为对其相对贫困恢复力的影响及作用机制。本文致力于为中国互联网经济快速发展背景下的农村相对贫困治理工作和共同富裕的实现提供具有政策参考价值的研究结论。

二、概念界定与研究假设

(一)恢复力的相关概念

Holling(1973)^[11]在《生态系统的恢复力和稳定性》一文中首次提出恢复力的概念并将其定义为系统在干扰中维持原有结构与功能的能力,而后恢复力的概念逐步应用于心理学、工程学、机械力学等诸多领域。在社会经济领域,家庭中的各个成员及其所处的环境共同构成了独特的家庭生计系统,并受到自然灾害、疾病传播、价格波动等潜在的负向冲击,面临着陷入持续性相对贫困的风险,而提高家庭恢复力是预防和阻断持续性相对贫困的关键。目前,学术界尚未就恢复力的概念界定与评估方法达成共识。Obrist 等(2010)^[12]认为恢复力既包括行为主体应对不利环境的被动调整能力,也包括其搜寻外部机会的主动适应能力。由此,Speranza 等(2014)^[13]提出家庭恢复力具有缓冲能力、自组织和学习能力三重表现维度。陈佳等(2016)^{[14]155}沿用了该分析框架对中国集中连片贫困地区的农户恢复力进行测度,研究发现薄弱的物质资本、经济收入和文化教育是阻碍贫困地区农村家庭从困境中

^①中华人民共和国工业和信息化部:《2021年通信业统计公报》,2022年1月25日。https://www.miit.gov.cn/gx-sj/tjfx/txy/art/2022/art_e8b64ba8f29d4ce18a1003e4f4d88234.html。

恢复的主要因素。李聪等(2021)^[15]则基于农村家庭的收入来源与收入分布,从普遍恢复力和特定恢复力两个角度对农村搬迁家庭的生计恢复力进行量化分析,结果显示搬迁农户的生计恢复能力弱于本地户,存在较高的返贫风险。上述方法均是基于微观主体的固有特征对家庭在特定时点的风险应对能力进行静态评估,无法捕捉家庭生计随时间的动态变化和家庭在未来面临的风险,存在较为明显的局限性。

Barrett 和 Conostas(2014)^{[16]14626}根据过往贫困脆弱性和贫困陷阱的相关文献,从动态视角对恢复力的概念进行了全新阐述,并指出恢复力是个体、家庭或社会组织在面对压力和冲击时避免陷入贫困的能力,当且仅当该能力在一定时期内始终保持较高的水平,研究对象才能被认定为具有恢复力。在此概念框架下,Cissé 和 Barrett(2018)^{[10]273}提出了一种基于面板数据评估家庭恢复力的计量经济学策略(以下简称 BC 方法)。该方法首先假设家庭福利具有潜在的非线性动力学路径,接着对其福利函数的多阶条件矩进行估计,以此获得福利函数在各观测时点上条件期望与条件方差的预测值,最终结合双参数分布假设将家庭恢复力定义为家庭在特定时点的福利水平高于某一福利阈值的条件概率。综合来看,上述定义与方法从以下两个方面对前人的研究进行了扩展:一是基于前瞻性的视角,以行为主体未来脱离贫困或保持非贫困状态的概率度量其恢复力。将恢复力的概念由目标对象应对各类负向冲击的事后处理能力拓展至集预防能力、适应能力和恢复能力于一体的综合发展能力的度量(李晗和陆迁,2021)^{[17]30}。二是充分考虑到多重动态均衡形式的贫困陷阱的存在,弥补了贫困脆弱性度量方法忽略福利潜在非线性动力学路径的不足。

根据研究问题的需要,本文采用 Barrett 和 Conostas(2014)^{[16]14626}对恢复力概念的界定以及 BC 方法,将农村家庭人均可支配收入的对数作为福利的衡量指标,并综合国内外现有的相对贫困设定标准,将各年份农村家庭人均可支配收入中位数的 40%(取对数)作为福利阈值,以农村家庭福利水平高于当年福利阈值的概率衡量其相对贫困恢复力。总的来说,基于 BC 方法测算出的农村家庭相对贫困恢复力反映了农村家庭面对压力与冲击时避免陷入和摆脱相对贫困的能力,是刻画相对贫困动态变化的前瞻性指标,能够较为准确地衡量农村家庭的内生发展动力。

(二) 研究假设

互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响可以从宏观和微观两个层面加以论证。在宏观层面,互联网信息技术的快速发展为创新驱动下的中国经济新常态带来不可或缺的人力资本和物质资本(Czernich et al., 2011)^[18],有效地推动了行业技术进步和企业生产效率的提升(黄群慧等, 2019)^[19],助力地区经济实现高质量增长(赵涛等,2020)^[20]。区域经济发展又会通过基础设施建设的完善、社会保障能力的提高以及福利制度设计的优化形成惠及全体农村人口的“涓滴效应”,进而提升农村家庭摆脱相对贫困的能力。在微观层面,互联网使用行为可能通过信息传递效应、人力资本效应和社会网络效应对农村家庭相对贫困恢复力产生积极影响。首先,互联网的广泛应用有效降低了偏远落后地区居民的信息搜寻成本、提升了信息使用效率,极大地满足了信息化时代农村居民的个性化信息需求,缩小了由“信息鸿沟”导致的收入差距。其次,互联网为农村家庭掌握新知识、积累新技能提供了快速、便捷的新渠道,有力推动了农村家庭的人力资本高级化进程(韩先锋等,2019)^[21],拓展了农村家庭人力资本的作用空间,提升了农村家庭抵御风险的能力。此外,依托互联网平台,农村传统封闭型社会网络逐渐向开放型结构转变。优质的社会关系网络能够增加就业机会(谢沁怡, 2017)^[22]、促进亲友间的转移支付和外部资源获取,进而降低农村家庭陷入持续性相对贫困的可能性。根据上述分析,提出本文的第一个假设:

假设 1:互联网使用能够提升农村家庭的相对贫困恢复力。

进一步分析互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的作用机制。首先,农村劳动力的职业分层是影响家庭适应压力、抵御冲击和从相对贫困中恢复的重要因素。在已有研究中,部分学者尝试从非农就业的角度探讨农村家庭的增收途径。冒佩华和徐骥(2015)^[23]的研究表明农村剩余劳动力进入城市并获得非农就业机会能够有效提升农村家庭的收入水平。孙伯驰和段志民(2019)^[24]则进一步

