

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2023.04.001

普及互联网使用有助于缩小农村内部收入差距吗？

——来自 CLDS 村级数据的经验证据

于乐荣,张亮华,廖阳欣

(中国农业大学 人文与发展学院,北京 100193)

摘要:由于互联网具有普惠性和亲贫性,个体使用互联网对其收入增长的促进作用在群体上表现为互联网使用普及的平均收入增长效应和收入差距缩小效应。采用“中国劳动力动态调查”(CLDS)2014年、2016年、2018年三期的数据,分析互联网使用普及对农村社区(村庄)平均家庭收入和家庭收入差距的影响,结果显示:村庄内使用互联网家庭的占比提高不仅能显著提升平均家庭收入水平,而且会显著降低家庭收入基尼系数,验证了互联网的普惠性和亲贫性;当普及程度小于0.4时互联网使用对家庭收入差距的影响不显著(具有随着互联网使用率提高由正转负的趋势),当普及程度大于0.4后互联网使用对家庭收入差距具有显著的负向影响;互联网使用普及可以通过促进服务业发展、提升劳动力技能等群体改善效应缩小农村内部收入差距。因此,应当加快网络基础设施建设,推进互联网使用在农村地区的普及,着重提高弱势群体对互联网使用的可及性,推动互联网与农村应用场景的深度耦合,充分发挥互联网的普惠性和亲贫性功效,有效促进农村居民的收入水平提升和收入差距缩小。

关键词:互联网使用;增收效应;农村内部收入差距;广义倾向得分匹配;共同富裕

中图分类号:F323.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2023)04-0001-16

引用格式:于乐荣,张亮华,廖阳欣.普及互联网使用有助于缩小农村内部收入差距吗?——来自 CLDS 村级数据的经验证据[J].西部论坛,2023,33(4):1-16.

YU Le-rong, ZHANG Liang-hua, LIAO Yang-xin. Does universal internet usage help narrow the intra-rural income gap?: evidence from the CLDS village-level data[J]. West Forum, 2023, 33(4):1-16.

* 收稿日期:2023-04-07;修回日期:2023-06-22

基金项目:国家社会科学基金一般项目(21BGL212);北京市社会科学基金重大项目(20LLGLA013)

作者简介:于乐荣(1978),女,教授,博士,博士生导师,主要从事减贫与发展、公共政策研究;E-mail:yulerong@cau.edu.cn。张亮华,区域经济学硕士研究生。廖阳欣,公共管理学硕士研究生。

一、引言

我国城乡二元经济结构带来的城乡收入差距问题一直存在并受到广泛关注,总体来看,随着绝对贫困的消除、乡村振兴战略的实施以及各类惠农政策的推广,城乡收入差距呈现不断缩小的趋势。然而,有研究发现,改革开放后,城镇内部和农村内部的收入差距在经济转型过程中持续扩大,其中农村的基尼系数大于城市的基尼系数(罗楚亮,2020)^[1],且农村内部收入差距整体上还没有出现趋势性缩小(谢玲红等,2022)^[2]。因此,在不断推进全体人民共同富裕过程中,应着力解决好农村内部收入差距问题。而从已有文献来看,专门针对农村内部收入差距的研究还比较匮乏,相关经验分析更是少见,仅有少量文献实证检验了金融发展(张敬石等,2011;苏静等,2012;李顺毅,2013)、政策及政府干预(张建等,2017;陈思等,2022)、城镇化和经济增长(陈跃等,2017)、教育及技术进步(张东辉等,2007;曲直等,2014;邱玲玲等,2017)、要素流动及市场化改革(姚洪心等,2009;徐志刚等,2017)、农户生计多样化及兼业(王晶等,2021;牛文浩等,2022)、三产融合(郭皓等,2023)、数字普惠金融和社会网络(张博等,2023)等对农村内部收入差距的影响^[3-17]。可见,在扎实推进共同富裕的现阶段,应更加重视并处理好农村居民内部收入差距问题,这就需要进一步全面细致深入地探究农村内部收入差距的各种影响因素及其影响机制。

随着农村地区互联网普及率的提高,互联网的应用成为推动乡村振兴的新动能。作为数字经济重要的基础设施和运行载体,互联网的应用与普及促使生产力和生产关系发生巨大变革,并对居民收入和收入差距产生重要影响。互联网使用通过促进居民就业创业等产生的增收效应得到普遍认同,而数字鸿沟的存在使得互联网使用对收入差距的影响具有不确定性。由于数字技术应用门槛的存在,数字素养和技能偏低的劳动者可能受到排斥而不能或较少享有数字红利,从而陷入多维相对贫困(Acemoglu et al,2018)^[18],而且这一数字鸿沟可能转化为家庭教育投资和代际发展的不平等(杨钊等,2017)^[19]。比如,数字能力较强的劳动者会更更多地使用互联网并更好地从互联网使用中获取利益,包括带来更多的收入增长。从相关文献对互联网影响城乡收入差距的实证分析结果来看,互联网的使用和普及扩大了城乡收入差距(贺娅萍等,2019;徐圣翔等,2023)^[20-21],或者呈现先扩大后缩小的倒“U”型趋势(程名望等,2019;罗超平等,2021)^[22-23]。那么,互联网的使用和普及对农村内部收入差距又产生了怎样的影响?目前还缺乏经验证据。

鉴于上述,本文在已有研究的基础上,聚焦于互联网使用对农村内部收入差距的影响,并采用“中国劳动力动态调查”(China Labor-force Dynamics Survey, CLDS)2014、2016和2018年三期的调查数据,基于村级层面从群体角度实证检验互联网使用的普及对村庄内部家庭收入差距的影响。与已有文献相比,本研究的边际贡献主要在于:第一,从群体角度研究互联网使用的家庭收入效应,拓展和深化了互联网发展的经济效应和家庭收入差距的影响因素研究;第二,已有相关研究大多采用农民个体调查数据和宏观统计数据进行分析,本文以农村社区(村庄)为研究单位,从中观层面的群体视角探究家庭(农户)互联网使用率提高对村庄内部家庭收入差距的影响,丰富了互联网发展影响农村收入增长和收入分配的经验证据;第三,采用广义倾向得分匹配模型(GPSM)分析了互联网使用发挥收入差距缩小作用的普及程度门槛,有助于深入认识数字经济发展影响收入差距的作用机制;第四,提出并验证了互联网使用普及通过群体改善效应影响农村内部收入差距的作用机制,为后续研究提供了新的思路和方法。

二、理论分析与研究假说

基于数字技术应用的数字经济发展会同时产生“数字红利”和“数字鸿沟”两种效果(华中昱等,

2022)^[24]。一方面,数字经济的普惠性和共享性特质为经济系统中所有经济主体获取和享有“数字红利”提供了可能;另一方面,数字素养、数字技能以及数据技术和设施可及性的显著不同又导致不同经济主体获取和享有的“数字红利”差异巨大,从而形成“数字鸿沟”。作为数字经济发展重要的技术和设施支撑,互联网具有促进信息流通、降低交易成本等积极功效,所有经济主体都能从其发展中获益;同时,受互联网技术学习应用能力及接纳使用意愿的影响,不同主体在互联网发展中的获益能力和水平也具有明显差异。因此,单从互联网使用的增收效应来看,个体使用互联网会促进其收入增长,从而也会一定程度促进其所在群体的平均收入增长;而从互联网使用对收入差距的影响来看,无法从互联网使用的个体增收效应中得出明确的结论,需要基于群体的互联网使用情况进行分析。所以,本文主要探讨农村社区的互联网使用普及程度(使用互联网的个体在群体中的占比)对其收入差距的影响。

