

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.10.004

欢迎按以下格式引用:刘任, 眭鑫, 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]. 重庆大学学报(社会科学版), 2022(6):79-95. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.10.004.



Citation Format: LIU Ren, SUI Xin, WANG Wentao. A research on the impact of Internet use on income inequality in rural China: Empirical analysis based on CGSS data[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2022(6):79-95. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.10.004.

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

刘任¹, 眭鑫², 王文涛³

(1. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715; 2. 华南理工大学 工商管理学院, 广东 广州 510000; 3. 重庆理工大学 经济金融学院, 重庆 400054)

摘要: 实施乡村振兴战略目的在于发展农村经济, 提高农民收入。缓解农户收入差距进一步扩大对于我国乡村振兴战略的实施以及社会经济稳定发展具有重要意义。与此同时, 互联网技术的快速发展为社会生活带来了深刻变革, 并且在经济发展过程中发挥着举足轻重的作用。互联网经济发展对效率和公平产生深远影响, 并深刻改变农村家庭收入差距的形成机制。那么, 互联网技术在提高农民收入的同时, 能否缩小农户收入差距? 厘清互联网使用对农户收入差距的影响机制对于充分发挥互联网的积极作用、平衡和促进农村发展具有重要意义。基于此, 文章基于CGSS2015的调研数据, 采用再中心化影响函数回归方法(RIF), 探究互联网使用对农户收入差距的影响机制, 并进一步探讨这种影响在不同情境下的异质性。研究表明: 第一, 互联网使用能够显著扩大农户收入差距, 并且农户受教育程度较高时, 互联网使用对收入差距的扩大效应更明显。在经过稳健性检验之后, 该结论依然成立。第二, 互联网使用对农户收入差距的影响存在异质性, 在互联网发展程度较高、社会信任水平较高以及市场化程度较高的地区, 互联网使用对农户收入差距的扩大效应更显著。第三, 进一步分析互联网使用影响农户收入差距的作用过程后发现, 高收入农户的互联网使用频率和互联网使用回报率显著高于低收入农户, 这是互

基金项目: 重庆市社会科学规划项目“基于抗逆力理论的金融风险跨境传染的防控路径研究”(2021NDQN35); 阿里活水计划课题“中小企业数字化转型及创新效应研究”; 重庆市博士后出站留(来)渝科研资助(渝人社办[2020]379号); 重庆理工大学科研启动基金项目(2020ZDR004, 2021ZDR002, 2019ZD57); 重庆理工大学研究生教改项目(lgyjg2020208); 重庆理工大学国家社科基金培育项目(2021PYR17)

作者简介: 刘任, 西南大学经济管理学院, Email:847971478@qq.com; 眭鑫, 华南理工大学工商管理学院, Email:sxaccounting@163.com; 王文涛(通信作者), 重庆理工大学经济金融学院副教授, 中国财经数据创新研究院高级研究员, Email:wwt_cufe@163.com。

联网使用扩大农户收入差距的内在机制。与已有研究相比,文章的主要贡献在于:基于互联网普及带来的“数字鸿沟”探讨互联网使用对农户收入差距的影响,为理解农户收入差距的扩大提供新的视角,扩展收入差距理论的研究范畴;基于区域差异和制度环境探究互联网使用对农户收入差距的异质性影响,为缓解农户收入差距进一步扩大提供新的经验证据和决策依据;从互联网使用的获取差异与回报差异的视角分析互联网使用影响农户收入差距的作用过程,有助于更好地理解其内在机制。

关键词: 互联网使用;农户收入;收入差距;再中心化影响函数回归

中图分类号: F328 **文献标志码:** A **文章编号:** 1008-5831(2022)06-0079-17

一、问题提出

党的十九大报告指出,农业农村农民问题是关系国计民生的根本性问题,必须始终把解决好“三农”问题作为全党工作的重中之重,实施乡村振兴战略。党的二十大报告提出,要全面推进乡村振兴。实施乡村振兴战略的目的在于发展农村经济,提高农民收入。自20世纪70年代末以来,中国农村经济总体上持续增长,农户人均收入水平稳步提高,但是农村居民收入分配不平等状况出现不断恶化的趋势^[1-3]。李实等使用2007年和2013年CHIP住户调查数据进行测算,发现农村人均实际收入翻了一番,年均增长率达12.9%,然而基尼系数也从2007年的0.376上升到2013年的0.407^[4]。农户收入差距持续扩大会产生农村贫困加剧、农户收入增长停滞、社会政治不稳定等负面效应^[5]。因此,缓解农户收入差距进一步扩大对于我国乡村振兴战略的实施以及社会经济稳定发展具有重要意义^[6]。