指出农村家庭成员从事非农职业不仅可以获取更高的劳动报酬,还在一定程度上规避了农业生产经营面临的自然风险和市场风险,从而降低了未来收入的波动性。此外,还有部分学者认为农村劳动力从事职业的具体层次与农村家庭的减贫效果关系密切。王庶和岳希明(2017)^[25]发现在正规部门就业并从事复杂劳动的农村居民更有可能获得持续稳定的高收入。周京奎等(2020)^{[26]169}的研究则指出家庭成员职业声望的提高能够有效助力农村家庭摆脱相对贫困和多维贫困陷阱。而互联网使用可能从以下两种途径影响农村劳动力的职业分层。其一,互联网可以通过信息传递效应为农村劳动力带来及时、广泛的就业信息,拓展了该群体的非农就业渠道。其二,互联网的人力资本效应切实提升了农村劳动力的技能水平,进而提高了其捕捉就业信息的灵敏度和把握高质量就业机会的能力。

除农村劳动力的职业分层之外,农村家庭所面临的信贷约束对其相对贫困恢复力的影响同样不可忽视。长期以来,受利率管制、逆向选择和道德风险等问题的困扰,中国农村金融市场效率低下,农村家庭普遍面临较为严重的信贷排斥(余泉生和周亚虹,2014)^[27]。不完善的农村信贷市场不仅阻碍了农户实现规模经营、制约了农户的创业行为,还极大地降低了农业生产经营应对自然灾害和环境变化的灵活性,导致农村低收入家庭深陷相对贫困的恶性循环陷阱(王韶等,2021)^[28]。而互联网的信息传递效应在帮助农户了解更加多样化的资金渠道的同时,也为资金供给方提供有关借款人信用状况和还贷能力的丰富信息,缓解了金融机构与农户之间的信息不对称问题,降低了农村信贷市场的交易成本(刘魏等,2021)^{[29]47}。此外,近年来数字普惠金融的蓬勃发展降低了农户的信贷门槛,让农村弱势群体能够掌握更多风险管理手段并获得适当、有效的金融服务,一定程度上提升了农村家庭应对风险的能力(董晓林等,2021)^[30]。

与此同时,基于中国传统关系型社会结构,农户并非社会中的“孤岛”,而是以社会网络的形式逐级嵌套于更高层次的社会场景并形成相对稳定的社会关系体系,由此产生的不同层级和类型的社会资本对农村家庭抵御风险冲击发挥着重要作用。现有研究表明,社会网络的拓展可以通过促进信息共享、改进群体决策和减少机会主义行为提升家庭福利、缩小贫富差距(Grootaert,1999)^[31],而社会信任的提高可以通过降低交易成本、促进分工合作缓解农村家庭的相对贫困程度(Islam and Alam,2018)^[32]。邱泽奇等(2016)^[33]指出互联网在农村地区的不断普及使得农村家庭的社会资本内涵和配置结构均出现了较大变化。互联网信息技术的应用为农村居民带来多元化的社交方式和全新的网络信息空间,打破了个体社会交往的地理、时空限制,农户可以通过虚拟社区、网络论坛等多种渠道实现跨地区、跨阶层群体间的互联互通,获得更为丰富的高质量社会资本,进而有益于农村家庭相对贫困恢复力的提升。根据上述分析,将互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的作用机制归纳如下(见图1),并提出本文的第二个假设:

假设2:互联网使用能够通过促进职业分层、缓解信贷约束和提高社会资本提升农村家庭的相对贫困恢复力水平。

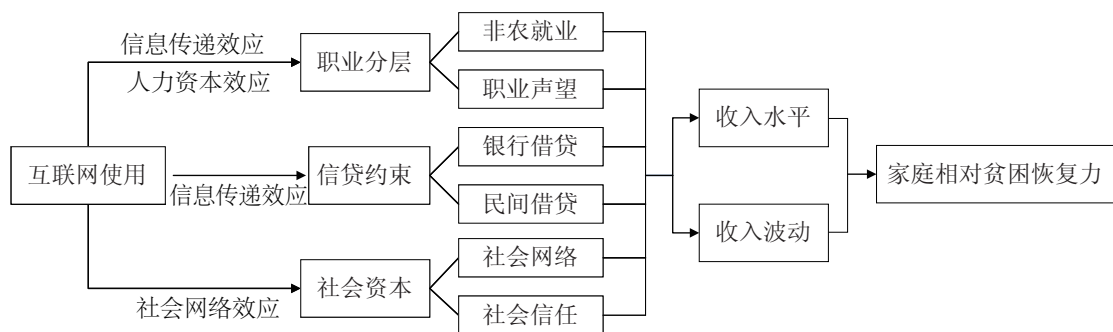


图1 互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的作用机制示意图

互联网信息技术的普及为中国农村社会经济发展注入了生机与活力,但其有效利用存在一定的准入门槛,由此衍生出的“数字鸿沟”问题导致并非所有农户均能从互联网经济发展中获取同等收益。

数字鸿沟是指由外界因素和个人因素造成的不同社会群体在数字技术的获取程度和运用能力上的差异(尹志超等,2021)^[34]。董君和洪兴建(2019)^[35]认为数字鸿沟主要来源于互联网接入机会的不平等和网络素养的匮乏。而互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的异质性影响体现在:一方面,相对贫困程度较高的农村家庭大多分布在自然资源稀缺、经济基础薄弱、交通条件不便的地区,信息通讯技术的落后和互联网基础设施的不完善导致数字不平等问题的出现;另一方面,深度贫困农户的家庭成员普遍受教育程度偏低、认知能力较弱,其互联网使用行为停留在基础社交、日常娱乐等低级层面,难以有效利用互联网实现自身发展能力的提升,进而加剧了该群体的数字劣势,形成相对贫困的恶性循环。根据上述分析,提出本文的第三个假设:

假设3:互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响具有异质性,相对贫困程度较高的农村家庭难以享受到互联网信息技术带来的红利。

三、数据来源与变量设定

(一)数据来源

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心开展的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,简称CFPS)。根据农村家庭相对贫困恢复力测算的需要,本文选取CFPS2012、2014、2016、2018共四期数据,最终构建CFPS2014、2016、2018三期家庭层面的混合面板数据,具体处理过程如下:首先,将CFPS各年份家庭经济问卷中的财务回答人作为户主,删除户主年龄小于20岁和大于80岁的样本,以此提取各年份个人自答问卷中户主的关键信息;其次,将各年份的户主个体层面数据与家庭层面数据进行匹配,并根据常住地筛选出农村样本;最后,按照各项指标无缺失值的标准进行筛选,剔除信息不全和明显错误的样本。经过上述处理,各年份的有效样本家庭数分别为5139、5571、5690户,时间跨度为5年。

(二)变量设定

1. 被解释变量

根据BC方法,家庭*i*在时期*t*的相对贫困恢复力被设定为如下形式的条件矩函数:

$$\hat{\rho}_{it} = P(W_{it} \geq \bar{W}_t | W_{i,t-1}, X_{it}) = \hat{F}_{W_{it}}(\bar{W}_t; \hat{W}_{it}, \hat{\sigma}_{it}^2) \quad (1)$$