1. 互联网使用普及的群体增收效应

在国内外相关文献中,互联网使用的增收效应已得到大部分经验分析的证实。具体到互联网使用对农民的增收效应,主要表现在以下几个方面:第一,促进农民(农户)的生产经营成本降低、决策优化和效率提升,提高农业生产经营收入。使用互联网有利于打破信息流通的壁垒、提高信息流通效率(陈一鸣,2021)^[25],可以有效降低农户的信息搜寻成本,也有助于农户作出最优市场决策(Aker,2011)^[26],并提高要素配置效率和农业生产效率(Nakasone et al,2014;陈昕等,2023)^[27-28]。第二,促进农民的非农就业和创业,提高非农收入水平。使用互联网能够减少农民工找工作的成本和待业时间(Fountain,2005)^[29],并拓宽就业渠道、提高就业成功概率(何勤英等,2022)^[30];同时,互联网基础条件的完善还可以激发农民的创业意愿、提升农民的创业绩效(周洋等,2017)^[31]。第三,催化农村新业态、新理念、新模式的诞生,进而促进农村财富积累和农民收入增长。比如,以农村电商为代表的新兴业态发展,能够显著促进农户的农业收入增长(曾亿武等,2018)^[32]。

总体而言,农村群体中的个体使用互联网会产生个体增收效应,而群体中互联网使用的普及则会产生群体增收效应,即群体的平均收入水平会随着互联网使用的普及而提高。这是因为,个体收入的增加会带动群体平均收入的增加,而且互联网使用的普及促进了更多个体的收入增长,从而可以进一步提高平均收入水平。

2. 互联网使用普及对群体内部收入差距的影响

关于互联网使用对收入差距的影响,现有文献主要针对城乡收入差距,而对农村内部收入差距的关注较少。一方面,互联网使用具有普惠性(Inclusiveness),农民(农户)个体使用互联网会促进其自身的收入增长。另一方面,互联网使用也具有排斥性(Digital Exclusion),不使用或较少使用互联网的个体从互联网发展中的获益较少。对于农村居民来讲,使用互联网所需的知识和技术门槛会在一定程度排斥部分居民,部分居民也可能因互联网所带来的孤立感和心理分隔而对互联网产生排斥心理(Pavez I et al,2017)^[33],这种双向排斥使得互联网使用难以从一开始就覆盖群体内的所有个体(尤其是农村低收入个体)。当一个农村社区中使用互联网的个体很少时,由于较早使用互联网的个体往往也是收入较高的个体,此时互联网使用的个体增收效应可能导致群体内部的收入差距扩大;随着使用互联网个体的增加,越来越多的个体通过使用互联网实现了收入增长,这会有效抑制此前少数个体使用互联网导致的收入差距扩大,而互联网使用在群体中的进一步普及则可能产生促进收入差距缩小的作用。

然而,互联网使用的普及并非缩小收入差距的充分条件,互联网的亲贫性(Pro-poverty)才是互联网

使用缩小收入差距的根本。互联网使用普及影响群体收入差距的方向取决于不同个体使用互联网的获益比较,若互联网使用对较低收入者具有更强的增收效应,则是互联网使用的普及有助于收入差距的缩小,相反,若互联网使用对较高收入者具有更强的增收效应,则是互联网使用的普及将扩大收入差距。从理论上讲,互联网的亲贫性决定了互联网使用的普及有助于群体内收入差距的缩小。第一,互联网的边际使用成本较低,有助于低收入者以普惠性的低成本方式从中获益,这在地理位置偏远、信息流通不畅、交通基础设施薄弱、市场化程度不高的农村地区更为明显(胡伦等,2019)^[34]。第二,互联网具有开放性,有助于缓解低收入群体原有的信息约束(Gupta et al,2022)^[35],从而增加其就业信息获取能力,并以低成本或者免费的方式提高其技术水平以及就业能力和就业质量。第三,互联网拓展社会关系网络的作用对低收入者更为明显,更大幅度的社会资本增加则会为低收入者带来更显著的收入增长(饶育蕾等,2022)^[36]。可见,互联网使用的普及不仅仅是“数字鸿沟”缩小的表现,而且可以有效弱化低收入者在收入增长方面原有的相对劣势,为低收入者带来比高收入者更快的收入增长,从而有助于缩小收入差距。

需要强调的是,互联网使用普及对群体内部收入差距的缩小作用,不仅仅来自互联网使用的个体增收效应存在显著差异(对低收入者的增收效应更显著),而且还源自“普及”产生的群体改善效应,即互联网使用的普及会改善群体特征及其发展环境,进而对群体内部的收入差距产生影响。随着互联网的发展,互联网使用在农村地区的普及不仅改善了农村的劳动力市场,还促进了农村新业态的形成和发展,尤其是一些准入门槛较低的新兴行业和岗位为低收入者的收入增长提供了全新的和多样化的选择,有利于形成农民共同增收的乡村发展局面(武汉大学国家发展战略智库课题组,2022)^[37]。农村产业发展是农民收入增长的重要源泉,互联网使用的普及会推动农村产业结构服务化转型(曾世宏等,2019)^[38],生产和生活性服务业的扩大则有助于农民更多地从事非农就业或创业,并有效增强互联网使用对低技术劳动力的增收效应(马述忠等,2022)^[39]。同时,劳动者自身技能的提升是其收入增长的决定性因素,尤其是低收入者的劳动技能提升是其实现就业转换和收入增长的重要路径(潘丹,2014)^[40]。互联网使用的普及拓展了农村劳动者的技能学习渠道,并大大降低了技能学习成本,从而提升农村劳动者的整体人力资本水平,并对低收入劳动者具有更显著的技能提升作用。此外,农村劳动者整体技能水平的提高还可以改善农村发展环境,促进本地产业发展,从而带动低收入者的收入增长。因此,互联网使用的普及可以通过促进农村服务业发展、提高农村劳动力技能等群体改善效应来进一步促进农村内部收入差距的缩小。

3. 研究假说的提出

根据上述理论分析,互联网使用在农村地区的普及,不仅能够显著促进农村平均收入的提高,而且有助于缩小农村内部收入差距;在互联网使用普及程度很低时互联网使用可能会扩大农村内部收入差距,互联网使用普及对农村内部收入差距的缩小作用需要在达到一定普及程度后才能显现;互联网使用普及可以通过促进农村服务业发展、提高农村劳动力技能等群体改善效应来促进农村内部收入差距的缩小。下文将进一步对此进行实证检验。不同于已有相关文献的经验分析大多采用宏观统计数据或农民个体层面数据,本文采用村庄层面的数据来进行分析,好处在于:村庄是我国农村社会的基本空间单元,村庄内的个体之间更具共性,这有助于在控制共同特征的影响,也能够更好地反映农村的实际情况;乡村“熟人社会”的特点决定了村庄内部的收入差距能够以“可视化”方式为农民所感知,缩小村庄内部收入差距有助于农村居民对推进共同富裕的主观感知。同时,考虑到家庭收入水平比个人收入水平更

能决定居民的消费和福利水平以及主观幸福感,不同于现有文献在分析农村内部收入差距时大多以农民为个体单元,本文以农户(家庭)为个体单元,用村庄内的家庭收入分配状况来刻画农村内部收入差距,相应的,用村庄内的家庭互联网使用情况来刻画农村互联网使用普及程度。据此,提出以下待检验的研究假说:

H1:互联网使用普及(村庄内使用互联网的家庭占比提高)会促进村庄的平均家庭收入增长。

H2:互联网使用普及有助于缩小村庄内的家庭收入差距。

H3:互联网使用普及达到一定程度后才能显著缩小村庄内的家庭收入差距。

H4:互联网使用普及会促进村庄的服务业发展和劳动力技能提升,服务业发展和劳动力技能提升对低收入家庭收入增长的促进作用比高收入家庭更强,从而有助于家庭收入差距缩小。

三、实证分析设计

1. 样本与数据来源

本文实证分析所用数据来自中山大学社会科学调查中心于2014年、2016年和2018年开展的“中国劳动力动态调查”(China Labor-force Dynamics Survey, CLDS)。该调查运用多阶段、多层次、与劳动力规模成比例的概率抽样方法,在国内率先采用轮换样本追踪方式开展问卷调查,通过两年一次的追踪调查建立反映劳动力动态的综合性数据库,包含劳动力个体、家庭和社区三个层面的追踪和横截面数据。CLDS调查的内容包括人力资本特征、家庭收入结构和村庄经济社会情况等,这为本文从村庄层面上考察互联网使用普及对农村内部收入差距的影响提供了基础数据。

对比以往混合截面数据处理方式,本文的研究有以下两个特点:第一,根据CLDS数据库中的个体、家庭和村庄编码,将个人、家庭数据与村庄数据相匹配,通过加总或平均等处理方式获得村庄(社区)层面较为完整的数据集;第二,根据城市识别码和村庄编码,将地级市数据与行政村数据相匹配,构造适合工具变量法的数据样本。在剔除缺失值后,获得涵盖全国29个省区市(不包括海南、西藏和港澳台地区)178个地级市的1166个社区样本;根据社区问卷,将社区委员会为“村民委员会”的社区划归农村样本,社区委员会为“居民委员会”的社区划归城市样本,最终得到692个农村社区样本(2014年、2016年、2018年分别为225、235、232个),为便于表述下文将农村社区样本称为“村庄”。

2. 模型设定

(1) 基准模型

为检验村庄的互联网使用普及情况对该村庄农户平均家庭收入的影响,设定基准模型(1):

$$\ln income_i = \alpha_0 + \alpha_1 internet_i + \sum_{i=1} \alpha_i X_i + \delta_p + \Lambda_t + \varepsilon_{ip} \quad (1)$$

其中,被解释变量($\ln income_i$)“平均家庭收入”为村庄*i*被调查家庭的平均总收入,核心解释变量($internet_i$)“互联网使用率”为村庄*i*中使用互联网的样本家庭数占被调查家庭总数的比例, X_i 为一系列控制变量(具体指标和测算方法见表1), δ_p 为地区固定效应, Λ_t 为时间(年份)固定效应, ε_{ip} 为随机扰动项。

为检验互联网使用普及程度对农村家庭收入差距的影响,构建基准模型(2):

$$gini_i = \alpha_0 + \alpha_1 internet_i + \sum_{i=1} \alpha_i X_i + \delta_p + \Lambda_t + \varepsilon_{ip} \quad (2)$$

其中,被解释变量($gini_i$)“家庭收入差距”为村庄*i*被调查家庭年收入的基尼系数,其余变量含义同式(1)。

(2) 广义 PSM 分析

由于核心解释变量“互联网使用率”是基于被调查家庭进行计算的,取值存在一定比例的 0 值和近似 0 值,可能产生样本选择性偏差问题,即真实的互联网使用率可能大于 0。对此,采用广义倾向得分匹配模型(Generalized Propensity Score Matching, GPSM)来进行“反事实”分析。GPSM 方法假设在控制协变量 X 的条件下,“互联网使用率”的取值与“家庭收入差距”相互独立,不仅能够较好地解决可能存在的估计偏误问题,而且可以在每一个处理水平上评估互联网使用对家庭收入差距的影响,从而揭示在不同的互联网使用普及程度下互联网使用影响农村家庭收入差距的变化趋势。

广义 PSM 分析包含三个步骤。第一步,根据协变量 X 估算出处理强度的广义倾向得分 R ,并得到处理变量条件概率密度 $r:r(t,x)=f_{T|X}(t|x),R=r(T|X)$ 。

第二步,由于 GPSM 匹配的效果取决于满足平衡条件的程度^①,同时样本中存在 0 值(不满足正态分布假定),本文采用 Fractional Logit 模型修正密度函数,运用极大似然法进行估计^②,进而构建被解释变量 Y 的条件期望模型如式(3)所示:

$$E(Y_i|T_i, \hat{R}_i) = \gamma_0 + \gamma_1 T_i + \gamma_2 T_i^2 + \gamma_3 T_i^3 + \gamma_4 \hat{R}_i + \gamma_5 \hat{R}_i^2 + \gamma_6 \hat{R}_i^3 + \gamma_7 T_i \hat{R}_i \quad (3)$$

第三步,将平均处理强度 T 替换为处理变量 t ,将倾向得分值 R 替换为得分值估计函数 $r(t,X)$,可以得到反应函数 μ_i 和处理效应如式(4)(5)所示(其中 N 为样本观测值):

$$\mu(t) = \frac{1}{N} \{ \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 t + \hat{\gamma}_2 t^2 + \hat{\gamma}_3 t^3 + \hat{\gamma}_4 \hat{r}(t, X_i) + \hat{\gamma}_5 \hat{r}(t, X_i)^2 + \hat{\gamma}_6 \hat{r}(t, X_i)^3 + \hat{\gamma}_7 t \cdot \hat{r}(t, X_i) \} \quad (4)$$

$$TE(t) = \mu(t) - \mu(0), t = 0.01, 0.02, \dots, 0.99, 1 \quad (5)$$

(3) 群体改善效应缩小收入差距的机制检验

为检验假说 H4,首先分析互联网使用普及对机制变量(村庄的服务业发展水平和劳动力技能水平)的影响,构建计量模型如式(6)所示:

$$Mechanism_i = \alpha_0 + \alpha_1 internet_i + \sum_{i=1} \alpha_i X_i + \delta_p + \Lambda_i + \varepsilon_{ip} \quad (6)$$

其中, $Mechanism_i$ 为机制变量,有两个:一是“服务业发展”,采用村庄的 14~65 岁劳动力中从事服务业人员比重来衡量(数据来自村级问卷);二是“劳动力技能”,采用获得资格证书的家庭数占被调查家庭总数的比重来衡量(数据来自个人问卷)。

然后,分别分析机制变量对村庄内中低收入家庭平均收入水平和中高收入家庭平均收入水平的影响,从而检验其对家庭收入差距的影响。构建计量模型如式(7)所示:

$$income_i = \alpha_0 + \alpha_1 Mechanism_i + \sum_{i=1} \alpha_i X_i + \delta_p + \Lambda_i + \varepsilon_{ip} \quad (7)$$

其中,被解释变量($income_i$)有两个:一是“中低收入家庭平均收入”,参照周应恒和杨宗之(2021)的做法^[41],采用村庄中所有家庭收入的 25 分位点对应的收入水平来衡量;二是“中高收入家庭平均收入”,采用村庄中所有家庭收入的 75 分位点对应的收入水平来衡量。