其中, $\hat{\rho}_{it}$ 代表家庭*i*在时期*t*的相对贫困恢复力, W_{it} 代表家庭*i*在时期*t*的人均可支配收入的对数, \bar{W}_t 代表当期福利阈值。参照Chaudhuri等(2002)^[36]的研究,本文假设农村家庭的人均可支配收入服从对数正态分布,并使用广义线性模型(GLM)对该分布的条件期望与条件方差进行极大似然估计,步骤如下:

首先,构建一阶Markov过程模型,对*t*时期的福利指标 W_{it} 与其滞后一期福利的多项式函数 $g_M(W_{i,t-1}, \beta_M)$ 及一组反映家庭基本特征的变量 X_{it} 进行回归。Barrett等(2006)^{[3]260}的研究表明多重均衡贫困陷阱具有S形动态特征,因此本文将 $g_M(W_{i,t-1}, \beta_M)$ 设定为三阶。模型的具体形式为:

$$W_{it} = \sum_{\gamma=1}^3 \beta_{M\gamma} W_{i,t-1}^\gamma + \delta_M X_{it} + \mu_{Mit} \quad (2)$$

假设 $E(\mu_{Mit}) = 0$,可以得到家庭*i*在时期*t*人均可支配收入条件期望的预测值:

$$\hat{W}_{it} = \sum_{\gamma=1}^3 \hat{\beta}_{M\gamma} W_{i,t-1}^\gamma + \hat{\delta}_M X_{it} \quad (3)$$

接着,由式(2)、(3)得出一阶中心矩的残差($\hat{\mu}_{Mit}$)并估计以下二阶中心矩方程:

$$\hat{\mu}_{Mit}^2 = \sum_{\gamma=1}^3 \beta_{V\gamma} W_{i,t-1}^\gamma + \delta_V X_{it} + \mu_{Vit} \quad (4)$$

假设 $E(\mu_{Vit}) = 0$,进而得到家庭*i*在时期*t*人均可支配收入条件方差的预测值:

$$\hat{\sigma}_{it}^2 = \sum_{\gamma=1}^3 \hat{\beta}_{V\gamma} W_{i,t-1}^\gamma + \hat{\delta}_V X_{it} \quad (5)$$

最后,在家庭人均可支配收入服从对数正态分布的假设下,求解出家庭*i*在时期*t*的相对贫困恢复力:

$$\hat{\rho}_i = P(W_i \geq \bar{W}_i | W_{i,t-1}, X_i) = 1 - \Phi\left(\frac{\bar{W}_i - \hat{W}_i}{\hat{\sigma}_i}\right) \quad (6)$$

2. 核心解释变量

本文基于 CFPS 个人自答问卷中设置的有关互联网使用目的及频率的问题构建农村居民互联网活跃度指标。考虑到户主对整个家庭的代表性作用,本文选用户主的互联网活跃度衡量农村家庭互联网使用的活跃程度。具体计算方法如下:

$$IA_i = \sum_{j=1}^5 A_{ij} \times F_{ij} \quad (7)$$

其中, IA_i 代表农村家庭 i 的互联网活跃度; A_{ij} 为 0 或 1 变量,代表是否存在该互联网使用目的,根据问卷中的问题设置,个体使用互联网的目的具体包括学习、工作、社交、娱乐和进行商业活动五项内容,若存在该使用目的,取值为 1,否则取值为 0; F_{ij} 则代表个体利用互联网进行各项活动的频率,根据使用频率由低到高依次赋值为 0 至 6^①。

3. 机制变量

首先,参照周京奎等(2020)^{[26]161}的研究,本文基于家庭成员的职业性质与职业层次双重视角考察农村劳动力的职业分层情况。具体来说,分别以家庭劳动力中从事非农职业的比例和家庭劳动力平均 ISEI 职业声望得分^②来衡量农村家庭劳动力的职业性质和职业层次。其次,已有研究表明银行信贷和民间信贷是农村家庭外部融资最为重要的渠道(刘魏等,2021)^{[29]47},互联网使用通过缓解信贷约束提升农村家庭内生发展动力的作用机制也主要体现在上述两个方面。因此,本文利用家庭有无待偿银行贷款和有无待偿民间借款两项指标表征农村家庭所面临的银行信贷约束和民间信贷约束。最后,根据 Putnam(1993)^[37]提出的社会资本理论,社会资本通常来源于个体或社会组织间的互动并由社会网络、社会信任及社会规范三部分组成。鉴于数据的可得性,本文从社会网络强度和社会信任情况两个角度考察农村家庭的社会资本水平。具体地,本文以家庭过去 12 个月的人情礼支出(包括实物和现金)的对数作为反映农村家庭社会网络强度的代理变量;以户主对陌生人的信任度作为反映社会信任情况的代理变量。

4. 控制变量

本文主要从户主特征和家庭特征两个层面选取控制变量。在户主特征层面,农村家庭户主通常是整个家庭的财务决策者并主导着家庭的收入水平,因此会对家庭相对贫困恢复力产生一定影响。本文分别从年龄、婚姻状态和受教育水平三个角度刻画农村家庭户主的个体特征。具体来说,樊士德和江克忠(2016)^[38]的研究表明年轻或者年老户主家庭的贫困发生率更高;解雨巷等(2019)^[39]指出婚姻状态会对个体的贫困持续期产生显著影响;宁静等(2018)^[40]则认为户主的受教育程度决定了农户学习和应用科技知识的能力,户主的文化水平越高,家庭摆脱贫困的可能性越大。在家庭特征层面,农村家庭的人口结构、人力资本与物质资本水平以及家庭生计活动等基本情况决定着该家庭抵御风险及在逆境中恢复的能力。家庭特征包括四项指标:家庭劳动力占比、家庭成员健康状况、家庭资产负债比和家庭是否从事个体私营。已有研究表明,相较于以成年人为主的,同时拥有老年人和小孩的家庭在贫困恢复力上具有明显劣势(陈佳等,2016)^{[14]153};良好的人力资本与物质资本状况是家庭应对外界压力的重要因素(Marschke and Berkes,2006)^[41];而农村家庭实施多样化经营模式可以有效促进农户增收、降低贫困概率。此外,本文在后文的实证分析中加入农村家庭所在区县的虚拟变量,以部分地控制不可观测的区位特征信息对农村家庭相对贫困恢复力的影响。

①CFPS 问卷中包含 5 道询问互联网使用频率的问题,答案选项分别为 1“几乎每天”、2“一周 3 ~ 4 次”、3“一周 1 ~ 2 次”、4“一月 2 ~ 3 次”、5“一月 1 次”、6“几个月 1 次”、7“从不”,按照使用频率由高到低,将每个选项依次赋值为 6、5、4、3、2、1 和 0。

②ISEI 指数是国际通用的衡量职业社会经济地位的指标,大多数职业的 ISEI 得分处于 20 ~ 80 分之间,社会经济地位越高的职业的 ISEI 得分越高。

5. 变量的描述性统计

本文主要变量的含义及描述性统计如表 1 所示。需要说明的是,为消除价格因素的影响,本文将各年份家庭人均可支配收入和家庭人情礼支出总金额按照各年各省的农村居民消费价格指数全部折算为 2012 年的价格。