① 平衡条件即在控制 $r(T,X)$ 一致时事件 $\{T=t\}$ 与协变量 X 独立,满足平衡条件可以保证倾向得分值 R 一致时处理强度与潜在结果独立,以此克服样本选择性偏误。

② $E(T_i|X_i) = F(X_i\beta) \equiv \frac{\exp(X_i\beta)}{1+\exp(X_i\beta)}, \hat{R}_i = [F(X_i\beta)]^{T_i} \cdot [1-F(X_i\beta)]^{1-T_i}$, 其中, T_i 表示有偏的处理强度。

3. 变量选择

(1)被解释变量“平均家庭收入”和“家庭收入差距”。“平均家庭收入”为样本村庄被调查家庭总收入的平均值,家庭总收入通过各项收入明细加总,2013年、2015年、2017年^①农村样本家庭的平均总收入分别为38 658元、41 348元、48 534元。为避免极端值影响,对家庭总收入进行上下1%的缩尾处理后再取自然对数值。“家庭收入差距”采用样本村庄被调查家庭收入的基尼系数来衡量,基尼系数越大则村庄的内部收入差距越大。一般认为0.4是衡量收入差距的“警戒线”,若基尼系数低于0.2则表明村庄内部的收入分配高度均匀。在全部城市和农村样本中,基尼系数高于0.4的占52.41%;其中,基尼系数高于0.4的村庄占农村样本总数的61.99%(429个村庄),而在城市样本中这一比例为43.88%,可见农村的内部收入差距问题相较于城市更为突出。

(2)核心解释变量“互联网使用率”。本文不单纯计算移动智能设备的覆盖率,而是以家庭是否使用手机、电脑等设备浏览和使用互联网作为家庭是否使用互联网的依据,通过计算村庄内使用互联网的样本家庭户数占被调查户数的比例,得到样本村庄的家庭互联网使用率,以此来反映农村的互联网使用普及程度。2013年、2015年、2017年城市样本的平均“互联网使用率”为66.94%、72.37%、82.45%,而农村样本的平均“互联网使用率”为30.02%、51.11%、60.14%,表明农村的互联网发展相对滞后但增速较快。

(3)控制变量。考虑到村级层面研究的特殊性,借鉴陈飞和刘宣宣(2021)的研究^[42],从人力资本特征、生产生活特征和地理特征3个维度选取控制变量(详见表1),同时控制地区和年份固定效应。因被解释变量(基尼系数)在0~1之间变化,数值较小,借鉴李琴等(2019)的做法^[43],对部分数值差异较大的变量进行对数化处理,其中存在较多零值或近似零值的变量(村组统一经营收入、距离县城的距离等)采取加1后取自然对数的方式进行处理。

主要变量的计算方法及描述性统计结果见表1。

表1 主要变量的描述性统计结果(692个农村社区样本)

变量	变量名	测度方法	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	平均家庭收入	村庄样本家庭的平均总收入(元,取自然对数)	10.507	0.540	8.962	12.387
	家庭收入差距	村庄样本家庭收入的基尼系数	0.461	0.091	0.186	0.786
核心解释变量	互联网使用率	使用互联网的样本家庭占被调查家庭的比例	0.473	0.263	0.000	1.000
人力资本特征	受教育水平	被调查者受教育年限的平均值(取自然对数)	1.962	0.217	1.281	2.752
	健康水平	被调查者自评健康水平的平均值(非常不健康=0,比较不健康=1,一般=2,健康=3,非常健康=4)	2.541	0.388	1.476	3.829
	干部水平	书记/主任的最高受教育年限(加1取自然对数)	2.435	0.266	0.000	2.944
	村主任年龄	村委会主任年龄(取自然对数)	3.874	0.177	3.091	4.248
	外出人口	村庄外出人口人数/实际居住总人数	0.171	0.250	0.000	2.019
	家庭人口规模	村庄实际居住总人数/总户数	3.886	1.639	1.801	8.321

^① CLDS数据库的实际调查年份是数据库形成的前一年,即2013年、2015年、2017年。

续表 1

变量	变量名	测度方法	均值	标准差	最小值	最大值
生产生活特征	医保参保率	村庄被调查者的医保参保率	0.886	0.112	0.286	1.000
	居民熟悉度	被调查者对身边的人熟悉度均值(非常不熟悉=0,比较不熟悉=1,一般=2,熟悉=3,非常熟悉=4)	3.021	0.329	1.571	3.891
	银行机构	村内是否设有银行机构的虚拟变量(有=1,无=0)	0.169	0.375	0	1
	低保户比例	村庄的低保户占比	0.098	0.101	0.000	0.588
	技术培训	村庄是否组织生产技术培训(是=1,否=0)	0.632	0.483	0	1
	统一经营收入	村组统一经营的年收入(万元,加1取自然对数)	0.655	1.462	0.000	7.824
	合作社覆盖率	村庄中加入合作社的农户比例(%)	0.081	0.234	0.000	1.000
地理特征	自然灾害	去年是否发生自然灾害(是=1,否=0)	0.354	0.479	0	1
	到县城距离	距离县城的距离(千米,加1取自然对数)	2.897	0.978	0.010	5.701
	地形条件	虚拟变量,平原=1,丘陵=2,山区=3	1.975	0.851	1	3
机制变量	服务业发展	村庄14~65岁劳动力中从事服务业的人员比重	0.106	0.163	0	0.900
	劳动力技能	获得资格证书的样本家庭数占被调查家庭数的比重	0.087	0.115	0	0.737

四、实证结果分析

1. 基准模型分析

采用692个农村社区样本,运用基准模型(1)(2)的回归结果见表2。“互联网使用率”对“平均家庭收入”的估计系数在1%的水平上为显著正,而对“家庭收入差距”的估计系数在1%的水平上为显著负。上述结果表明,村庄互联网使用普及程度的提高不仅具有普惠性的群体增收效应(促进了村庄的平均家庭收入水平提高),而且有助于缩小群体内部的收入差距(降低村庄的家庭收入基尼系数)。由此,假设H1和H2得到验证。

表2 基准模型回归结果

变 量	平均家庭收入				家庭收入差距					
互联网使用率	1.004*** (0.073)	0.648*** (0.073)	0.541*** (0.070)	0.546*** (0.070)	0.564*** (0.083)	-0.102*** (0.013)	-0.092*** (0.015)	-0.087*** (0.016)	-0.093*** (0.016)	-0.141*** (0.018)
受教育水平		0.605*** (0.095)	0.419*** (0.100)	0.403*** (0.101)	0.348*** (0.101)		-0.012 (0.019)	-0.009 (0.020)	-0.005 (0.021)	0.005 (0.021)
健康水平		0.314*** (0.044)	0.243*** (0.045)	0.238*** (0.045)	0.200*** (0.046)		-0.012 (0.009)	-0.013 (0.009)	-0.011 (0.009)	-0.005 (0.009)
干部水平		0.201*** (0.064)	0.173*** (0.064)	0.178*** (0.067)	0.165** (0.066)		0.007 (0.012)	0.005 (0.012)	0.001 (0.013)	-0.018 (0.013)
村主任年龄		-0.036 (0.096)	-0.034 (0.092)	-0.034 (0.092)	-0.050 (0.091)		-0.027 (0.019)	-0.030 (0.019)	-0.031* (0.019)	-0.035* (0.019)
外出人口		-0.084 (0.075)	-0.034 (0.067)	-0.028 (0.069)	0.007 (0.069)		0.031** (0.014)	0.033** (0.014)	0.033** (0.014)	0.036*** (0.013)