表 1 变量含义及描述性统计

变量名称	变量定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值	中位数
被解释变量							
家庭相对贫困恢复力	家庭人均可支配收入的对数高于当年相对贫困线的概率	16400	0.7965	0.1848	0.1345	1	0.8469
核心解释变量							
互联网活跃度	户主的互联网活跃度	16400	3.0594	6.4076	0	26	2
机制变量							
非农就业	家庭劳动力中从事非农职业的比例	16400	0.2948	0.3429	0	1	0.2000
职业声望	家庭劳动力平均 ISEI 职业声望得分	11248	26.3986	12.4895	17.2500	77.5000	23
银行借贷	家庭有待偿银行贷款,赋值为 1;否则为 0	16384	0.0822	0.2747	0	1	0
民间借贷	家庭有待偿民间借款,赋值为 1;否则为 0	16384	0.1627	0.3691	0	1	0
社会网络	包括实物和现金,过去 12 个月的家庭人情礼支出(元)的对数	16400	6.7426	2.7128	0	10.0645	7.6009
社会信任	户主对陌生人的信任度由低到高依次赋值为 0 至 10	16400	1.8385	2.1266	0	8	1
控制变量							
年龄	户主年龄(周岁)	16400	51.7415	13.5829	20	80	51
年龄平方项	户主年龄(周岁)的平方/100	16400	28.6166	14.0563	4	64	26.0100
婚姻状态	户主当前婚姻状态为在婚、同居,赋值为 1;否则为 0	16400	0.8671	0.3395	0	1	1
受教育水平	户主已完成的最高学历由低到高依次赋值为 0 至 6 ^①	16400	1.1921	1.0926	0	6	1
家庭劳动力占比	家庭 15~59 岁的人口数占家庭总人数的比重	16400	0.5900	0.3248	0	1	0.6667
家庭成员健康状况	家庭成员中至少有一人是不健康的,赋值为 1;否则为 0	16400	0.4162	0.4929	0	1	0
家庭资产负债比	家庭总负债/总资产	16400	0.1475	0.4108	0	2.3392	0
是否从事个体私营	过去 12 个月,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 0	16400	0.0740	0.2617	0	1	0

①文盲,半文盲=0,小学=1,初中=2,高中、中专、技校、职高=3,大专=4,大学本科=5,硕士=6。

四、实证结果与分析

(一) 互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响

1. 基准回归结果

本文采用面板双向固定效应模型进行互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的因果识别,模型设定如下:

$$resilience_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IA_{it} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, $resilience_{it}$ 代表家庭 i 在时期 t 的相对贫困恢复力水平, IA_{it} 代表互联网活跃度, X_{it} 代表户主特征、家庭特征等控制变量, λ_i 和 η_t 分别代表家庭固定效应和时间固定效应, ε_{it} 代表随机误差项。

表 2 展示了逐步回归结果。模型 1 除了核心解释变量“互联网活跃度”外,仅控制了农村家庭所在区县的虚拟变量、家庭固定效应和时间固定效应。结果表明,互联网活跃度显著地提高了农村家庭相对贫困恢复力水平。模型 2 进一步加入了户主特征层面的控制变量,结果显示互联网活跃度与农村家庭相对贫困恢复力的正向关系依然稳定。与此同时,户主年龄的系数显著为正,而年龄平方项的系数显著为负,表明户主年龄与农村家庭相对贫困恢复力具有显著的倒 U 型关系,即农村家庭的内生发展能力随户主年龄的增长呈现先上升、后下降的整体趋势,拐点出现在 46 岁左右。户主婚姻状态对农村家庭相对贫困恢复力的影响为正,但并不显著。而户主的受教育水平呈现出了显著的正向影响,表明户主文化水平的提升能够显著提高农村家庭抵御风险和摆脱困境的能力。模型 3 在模型 2 的基础上进一步控制了家庭特征层面的变量,主要结论并无显著变化。聚焦于家庭特征变量对农村家庭相对贫困恢复力的影响,劳动力占比越高、成员健康状况更佳的家庭具有更为丰富的人力资本,因此拥有更强的应对压力与冲击的能力。家庭资产负债比越高暗含家庭潜在的财务风险越大,从而当外界冲击来临时,难以筹集足够的物质资本帮助其度过困境,增加了陷入持续性相对贫困的可能。而家庭成员从事个体私营有效拓宽了农村家庭的收入来源渠道,在一定程度上缓解了家庭某项生产活动受到的负向干扰为其日常生计带来的致命影响。至此,假设 1 得以验证,即互联网使用能够提升农村家庭的相对贫困恢复力。

表 2 互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响

变量名称	模型 1	模型 2	模型 3
互联网活跃度	0.0048 *** (0.0003)	0.0040 *** (0.0003)	0.0037 *** (0.0003)
年龄		0.0073 *** (0.0010)	0.0055 *** (0.0010)
年龄平方项		-0.0079 *** (0.0010)	-0.0058 *** (0.0010)
婚姻状态		0.0099 (0.0063)	0.0226 *** (0.0060)
受教育水平		0.0196 *** (0.0021)	0.0195 *** (0.0020)
家庭劳动力占比			0.1500 *** (0.0074)
家庭成员健康状况			-0.0297 *** (0.0028)

表2(续)

变量名称	模型1	模型2	模型3
家庭资产负债比			-0.0390*** (0.0031)
是否从事个体私营			0.0572*** (0.0058)
常数项	0.7482*** (0.0059)	0.5446*** (0.0251)	0.4871*** (0.0243)
所在区县虚拟变量	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值个数	16400	16400	16400
拟合优度	0.1731	0.1878	0.2536

注:***表示在1%的统计水平显著;括号内为稳健标准误。

2. 进一步分析

互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的正向影响可能来源于以下两种途径:一方面,互联网使用可能直接促进了农村家庭收入水平的提高,进而助力其摆脱相对贫困状态;另一方面,互联网使用也可能通过降低农村家庭的收入波动使其日常生计得以在相对贫困线之上稳定运行。为深入探究互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响途径,本文分别对农村家庭人均可支配收入条件期望和条件方差的预测值与农村家庭的互联网活跃度进行逐步回归,相关结果见表3。回归结果表明,在采用递增的方式依次加入不同层级控制变量的过程中,互联网活跃度与农村家庭人均可支配收入条件期望的预测值之间始终具有显著的正相关关系,而同其条件方差的预测值之间始终呈现显著的负相关关系。这表明互联网使用能够显著提升农村家庭的收入水平并降低其收入波动,有效地提高了农村家庭应对风险冲击的能力,降低了其陷入相对贫困的概率。