续表 2

变 量	平均家庭收入					家庭收入差距				
家庭人口规模	-0.003 (0.009)	0.004 (0.009)	0.003 (0.009)	0.002 (0.009)		-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	
医保参保率		-0.201 (0.155)	-0.192 (0.156)	-0.065 (0.155)			-0.010 (0.031)	-0.019 (0.031)	-0.038 (0.031)	
居民熟悉度		-0.108* (0.057)	-0.102* (0.057)	-0.122** (0.056)			0.015 (0.012)	0.015 (0.012)	0.006 (0.011)	
银行机构		0.126*** (0.045)	0.127*** (0.045)	0.123*** (0.045)			0.008 (0.010)	0.006 (0.010)	0.004 (0.010)	
低保户比例		-1.089*** (0.175)	-1.066*** (0.180)	-0.870*** (0.184)			0.002 (0.039)	-0.010 (0.040)	0.030 (0.039)	
技术培训		0.005 (0.033)	0.010 (0.033)	0.019 (0.034)			0.010 (0.007)	0.011 (0.007)	0.010 (0.007)	
统一经营收入		0.036*** (0.011)	0.036*** (0.011)	0.028** (0.011)			-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	
合作社覆盖率		0.029 (0.062)	0.033 (0.061)	0.100 (0.064)			-0.012 (0.014)	-0.014 (0.014)	-0.014 (0.014)	
自然灾害			0.026 (0.034)	-0.002 (0.034)				-0.013* (0.007)	-0.012 (0.007)	
到县城距离			-0.018 (0.016)	-0.013 (0.016)				0.001 (0.004)	0.002 (0.004)	
地形条件	未控制	未控制	未控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
地区/年份固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
常数项	10.032*** (0.037)	7.896*** (0.454)	9.073*** (0.485)	9.110*** (0.492)	9.454*** (0.508)	0.509*** (0.006)	0.646*** (0.087)	0.615*** (0.099)	0.626*** (0.102)	0.691*** (0.100)
R ²	0.239	0.376	0.443	0.444	0.463	0.087	0.105	0.113	0.123	0.180
观测值	692	692	692	691	691	692	692	692	691	691

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著,括号内数值为稳健标准误,下表同。

2. 稳健性检验与内生性处理

聚焦本文研究的核心问题,即互联网使用普及对农村内部收入差距的影响,为进一步验证结论的可靠性,采用以下方法进行稳健性检验:(1)替换被解释变量。基尼系数是测度收入差距的常用方法,但其对中等收入的数据较为敏感,因此采用泰尔指数和广义熵指数重新计算“家庭收入差距”变量,并分别进行模型检验。(2)替换核心解释变量。互联网使用的成本可在一定程度上反映互联网发展水平,采用村庄被调查家庭年度网费金额的平均值(元,取自然对数)作为核心解释变量(“平均上网费用”),替代“互联网使用率”重新进行模型检验。(3)调整样本范围。在基准模型分析中,通过社区委员会为“村民委员会”来确定农村样本,考虑到城郊村等特殊村庄类型,根据社区问卷的“社区类型”为“农村”和“乡镇”来

识别农村样本(调整后的样本量略有减少),用新的农村样本重新进行模型检验。上述稳健性分析结果见表3,核心解释变量(“互联网使用率”和“平均上网费用”)的估计系数均显著为负,表明本文的核心结论“互联网使用普及有利于缩小农村家庭收入差距”具有较好的稳健性。

表3 稳健性检验结果

变量	替换被解释变量		替换解释变量	调整样本范围
	家庭收入差距 (泰尔指数)	家庭收入差距 (广义熵指数)	家庭收入差距 (基尼系数)	家庭收入差距 (基尼系数)
互联网使用率	-0.208*** (0.039)	-0.091*** (0.034)		-0.138*** (0.020)
平均上网费用			-0.003** (0.002)	
控制变量和固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	0.735*** (0.209)	1.164*** (0.224)	0.473*** (0.060)	0.670*** (0.120)
R ²	0.108	0.134	0.086	0.274
观测值	691	691	678	642

本文的被解释变量和核心解释变量均来源于家庭匹配数据,为缓解遗漏变量和反向因果关系导致的内生性问题,进一步采用工具变量法进行检验。工具变量应是外生的、影响内生变量(“互联网使用率”),同时又与被解释变量(“家庭收入差距”)和随机扰动项不相关的变量,由于村庄的指标数据难以避免内生性问题,故寻求县级以上层面的变量,而CLDS匹配县级编码存在偏差和较多的样本遗漏,故选用地级市层面的变量指标(每个地级市涵盖的样本村庄平均个数仅为3.89)。考虑到移动智能设备对农民的可及性较强,农民更可能通过移动智能设备上网,因而选用样本村庄所在地级市的户均移动电话数(本地移动电话年末用户数/年末总户数)作为“互联网使用率”的工具变量,运用两阶段工具变量法的检验结果见表4。第一阶段估计结果显示,工具变量(IV)通过了1%的显著性检验,且F值大于经验值10,表明工具变量有效;第二阶段回归中,工具变量拟合的“互联网使用率”对“家庭收入差距”的估计系数显著为负,表明在缓解内生性问题后,“互联网使用普及有利于缩小农村家庭收入差距”的结论依然成立。

表4 工具变量法检验结果

变量	2014年和2016年的样本		全样本	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	互联网使用率	家庭收入差距	互联网使用率	家庭收入差距
互联网使用率(拟合)		-0.160** (0.076)		-0.202** (0.084)
工具变量(IV)	0.213*** (0.049)		0.183*** (0.036)	
控制变量和固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	0.888*** (0.337)	0.716*** (0.133)	0.453*(0.274)	0.738*** (0.112)
R ²	0.416	0.189	0.434	0.164
第一阶段F值	18.757		25.720	
观测值	456	456	636	636

注:由于2018年的部分样本村庄无法匹配到对应的地级市,进行分样本检验以验证结论的一致性。

3. 广义 PSM 分析

为进一步考察互联网使用率变动影响农村家庭收入差距的趋势和特征,结合变量的数据取值特点,使用广义 PSM 进一步分析。在多次反复验证的基础上,最终选择控制变量中的“受教育水平”“健康水平”“家庭人口规模”“干部水平”“村主任年龄”“居民熟悉度”“统一经营收入”“合作社覆盖率”8 个变量作为协变量进行样本匹配。根据 Fractional Logit 模型所估计的广义倾向得分调整匹配样本,再进行平衡性检验,结果见表 5。根据“互联网使用率”的分位点分布,并借鉴彭继权(2021)的做法^[44],选取 0.15、0.48 和 0.85 作为临界点,将样本分为 4 组,然后检验广义倾向得分匹配后的样本在 4 个子区间的各匹配变量条件均值差异:“受教育水平”在(0.15,0.48]和(0.85,1]区间内显著,“健康水平”在(0.15,0.48]区间内显著,“居民熟悉度”在(0.15,0.48]和(0.85,1]区间内显著,其他变量在各区间的平均偏差双尾 t 检验均不显著,表明各匹配变量在经过匹配后不与处理变量“互联网使用率”相关,总体匹配结果也显示不存在系统偏差(1%水平上显著),匹配结果满足平衡性假定。

表 5 广义倾向得分匹配估计及平衡性检验结果

变 量	Fractional Logit 系数	平均偏差			
		[0, 0.15]	(0.15, 0.48]	(0.48, 0.85]	(0.85, 1]
受教育水平	0.950*** (0.122)	-0.019 (0.108)	0.044*** (0.011)	-0.010 (0.011)	-0.032*(0.018)
健康水平	0.117*(0.07)	0.008 (0.039)	0.037*(0.020)	-0.018 (0.021)	-0.043 (0.035)
家庭人口规模	0.048*** (0.014)	-0.045 (0.180)	0.077 (0.088)	0.026 (0.879)	-0.166 (0.128)
干部水平	-0.175*(0.097)	-0.001 (0.026)	0.022 (0.01)	-0.005 (0.010)	-0.046 (0.025)
村主任年龄	-0.256*(0.136)	0.025 (0.018)	0.000 (0.009)	-0.005 (0.010)	-0.007 (0.016)
居民熟悉度	-0.217*** (0.074)	0.028 (0.034)	-0.040** (0.017)	-0.025 (0.018)	0.122*** (0.028)
统一经营收入	0.045*** (0.017)	0.242 (0.166)	0.032 (0.078)	-0.024 (0.074)	-0.143 (0.105)
合作社覆盖率	0.151 (0.103)	-0.004 (0.026)	-0.016 (0.012)	0.002 (0.012)	-0.005 (0.019)

注:似然函数采用 z 值,平衡检验采用 t 值。

根据细分的处理变量(“互联网使用率”)水平以及对应的广义倾向得分值,计算结果变量(“家庭收入差距”)在不同处理水平上的期望值及边际变化,估计结果见表 6。可以发现,处理效应随着“互联网使用率”的提高而呈现负向上升趋势。当处理水平(“互联网使用率”)低于 0.4 时,处理效应未通过显著性检验,但呈现由正(逐渐减小)转负(绝对值逐渐增大)的变化趋势;当处理水平在 0.4 时,处理效应在 5%水平上显著为负,此后处理效应一直在 1%水平上显著为负。进一步根据式(3)(4)(5)的计算结果绘制剂量响应函数图和处理效应函数图(如图 1 所示)。图 1 中实线表示的是“互联网使用率”与“家庭收入差距”的函数关系,通过自举法(Bootstrap)重复 500 次得到。从处理效应函数图来看,实线一直向右下方倾斜,其纵轴跨越了 0 值(纵轴 0 值所对应的“互联网使用率”在 0.20~0.25 之间),即互联网使用率提高对村庄家庭收入基尼系数的影响由正向转负向,呈现出先扩大家庭收入差距而后缩小家庭收入差距的趋势。可见,互联网使用率的提高对村庄家庭收入差距具有抑制作用,即互联网使用普及有助于缩小农村内部收入差距,但只有当互联网使用率较高时(处理水平高于 0.4)才会呈现出较明显的负向抑制作用,假说 H3 得到验证。

表 6 广义倾向得分匹配处理效应估计结果

处理水平	处理效应	标准误	处理水平	处理效应	标准误
0.05	0.001 65	0.005 89	0.55	-0.007 85***	0.001 57
0.10	0.001 30	0.004 64	0.60	-0.009 54***	0.001 55
0.15	0.000 82	0.003 58	0.65	-0.011 35***	0.001 62
0.20	0.000 20	0.002 72	0.70	-0.013 30***	0.001 90
0.25	-0.000 55	0.002 06	0.75	-0.015 39***	0.002 41
0.30	-0.001 43	0.001 66	0.80	-0.017 61***	0.003 16
0.35	-0.002 45	0.001 49	0.85	-0.019 95***	0.004 10
0.40	-0.003 60**	0.001 50	0.90	-0.022 44***	0.005 22
0.45	-0.004 88***	0.001 50	0.95	-0.018 85***	0.005 00
0.50	-0.002 65***	0.001 01	1.00	-0.027 81***	0.007 95

注:本表仅列出部分步长值时的处理水平和处理效应。

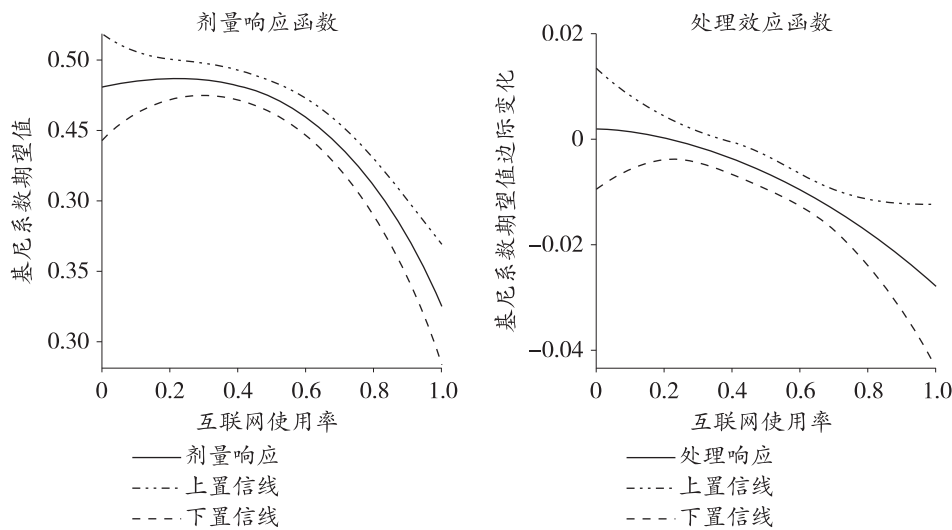


图 1 剂量响应函数和处理效应函数示意图

4. 群体改善效应缩小收入差距的机制检验

表 7 的(1)(2)列为模型(6)的回归结果,“互联网使用率”对“服务业发展”和“劳动力技能”的估计系数均显著为正,表明互联网使用的普及能够显著促进村庄服务业发展水平和劳动力技能的提升。(3)(4)(5)(6)列为模型(7)的回归结果:“服务业发展”对“中低收入家庭平均收入”和“中高收入家庭平均收入”的估计系数均显著为正,但对“中低收入家庭平均收入”估计系数的显著性和绝对值均更大,表明村庄服务业发展水平的提高能够同时促进中低收入家庭和中高收入家庭的收入增长,但对中低收入家庭的增收效应更为显著;“劳动力技能”对“中低收入家庭平均收入”的估计系数显著为正,而对“中高收入家庭平均收入”的估计系数为正但不显著,表明村庄劳动力技能的提升能够显著促进中低收入家庭的收入增长,而对中高收入家庭的收入水平没有显著影响。可见,村庄的服务业发展和劳动力技能提升对低收入家庭收入增长的促进作用大于对高收入家庭收入增长的促进作用,因而互联网使用普及可以通过促进村庄服务业发展和劳动力技能提升来缩小村庄内部的家庭收入差距。至此,假说 H4 得到验证。