表3 互联网使用对农村家庭人均可支配收入的条件期望与条件方差的影响

变量名称	条件期望			条件方差		
	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
互联网活跃度	0.0194*** (0.0007)	0.0168*** (0.0008)	0.0154*** (0.0008)	-0.0072*** (0.0006)	-0.0066*** (0.0007)	-0.0066*** (0.0007)
年龄		0.0163*** (0.0029)	0.0097*** (0.0027)		-0.0142*** (0.0024)	-0.0144*** (0.0024)
年龄平方项		-0.0165*** (0.0029)	-0.0090*** (0.0027)		0.0165*** (0.0025)	0.0168*** (0.0025)
婚姻状态		-0.0157 (0.0180)	0.0318* (0.0169)		-0.1669*** (0.0154)	-0.1629*** (0.0152)
受教育水平		0.0777*** (0.0061)	0.0765*** (0.0057)		-0.0117** (0.0052)	-0.0129** (0.0052)
家庭劳动力占比			0.5173*** (0.0207)			-0.0099 (0.0186)

表3(续)

变量名称	条件期望			条件方差		
	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
家庭成员健康状况			-0.1250*** (0.0078)			-0.0443*** (0.0071)
家庭资产负债比			-0.0983*** (0.0087)			0.1156*** (0.0078)
是否从事个体私营			0.2796*** (0.0163)			-0.0244* (0.0147)
常数项	8.8267*** (0.0170)	8.2983*** (0.0724)	8.1017*** (0.0682)	0.9243*** (0.0145)	1.3688*** (0.0617)	1.3737*** (0.0614)
所在区县虚拟变量	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值个数	16400	16400	16400	16400	16400	16400
拟合优度	0.4195	0.4312	0.5038	0.4970	0.5098	0.5232

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平显著；括号内为稳健标准误。

3. 内生性问题的处理

农村家庭的互联网使用与其相对贫困恢复力之间可能存在内生性问题,其来源主要有两个方面:首先是遗漏变量,尽管本文在基准模型中已经尽可能地控制了影响农村家庭相对贫困恢复力的各类特征变量,但农村家庭自愿做出的上网决定与其内生发展动力可能同时受到诸如思想偏好、价值观念等因素的影响,这些变量通常难以度量,导致内生性问题的出现;其次是反向因果,农村家庭的相对贫困恢复力一定程度上代表着该家庭所处的生活水平,因此可能反过来影响其互联网使用行为,进而产生内生性问题。鉴于此,本文采用工具变量法解决内生性问题(见表4)。参考尹志超和张栋浩(2020)^[42]的思路,本文以同一村庄其他家庭互联网活跃度的均值作为工具变量,记作“村庄均值IV”。一般来说,同一村庄内其他家庭的互联网使用行为可能通过宗族网络、熟人文化、“传帮带”效应等渠道对该家庭的互联网活跃度产生影响,而其他家庭的互联网使用并不直接影响该家庭的相对贫困恢复力,因此基本满足工具变量的相关性和外生性要求。在估计方法上,本文首先使用两阶段最小二乘法(2SLS)对模型进行两阶段估计,Kleibergen - Paap rk LM 值为 83.399, Kleibergen - Paap rk Wald F 值为 85.696,通过了不可识别检验和弱工具变量检验。2SLS 第一阶段的回归结果显示,同一村庄内其他家庭互联网活跃度的均值对该家庭互联网活跃度的影响在1%的统计水平上显著为正,本文所选工具变量的相关性得以验证。2SLS 第二阶段的回归结果显示,在纠正了可能存在的内生性偏误后,农村家庭的互联网活跃度对其相对贫困恢复力具有显著的正向影响。考虑到模型的内生变量“互联网活跃度”为离散变量,基于两阶段最小二乘法得出的估计结果可能并不满足一致性的基本要求(Roodman,2011)^[43],本文进一步利用条件混合过程估计法(CMP)纠正回归过程可能存在的内生偏差。其中,模型的 atanrho 值在1%的水平上显著为负,拒绝了农村家庭的互联网活跃度是外生变量的原假设,表明原模型存在内生性问题。进一步地,CMP 第一阶段的结果显示,同一村庄其他家庭互联网活跃度的均值对该家庭互联网活跃度的影响系数为 0.1495,且在1%的水平上显著,再次印证同一村庄其他家庭互联网活跃度的均值符合工具变量与内生变量显著相关的条件。相比于2SLS的第二阶段回归结果,在条件混合过程估计法下,农村家庭互联网活跃度对其相对贫困恢复力的正向作用有所提升且依旧显著,进一步证明了互联网使用可以有效提高农村家庭应对风险和在逆境中恢复的能力。

表4 互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力影响的内生性分析

变量名称	两阶段最小二乘法		条件混合过程估计法	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
村庄均值 IV	0.3010*** (0.0287)		0.1495*** (0.0248)	
互联网活跃度		0.0092*** (0.0026)		0.0196*** (0.0047)
控制变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	否	否
时间固定效应	是	是	是	是
一阶段 F 统计量	173.73	-	-	-
K - Paap rk LM	83.399	-	-	-
K - Paap rk Wald F	85.696	-	-	-
atanrho_12	-	-	-	-0.6322*** (0.1660)
观测值个数	14986	14986	14986	14986
拟合优度	0.3157	0.2161	-	-

注:***表示在1%的统计水平显著;括号内为稳健标准误。

4. 稳健性检验

(1) 考虑自选择偏误

农村家庭的互联网使用行为并非随机化的过程,而是与户主性别、受教育程度、家庭年龄结构、家庭资产状况等特征密切相关,这些因素在一定程度上决定了该家庭应对风险及在逆境中恢复的能力,因此直接对家庭相对贫困恢复力与互联网活跃度进行回归存在自选择偏误。为解决上述问题,本文保留2016年和2018年的样本数据,将户主在2016年未使用互联网而在2018年使用互联网的家庭定义为处理组,将户主两年均未使用互联网的家庭定义为对照组,最终形成两期平衡面板数据。运用倾向得分匹配法(PSM)为处理组中的样本构建一个除互联网使用行为外,在户主特征和家庭特征上尽可能相似的反事实框架,在此基础上利用双重差分法(DID)检验互联网使用行为与农村家庭相对贫困恢复力之间的因果效应。

为提高研究结果的稳健性,本文分别使用卡尺内K邻近匹配、半径匹配和核匹配三种方法纠正自选择偏差,表5展示了三种匹配方式下的估计结果。需要说明的是,本文在利用DID方法评估互联网使用行为对农村家庭相对贫困恢复力的平均处理效应前对样本匹配结果进行了平衡性检验,结果显示匹配后全部变量的标准化偏差均小于10%,大多数变量的t检验结果均在10%的水平上不显著,接受了处理组与控制组无系统性差异的原假设,通过了平衡性检验^①。表5结果显示,在不同的匹配方式下,农村家庭的互联网使用行为对其相对贫困恢复力的平均处理效应均在1%的水平上显著为正,表明在消除了自选择偏误后,互联网使用仍能有效提升农村家庭应对风险冲击的能力,基准回归结果具有稳健性。