表7 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	服务业发展	劳动力技能	中低收入家庭 平均收入	中高收入家庭 平均收入	中低收入家庭 平均收入	中高收入家庭 平均收入
互联网使用率	0.055** (0.028)	0.059*** (0.019)	0.917*** (0.115)	0.629*** (0.085)	0.721*** (0.097)	0.616*** (0.075)
服务业发展			0.382*** (0.142)	0.253** (0.110)		
劳动力技能					0.363** (0.185)	0.231 (0.142)
控制变量和固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.113 (0.102)	0.062 (0.067)	8.192*** (0.390)	10.037*** (0.332)	8.264*** (0.390)	9.857*** (0.330)
R ²	0.165	0.091	0.438	0.428	0.408	0.397
观测值	691	691	691	691	691	691

五、结论与启示

在新发展阶段,推进全体人民共同富裕必须重点解决好农村内部的收入不平等问题,以互联网为代表的数字技术应用和数字经济发展为农村高质量发展带来了新的动力,在有效提升农村居民平均收入水平的同时,也为缩小农村内部收入差距提供了新的路径和动能。个体使用互联网能够有效促进其收入增长,互联网的普惠性使互联网使用的普及具有显著的群体增收效应,互联网的亲贫性使互联网使用的普及具有显著的收入差距缩小效应,而互联网的排斥性则导致互联网使用的收入差距缩小效应存在互联网普及程度的门槛。采用“中国劳动力动态调查”(CLDS)2014年、2016年、2018年三期数据的实证分析发现:(1)农村社区(村庄)中互联网使用的普及(使用互联网的家庭占比提高)不仅具有显著的群体增收效应(促进村庄内平均家庭收入的提高),而且具有显著的收入差距减小效应(促进村庄内家庭收入基尼系数的降低),表明互联网既具有普惠性,又具有亲贫性。(2)当互联网使用率小于0.4时,互联网使用对村庄家庭收入差距的影响不显著,但具有随着互联网使用率的提高由正转负的趋势;当互联网使用率大于0.4后,互联网使用对村庄家庭收入差距具有显著的负向影响;表明互联网使用需要普及到一定程度后才能发挥缩小农村内部收入差距的作用。(3)互联网使用的普及能够显著促进村庄的服务业发展和劳动力技能提升,而服务业发展和劳动力技能提升对家庭收入差距具有显著的负向影响,表明互联网使用普及可以通过群体改善效应促进农村内部收入差距缩小。

互联网发展具有显著的正外部性,目前我国农村地区互联网的“数字红利”仍处在扩散阶段,应进一步加强农村地区的网络基础设施建设,以“数字乡村”建设为契机推动互联网在农村地区的普及和深度发展,进而更有效地促进农村居民收入水平的提高和农村内部收入差距的缩小。结合本文研究结论,提出以下启示:第一,积极推进互联网使用在农村地区的普及,提高互联网使用的可及性,充分发挥互联网的普惠性功效。重点面向地理位置偏远、信息基础条件相对薄弱的村庄,深入推进“互联网+农村”行动,提升发展滞后地区农村的信息化网络化数字化水平,弱化互联网排斥性的负面影响。第二,着重提升弱势群体对互联网使用的可及性,充分发挥互联网的亲贫性功效。在普及互联网基础设施的同时,积极提

高农村居民的数字素养和互联网使用能力,尤其要让低收入、低技能、弱发展能力的劳动者和家庭有条件并有意愿使用互联网。第三,大力推动互联网与农村应用场景的深度耦合,充分利用互联网使用普及带来的各种积极效应促进农村高质量发展和共同富裕。加快农村电商、农文旅融合等新业态发展,以一二三产业融合发展培育和壮大农村的数字化发展能力。

本文的研究在一定程度上揭示了数字技术与农村内部收入差距之间的内在逻辑关系,有助于进一步通过促进农村互联网和数字经济发展来有效缩小农村内部收入差距。当然,本文也存在一些局限,比如:仅考察了互联网“接入”农村家庭的影响,未深入探究互联网使用深度和应用场景差异对收入差距的影响;囿于数据限制,未能在更长的时间区间探究互联网使用普及对收入差距的影响;未进行异质性分析,影响机制分析也有待深化;等等。未来仍需要利用更多更有效的相关数据开展更为深入细致的研究。

参考文献:

- [1] 罗楚亮. 收入结构与居民收入差距变动——新中国成立以来收入差距的基本特征[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2020, 35(4): 32-42+56.
- [2] 谢玲红,魏国学. 共同富裕视野下缩小农村内部收入差距的现实挑战与路径选择[J]. 经济学家, 2022(9): 119-128.
- [3] 张敬石,郭沛. 中国农村金融发展对农村内部收入差距的影响——基于 VAR 模型的分析[J]. 农业技术经济, 2011(1): 34-41.
- [4] 苏静,胡宗义,朱强. 非正规金融视角下我国农村内部收入差距研究[J]. 财经问题研究, 2012(7): 124-129.
- [5] 李顺毅. 农业信贷、行政性垄断与农村收入差距[J]. 财经问题研究, 2013(8): 119-124.
- [6] 张建,冯淑怡,诸培新. 政府干预农地流转市场会加剧农村内部收入差距吗? ——基于江苏省四个县的调研[J]. 公共管理学报, 2017, 14(1): 104-116+158-159.
- [7] 陈思,罗尔呷. 大学生村官政策对农村收入差距的影响研究——基于 2015 年和 2017 年中国家庭大数据 1324 个村社的实证分析[J]. 南方经济, 2022(12): 82-98.
- [8] 陈跃,徐波,周文. 城镇化、财产性收入、经济增长与农村内部收入差距——基于 VAR 模型的实证分析[J]. 云南财经大学学报, 2017, 33(1): 74-83.
- [9] 张东辉,司志宾. 教育、技术进步与农村收入差距——基于中国农村统计数据的分析[J]. 经济评论, 2007(5): 42-46.
- [10] 曲直,吕之望. 基于回归方程的中国农村收入差距的分解——兼论教育对收入差距的影响[J]. 国家行政学院学报, 2014(2): 33-38.
- [11] 邱玲玲,曾维忠. 精准扶贫视角下县域农村收入差距问题研究——基于四川省 88 个贫困县的分析[J]. 中国农业资源与区划, 2017, 38(8): 151-157.
- [12] 姚洪心,王喜意. 劳动力流动、教育水平、扶贫政策与农村收入差距——一个基于 multinomial logit 模型的微观实证研究[J]. 管理世界, 2009(9): 80-90.
- [13] 徐志刚,宁可,朱哲毅,等. 市场化改革、要素流动与我国农村内部收入差距变化[J]. 中国软科学, 2017(9): 38-49.
- [14] 王晶,吕开宇. 共同富裕目标下缩小农村内部收入差距的实现路径——基于生计多样化视角的分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(5): 34-44+192-193.
- [15] 牛文浩,申淑虹,罗岚,等. 农户兼业扩大了农村内部收入差距吗? ——来自黄河流域中上游 1879 份农户调研的证据[J]. 干旱区资源与环境, 2022, 36(9): 80-87.
- [16] 郭皓,张国胜. 乡村振兴视域下农村三产融合对农村内部收入差距的影响——来自 CFPS 的证据[J]. 经济问题探索, 2023(5): 81-96.
- [17] 张博,郭方,孙璐. 正式制度、非正式制度与农村内部收入差距——基于数字普惠金融和社会网络的维度[J]. 南方