^①受篇幅限制,本文未对平衡性检验结果进行具体汇报,如有兴趣可与作者联系。

表5 互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力影响的PSM-DID分析

匹配方法	卡尺内K邻近匹配	半径匹配	核匹配
DID	0.0461*** (0.0055)	0.0454*** (0.0055)	0.0457*** (0.0055)
户主特征变量	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是
所在区县虚拟变量	是	是	是
共同支撑样本	7259	7390	7411

注:卡尺内K邻近匹配的K取值为4,卡尺取值为0.05;半径匹配的半径取值为0.01;核匹配为二次核函数,带宽取值为0.06;***表示在1%的统计水平显著;括号内为稳健标准误。

(2) 替换福利阈值

目前,各国的相对贫困标准并不统一。其中,欧盟将相对贫困线设定为全部成员国居民收入中位数的60%,日本的相对贫困标准为中等收入家庭收入的50%,美国则是采用将绝对收入标准与家庭的实际情况相结合的动态相对贫困识别策略。国内学者就2020年以后中国相对贫困群体的标准问题也尚未达成共识。围绕农村相对收入贫困线的确定,学者们的讨论大多集中于农村居民人均可支配收入均值的40%以及中位数的40%、50%和60%(樊增增和邹薇,2021)^{[2]62}。本文的基准回归采用了在现有研究中应用最为普遍的相对贫困线设定标准,考虑到不同标准下相对贫困群体的识别具有动态性,本文参照李晗和陆迁(2021)^{[17]36}的做法,通过替换福利阈值进一步验证实证结果的可信度和稳健性。具体来说,分别将各年份农村家庭人均可支配收入均值的40%、中位数的50%和中位数的60%(取对数)作为福利阈值,计算不同标准下农村家庭的相对贫困恢复力水平并与互联网活跃度变量进行回归。表6的回归结果显示,在不同的福利阈值下,农村家庭的互联网活跃度与其相对贫困恢复力水平均呈现显著的正相关关系,所得结论与前文的实证结果保持一致。

表6 替换福利阈值的稳健性检验

变量名称	均值的40%	中位数的50%	中位数的60%
互联网活跃度	0.0061*** (0.0003)	0.0051*** (0.0003)	0.0062*** (0.0003)
控制变量	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值个数	16400	16400	16400
拟合优度	0.2193	0.2430	0.2357

注:***表示在1%的统计水平显著;括号内为稳健标准误。

(二) 影响机制分析

表7报告了机制检验结果,具体来说:前两列中互联网活跃度对农村家庭劳动力的非农就业比例和平均职业声望得分的回归系数均在1%的水平上显著为正,表明互联网使用行为切实推动了农村家庭劳动力由农业部门向非农部门的转移以及职业层次的提高,证明了互联网使用能够有效促进农村家庭劳动力的职业分层,进而提升农村家庭的相对贫困恢复力水平,与理论预期一致。第三、四列中农村家庭互联网活跃度对其银行借贷的回归系数显著为正,对其民间借贷的回归系数为正但不显著。该结果表明:一方面,互联网使用能够通过缓解农村家庭的正规信贷约束提升其应对风险的能力;另

一方面,互联网的信息传递效应使得农村家庭更加注重信贷安全性,因此并未显著提升其非正规信贷水平。第五列的结果表明互联网使用对农村家庭的社会网络拓展具有积极作用,印证了社会网络强度的提高确实是互联网使用提升农村家庭相对贫困恢复力的一条重要渠道。最后一列中互联网活跃度对农村家庭社会信任的回归系数为正,但并不显著。造成该结果的原因可能在于,农村居民能够通过互联网平台接触到更多有关信息安全、网络诈骗的新闻资讯,进而不利于其提升对陌生人的信任度。因此,互联网活跃度并不会通过社会信任对农村家庭相对贫困恢复力产生影响。综上所述,假设 2 得到了部分的证明,即互联网使用能够通过促进劳动力职业分层、缓解银行信贷约束和拓展家庭社会网络对农村家庭的相对贫困恢复力产生积极影响。

表 7 互联网使用影响农村家庭相对贫困恢复力的机制检验

变量名称	职业分层		信贷约束		社会资本	
	非农就业	职业声望	银行借贷	民间借贷	社会网络	社会信任
互联网活跃度	0.0024 *** (0.0006)	0.0969 *** (0.0317)	0.0023 *** (0.0007)	0.0008 (0.0009)	0.0245 *** (0.0051)	0.0079 (0.0049)
控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值个数	16400	11248	16384	16384	16400	16400
拟合优度	0.0484	0.0352	0.0442	0.0901	0.0653	0.0120

注:***表示在 1% 的统计水平显著;括号内为稳健标准误。

(三) 异质性分析

1. 对不同收入水平家庭的影响差异

本文以各年份样本家庭人均可支配收入中位数的 40% 作为相对贫困临界值,将各年份样本按照家庭人均可支配收入水平由低到高划分为 4 个子群。其中,子群 1 为距离相对贫困临界值较远的极端相对贫困组(收入处于临界值的 50% 以下);子群 2 为距离相对贫困临界值较近的边缘相对贫困组(收入处于临界值的 50% ~ 100% 之间);子群 3 为距离相对贫困临界值较近的边缘非相对贫困组(收入处于临界值的 100% ~ 150% 之间);子群 4 为距离相对贫困临界值较远的极端非相对贫困组(收入处于临界值的 150% 及以上)。本文分别对各组样本的相对贫困恢复力与互联网活跃度进行回归,以此考察互联网使用对不同收入水平农村家庭的异质性影响,分组回归结果见表 8。

总体上看,互联网活跃度对边缘相对贫困组、边缘非相对贫困组以及极端非相对贫困组家庭的相对贫困恢复力均有显著的提升作用,其中对边缘非相对贫困组的作用最大,边缘相对贫困组次之,极端非相对贫困组最小,而对极端相对贫困组家庭相对贫困恢复力的提升效应不显著^①。形成该结果的原因可能在于如下几个方面:首先,处于极端相对贫困状态的家庭受制于自身经济收入、文化水平、信息不对称等因素的影响,面临严重的“数字不平等”和“数字排斥”;其次,互联网使用显著地提升了相对贫困线附近农村家庭的内生发展动力,既强化了该群体抵御风险和从困境中恢复的能力,也降低了其脱贫后再次陷入相对贫困状态的概率;最后,互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响符合边际效用递减规律,随着非相对贫困家庭收入水平的提升,互联网使用对其应对风险能力的提升作用有所减弱。综上,证明了假设 3,即互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响具有异质性,相对贫困程度较高的农村家庭难以享受到互联网信息技术带来的红利。