- 金融,2023(4):19-32.
- [18] ACEMOGLU D, RESTREPO P. The race between man and machine: implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(6):1488-1542.
- [19] 杨钊,徐颖. 数字鸿沟与家庭教育投资不平等[J]. *北京大学教育评论*, 2017, 15(4):126-154+188.
- [20] 贺娅萍,徐康宁. 互联网对城乡收入差距的影响:基于中国事实的检验[J]. *经济经纬*, 2019, 36(2):25-32.
- [21] 徐圣翔,刘传江. 互联网使用的收入溢价——兼论城乡收入差距与共同富裕[J]. *软科学*, 2023, 37(6):81-88+122.
- [22] 程名望,张家平. 互联网普及与城乡收入差距:理论与实证[J]. *中国农村经济*, 2019, (2):19-41.
- [23] 罗超平,朱培伟,张璨璨,等. 互联网、城镇化与城乡收入差距:理论机理和实证检验[J]. *西部论坛*, 2021, 31(3):28-43.
- [24] 华中昱,林万龙,徐娜. 数字鸿沟还是数字红利? ——数字技术使用对农村低收入户收入的影响[J]. *中国农业大学学报(社会科学版)*, 2022, 39(5):133-154.
- [25] 陈一明. 数字经济与乡村产业融合发展的机制创新[J]. *农业经济问题*, 2021(12):81-91.
- [26] AKER J C. Dial "A" for agriculture: a review of information and communication technologies for agricultural extension in developing countries[J]. *Agricultural Economics*, 2011, 42(6):631-647.
- [27] NAKASONE E, TORERO M, MINTEN B. The power of information: the ICT revolution in agricultural development[J]. *Annual Review of Resource Economics*, 2014, 6:533-550.
- [28] 陈昕,胡友,祁春节. 互联网应用对农村居民服务采纳的影响——基于生产、生活两个方面[J]. *中国农业大学学报*, 2023, 28(3):265-278.
- [29] FOUNTAIN C. Finding a job in the internet age[J]. *Social Forces*, 2005, 83(3):1235-1262.
- [30] 何勤英,刘国庆,邹小园. 互联网使用对农村劳动力就业选择的影响——基于正规和非正规就业的实证研究[J]. *农林经济管理学报*, 2022, 21(4):385-394.
- [31] 周洋,华语音. 互联网与农村家庭创业——基于CFPS数据的实证分析[J]. *农业技术经济*, 2017(5):111-119.
- [32] 曾亿武,郭红东,金松青. 电子商务有益于农民增收吗? ——来自江苏沭阳的证据[J]. *中国农村经济*, 2018, (2):49-64.
- [33] PAVEZ I, CORREA T, CONTRERAS J. Meanings of (dis) connection: exploring non-users in isolated rural communities with internet access infrastructure[J]. *Poetics*, 2017, 63:11-21.
- [34] 胡伦,陆迁. 贫困地区农户互联网信息技术使用的增收效应[J]. *改革*, 2019, (2):74-86.
- [35] GUPTA A, POBTICELLI J, TESEI A. Information, technology adoption and productivity: the role of mobile phones in agriculture[R]. NBER Working Papers, 2020.
- [36] 饶育蕾,雷诗妮,陈地强. 使用移动互联网助益了低收入家庭收入增长吗? [J]. *西部论坛*, 2022, 32(4):108-124.
- [37] 武汉大学国家发展战略智库课题组. 电商创业带动就业与乡村振兴的机理及效应——基于湖北省枝江市电商创业与发展模式的调研[J]. *武汉大学学报(哲学社会科学版)*, 2022, 75(6):100-109.
- [38] 曾世宏,杨鹏,徐应超. 互联网普及与产业结构服务化——兼论乡村振兴战略中的农村服务业发展[J]. *产经评论*, 2019, 10(1):36-55.
- [39] 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.
- [40] 潘丹. 农业技术培训对农村居民收入的影响:基于倾向得分匹配法的研究[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2014, 14(5):62-69.
- [41] 周应恒,杨宗之. 互联网使用促进了农村居民消费吗? ——基于江西省739个农户的调查[J]. *经济地理*, 2021, 41(10):224-232.
- [42] 陈飞,刘宣宣. 土地确权、要素偏向性技术变革与产业结构转型[J]. *统计研究*, 2021, 38(10):76-89.
- [43] 李琴,杨松涛,张同龙. 社会保障能够替代土地保障吗——基于新农保对土地租出意愿租金的影响研究[J]. *经济理论与经济管理*, 2019(7):61-74.
- [44] 彭继权. 互联网对农户金融资产配置的影响——基于广义倾向得分匹配法的分析[J]. *金融与经济*, 2021(4):49-56.

Does Universal Internet Usage Help Narrow the Intra-rural Income Gap?: Evidence from the CLDS Village-level Data

YU Le-rong, ZHANG Liang-hua, LIAO Yang-xin

(College of Humanities and Development Studies, China Agricultural University, Beijing 100193, China)

Abstract: In the era of the digital economy, whether or not the Internet can leverage the advantages of the Internet and information technology to promote balanced income growth among rural residents is an important focus in implementing the strategy for rural revitalization. Existing literature has already confirmed the positive effect of the Internet on farmers' income growth. However, from the perspective of the income gap, research on the impact of the internet on income disparity within rural areas is relatively lacking, and much of it is based on macro statistical data and individual surveys. Can Internet usage help narrow the intra-rural income gap? There is still insufficient research and evidence on this issue.

Based on three waves of data from the China Labor-force Dynamics Survey (CLDS) in 2014, 2016, and 2018, this paper empirically studies the impact of internet usage on the intra-rural income gap at the village level. The research revealed that internet usage not only had an overall income-generating effect at the village level, and this effect could effectively help push low- and middle-income groups in rural areas to increase their income, thereby narrowing the income gap. The results remained robust after adjusting for sample ranges, replacing the dependent variable and core explanatory variables, and using the instrumental variable method. However, there are restrictive conditions for the impact of Internet usage on income disparity. The analysis using the Generalized Propensity Score Method (GPSM) indicated that when the intensity of Internet usage exceeded 0.4, its usage could significantly reduce the income gap in rural areas. Further research demonstrated that service industry and labor skill upgrading were the possible mechanisms by which the Internet could decrease the income gap.

Compared with existing research, this paper expands in two ways: firstly, it uses the village as the basic spatial carrier of rural society to explore the impact of internet usage on income disparity within rural areas from a relatively medium-term perspective. Secondly, it adopts the generalized propensity score matching model to identify the applicable interval for the influence of internet usage on the intra-rural income gap, revealing the constraints of the "welfare effect" brought about by the internet. That is, the "welfare effect" is limited by a certain level of internet development.

This research reflects to a certain extent the inherent logical relationship between the development of digital technology and the fair distribution of income. Therefore, it provides empirical evidence for the further penetration of the Internet and information technology into rural areas and for promoting balanced income growth among rural residents. Currently, the digital dividend effect in rural areas is still in the diffusion stage, so we are supposed to fully leverage the effects of Internet usage on the income growth of rural residents, improve the inclusive nature of Internet development, and facilitate the deep integration of the Internet with rural application scenarios, making rural residents enjoy more development opportunities brought about by the "digital dividend".

Key words: internet usage; income-increasing effect; income gap in rural areas; generalized propensity score matching (GPSM); common prosperity

CLC number: F323.3

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2023)04-0001-16

(编辑:黄依洁)