^①本文使用费舍尔组合检验法进行核心解释变量的组间系数差异检验并报告经验 P 值,若拒绝原假设则表明互联网活跃度的估计系数在不同组别间存在显著差异,下同。

表8 互联网使用对不同收入水平农村家庭的影响差异

变量名称	极端相对贫困组	边缘相对贫困组	边缘非相对贫困组	极端非相对贫困组
互联网活跃度	0.0064 (0.0049)	0.0061 ** (0.0024)	0.0098 *** (0.0018)	0.0024 *** (0.0003)
控制变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值个数	1309	1783	1863	11445
拟合优度	0.2243	0.2471	0.2717	0.3029
经验P值	0.000	0.000	0.000	0.000

注：**、*** 分别表示在5%、1%的统计水平显著;括号内为稳健标准误。

2. 对不同户主特征家庭的影响差异

伴随城镇化进程的加快和人口老龄化的整体趋势,农村地区贫困女性化和贫困老龄化的现象日益凸显并成为我国实现共同富裕过程中面临的巨大阻碍。因此,本文依据户主性别将样本家庭划分为男性户主家庭和女性户主家庭,依据户主年龄将样本家庭划分为青年家庭、中年家庭及老年家庭,深入考察互联网使用对不同户主特征家庭的影响差异,表9展示了回归结果。结果发现,互联网活跃度对不同户主性别家庭的边际影响略有差异,但经验P值并不显著,不能拒绝互联网活跃度的估计系数在不同组别间不存在显著差异的原假设,表明男性户主家庭与女性户主家庭不存在显著的异质性。与此同时,相较于中、青年家庭,互联网活跃度对老年家庭相对贫困恢复力的提升作用更为明显,表明互联网使用有利于农村老年人摆脱长期以来在物质和思想上的束缚,获取更强的自我发展能力。

表9 互联网使用对不同户主特征农村家庭的影响差异

变量名称	户主性别		户主年龄		
	男性	女性	20~45岁	46~65岁	65岁以上
互联网活跃度	0.0038 *** (0.0004)	0.0040 *** (0.0005)	0.0044 *** (0.0004)	0.0037 *** (0.0004)	0.0061 ** (0.0024)
控制变量	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值个数	9240	7160	5157	8435	2808
拟合优度	0.2511	0.2423	0.3597	0.1877	0.1673
经验P值	0.390		0.040	0.060	0.000

注：**、*** 分别表示在5%、1%的统计水平显著;括号内为稳健标准误。

3. 对不同区域家庭的影响差异

中国经济发展的区域不平衡特征明显,本文依照国家统计局对全国经济发展区域的划分,进一步

考察东、中、西三个区域^①互联网使用与农村家庭相对贫困恢复力之间的关系,回归结果如表10所示。从分区域的估计结果看,互联网活跃度的系数估计值在各区域内均显著为正。其中,西部地区的系数估计值最大,东部地区的系数估计值最小,中部地区的系数估计值介于二者之间。东部地区经济发展较快、互联网产业发展始终处于全国领先的地位,无形中提高了互联网提升效应的门槛约束,而在资源禀赋稀缺、生态环境脆弱、经济欠发达的西部地区,互联网使用对农村居民自我发展能力提升的边际效应更为明显。

表10 互联网使用对不同区域农村家庭的影响差异

变量名称	东部地区	中部地区	西部地区
互联网活跃度	0.0024*** (0.0004)	0.0033*** (0.0004)	0.0049*** (0.0004)
控制变量	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值个数	5868	4785	5747
拟合优度	0.2273	0.2181	0.3223
经验P值	0.000	0.170	0.000

注:***表示在1%的统计水平显著;括号内为稳健标准误。

五、研究结论与启示

本文在中国互联网经济快速发展和减贫事业走向共同富裕的时代背景下,将恢复力的概念引入相对贫困问题的研究,系统测算了中国农村家庭的相对贫困恢复力水平,并深入探讨了互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响和作用机制。得到结论如下:(1)互联网使用能够显著提升农村家庭的收入水平并降低其收入波动,进而有效地提高了农村家庭应对风险冲击的能力,降低了其陷入相对贫困的概率。(2)互联网使用能够通过促进劳动力职业分层、缓解银行信贷约束和拓展家庭社会网络对农村家庭的相对贫困恢复力产生积极影响。(3)互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响具有异质性,相较于中、青年家庭和东、中部地区家庭,互联网使用对老年家庭和西部地区家庭相对贫困恢复力的提升作用更为明显,而相对贫困程度较高的农村家庭难以享受到互联网信息技术带来的红利。

党的十九届五中全会提出到2035年“人民生活更加美好,人的全面发展、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”,从而要提升农村家庭的相对贫困恢复力,预防并阻断持续性相对贫困关系到中国共同富裕远景目标的实现。根据本文的研究结论,2020年后针对农村居民的相对贫困治理工作应以切实提高该群体的内生发展动力为原则,并从以下三个方面寻求治理之策。第一,实现共同富裕客观要求缩小贫富差距、缓解相对贫困,其本质在于以人民为中心、促进人的全面发展。因此,新时期的常规化扶贫工作应围绕提升农村弱势群体的发展能力展开,通过完善农村市场

^①东部地区包括:辽宁、北京、上海、天津、江苏、浙江、福建、山东、河北、广东、海南。中部地区包括:黑龙江、吉林、河南、山西、湖北、湖南、安徽、江西。西部地区包括:重庆、四川、内蒙古、广西、西藏、陕西、贵州、云南、青海、宁夏、甘肃、新疆。

环境、优化农村教育事业、加强农村社会保障等途径助力该群体实现可持续发展。第二,将乡村振兴战略同数字乡村建设紧密结合,稳步推进农村地区互联网基础设施的建设和升级,加快实现农村地区宽带网络和第四代移动通信网络的全覆盖,积极推动数字农业和农村电子商务的发展,让互联网经济惠及更多农村居民。第三,持续关注并着力解决深度贫困家庭所面临的数字鸿沟问题。一方面,改善农村弱势家庭的电脑、宽带、智能手机等硬件设施条件,提高该群体互联网信息技术的可得性。另一方面,通过开展数字技能培训提升农村弱势群体的互联网使用能力和使用层次,最大程度上减少数字排斥现象的发生。

参考文献:

- [1] 姜安印,陈卫强.论相对贫困的成因、属性及治理之策[J].南京农业大学学报:社会科学版,2021,(3):127-139.
- [2] 樊增增,邹薇.从脱贫攻坚走向共同富裕:中国相对贫困的动态识别与贫困变化的量化分解[J].中国工业经济,2021,(10):59-77.
- [3] Barrett C B, Marenya P P, McPeak J, et al. Welfare Dynamics in Rural Kenya and Madagascar[J]. The Journal of Development Studies, 2006, 42(2): 248-277.
- [4] 马俊龙,宁光杰.互联网与中国农村劳动力非农就业[J].财经科学,2017,(7):50-63.
- [5] 潘明明,蔡书凯,周游.互联网使用促进农村妇女非农就业了吗——基于苏、皖、豫、鄂四省调研数据的实证研究[J].农业技术经济,2021,(8):133-144.
- [6] 刘亚军.互联网使能、金字塔底层创业促进内生包容性增长的双案例研究[J].管理学报,2018,(12):1761-1771.
- [7] 周广肃,梁琪.互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J].金融研究,2018,(1):84-101.
- [8] 唐红涛,陈薇.互联网使用与农户相对贫困:微观证据与影响机制[J].兰州财经大学学报,2020,(5):21-31.
- [9] 殷俊,刘一伟.互联网使用对农户贫困的影响及其机制分析[J].中南财经政法大学学报,2018,(2):146-156.
- [10] Cissé J D, Barrett C B. Estimating Development Resilience: A Conditional Moments - based Approach[J]. Journal of Development Economics, 2018, 135: 272-284.
- [11] Holling C S. Resilience and Stability of Ecological Systems[J]. Annual Review of Ecology and Systematics, 1973, 4(1): 1-23.
- [12] Obrist B, Pfeiffer C, Henley R. Multi - layered Social Resilience: A New Approach in Mitigation Research [J]. Progress in Development Studies, 2010, 10(4): 283-293.
- [13] Speranza C I, Wiesmann U, Rist S. An Indicator Framework for Assessing Livelihood Resilience in the Context of Social - ecological Dynamics[J]. Global Environmental Change, 2014, 28: 109-119.
- [14] 陈佳,杨新军,尹莎.农户贫困恢复力测度、影响效应及对策研究——基于农户家庭结构的视角[J].中国人口·资源与环境,2016,(1):150-157.
- [15] 李聪,高梦,李树苗,等.农户生计恢复力对多维贫困的影响——来自陕西易地扶贫搬迁地区的证据[J].中国人口·资源与环境,2021,(7):150-160.
- [16] Barrett C B, Constanas M A. Toward a Theory of Resilience for International Development Applications[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2014, 111(40): 14625-14630.
- [17] 李晗,陆迁.精准扶贫与贫困家庭复原力——基于 CHFS 微观数据的分析[J].中国农村观察,2021,(2):28-41.
- [18] Czernich N, Falck O, Kretschmer T, et al. Broadband Infrastructure and Economic Growth[J]. The Economic Journal, 2011, 121(552): 505-532.
- [19] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济, 2019,(8):5-23.

- [20] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,(10):65-76.
- [21] 韩先锋,宋文飞,李勃昕.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,2019,(7):119-136.
- [22] 谢沁怡.人力资本与社会资本:谁更能缓解贫困?[J].上海经济研究,2017,(5):51-60.
- [23] 冒佩华,徐骥.农地制度、土地经营权流转与农民收入增长[J].管理世界,2015,(5):63-74,88.
- [24] 孙伯驰,段志民.非农就业对农村家庭贫困脆弱性的影响[J].现代财经(天津财经大学学报),2019,(9):97-113.
- [25] 王庶,岳希明.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,2017,(4):106-119.
- [26] 周京奎,王文波,龚明远,等.农地流转、职业分层与减贫效应[J].经济研究,2020,(6):155-171.
- [27] 余泉生,周亚虹.信贷约束强度与农户福祉损失——基于中国农村金融调查截面数据的实证分析[J].中国农村经济,2014,(3):36-47.
- [28] 王韶,徐舒,杨汝岱.消费保险视角下农村扶贫政策的福利效应分析[J].中国工业经济,2021,(2):61-79.
- [29] 刘魏,张应良,王燕.数字普惠金融发展缓解了相对贫困吗?[J].经济管理,2021,(7):44-60.
- [30] 董晓林,吴以蛮,熊健.金融服务参与方式对农户多维相对贫困的影响[J].中国农村观察,2021,(6):47-64.
- [31] Grootaert C. Social Capital, Household Welfare and Poverty in Indonesia[R]. The World Bank Local Level Institutions Working Paper,1999,(6):1-76.
- [32] Islam M S, Alam K. Does Social Capital Reduce Poverty? A Cross-sectional Study of Rural Household in Bangladesh[J]. International Journal of Social Economics,2018,45(11):1515-1532.
- [33] 邱泽奇,张树沁,刘世定,等.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,2016,(10):93-115,203-204.
- [34] 尹志超,蒋佳伶,严雨.数字鸿沟影响家庭收入吗[J].财贸经济,2021,(9):66-82.
- [35] 董君,洪兴建.数字鸿沟的内涵、影响因素与测度[J].中国统计,2019,(12):71-73.
- [36] Chaudhuri S, Jalan J, Suryahadi A. Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia[Z]. New York: Columbia University, Department of Economics, Discussion Paper Series,2002.
- [37] Putnam R D. The Prosperous Community: Social Capital and Economic Growth[J]. American Prospect,1993,4(13):35-42.
- [38] 樊士德,江克忠.中国农村家庭劳动力流动的减贫效应研究——基于CFPS数据的微观证据[J].中国人口科学,2016,(5):26-34,126.
- [39] 解雨巷,解垚,曲一申.财政教育政策缓解了长期贫困吗?——基于贫困脆弱性视角的分析[J].上海财经大学学报,2019,(3):4-17.
- [40] 宁静,殷浩栋,汪三贵,等.易地扶贫搬迁减少了贫困脆弱性吗?——基于8省16县易地扶贫搬迁准实验研究的PSM-DID分析[J].中国人口·资源与环境,2018,(11):20-28.
- [41] Marschke M J, Berkes F. Exploring Strategies that Build Livelihood Resilience: A Case from Cambodia[J]. Ecology and Society,2006,11(1):709-723.
- [42] 尹志超,张栋浩.金融普惠、家庭贫困及脆弱性[J].经济学(季刊),2020,(5):153-172.
- [43] Roodman D. Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with CMP[J]. The Stata Journal,2011,11(2):159-206.

责任编辑、校对:聂莉芹

The Impact of Internet Use on the Relative Poverty Resilience of Rural Households: An Empirical Analysis Based on CFPS Data

ZHOU Yun – bo, YANG Jia – qi

(*School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China*)

Abstract: The key of achieving common prosperity is to enhance the endogenous development power of relatively poor groups. Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS) from 2012 to 2018, this paper measures the relative poverty resilience of rural households and empirically tests the impact of the Internet use on the relative poverty resilience and its mechanism. The results show that Internet use effectively improves the relative poverty resilience of rural households; Internet use has a positive impact on the relative poverty resilience of rural households by promoting the occupational stratification of labor, alleviating bank credit constraints and expanding family social networks; compared with young and middle – aged households and households in eastern and central regions, Internet use has a more obvious effect on the resilience of elderly households and households in western region, while rural households with high relative poverty are difficult to benefit from Internet information technology. The research conclusions have certain policy reference value for promoting rural common prosperity under the background of the rapid development of China’s Internet economy.

Key words: Internet Use; Rural Household; Relative Poverty Resilience; Common Prosperity