互联网技术的快速发展为社会生活带来了深刻变革,并且在经济发展过程中发挥着举足轻重的作用。根据《第44次中国互联网络发展状况统计报告》,截至2019年6月,中国网民规模达到8.54亿,互联网普及率达61.2%,其中,手机网民规模达8.47亿,网民使用手机上网的比例达99.1%。值得注意的是,报告指出我国农村网民规模为2.25亿,较2018年底增长305万。国家在大力发展信息基础设施建设的同时,尤其重视农村信息基础设施建设:2005年起连续四个“中央一号文件”都提出要大力推进农业信息化建设^[7];最新的《乡村振兴战略规划(2018—2022)》也指出要深化电信服务,加快农村地区宽带网络和第四代移动通信网络覆盖步伐。互联网基础设施覆盖面的扩展和互联网技术的发展,不仅丰富了农村生活,也改变了农民的传统生产方式。以“淘宝村”为例,根据阿里研究院发布的《2009—2019年中国淘宝村研究报告》,中国“淘宝村”数量已从2009年的3个发展到2019年的4310个,分布于全国25个省(自治区、直辖市)。“淘宝村”在增加农民收入、带动返乡创业、促进产业兴旺等方面发挥重要作用,部分“淘宝村”甚至已经发展成为当地经济支柱。互联网在农村发展中具有至关重要的作用,并且成为引领“三农”发展的重要手段^[8]。然而,随着数字信息科技在地区间覆盖及推广程度差异的不断拉大,居民在创新、人力资本及收入等经济特征方面的差异也逐渐拉大^[9]。那么,互联网技术在提高农民收入的同时,能否缩小农户收入差距?这正是本文将要探讨的问题,厘清互联网使用对农户收入差距的影响机制对于充分发挥互联网的积极作用、平衡和促进农村发展具有重要意义。

本文基于2015年中国综合社会调查(CGSS)数据,采用再中心化影响函数回归方法(RIF)探究互联网使用对农户收入差距的影响机制,并进一步探讨这种影响在不同情境下的异质性。与已有

研究相比,本文的主要贡献在于:(1)基于互联网普及带来的“数字鸿沟”探讨互联网使用对农户收入差距的影响,为理解农户收入差距的扩大提供新的视角,扩展收入差距理论的研究范畴;(2)基于区域差异和制度环境探究互联网使用对农户收入差距的异质性影响,为缓解农户收入差距进一步扩大提供新的经验证据和决策依据;(3)从互联网使用的获取差异与回报差异的视角分析互联网使用影响农户收入差距的作用过程,有助于更好地理解其内在机制。

二、文献回顾

学术界对于互联网与收入分配之间的关系展开了丰富的讨论与研究。第一,早期文献将在工作中使用计算机视为引进一项新技术,进而考虑新技术对就业率和工资水平的影响。Krueger 使用美国人口普查数据研究发现,工人使用计算机将获得更高的工资回报率,据测算在工作中使用计算机的工人的工资比未使用计算机的工人高出 10%~15%^[10]。Miller 和 Mulvey 使用澳大利亚人口调查数据研究发现,在工作中使用计算机可以带来 12%~16%的工资溢价^[11]。Goss 和 Phillips 研究发现,劳动者在工作中使用互联网的平均工资增长率为 13.5%,而且互联网带来的工资溢价存在行业差异,技术密集程度较低行业的工资溢价明显高于技术密集程度较高的行业^[12]。第二,已有研究对于计算机能够带来工资溢价基本形成共识,但是由于检验模型中异质性特征和遗漏变量的影响,对于工资溢价的高低还存在分歧。Entorf 等研究发现,计算机用户的收入比非计算机用户高出 15%~20%,然而这些工人在新技术引进之前已经得到补偿,因此使用计算机的总回报率仅为 2%^[13]。随着互联网技术的快速发展,学者们开始关注以计算机设备为载体的互联网技术对收入的影响。Pabilonia 和 Zoghi 采用加拿大的数据研究表明,使用互联网技术能够提高工资水平,他们认为导致工资增长的关键是工人拥有与计算机相匹配的互联网使用技能^[14]。Dimaggio 和 Bonikowski 研究发现,使用互联网与收入增长存在显著的正相关关系,他们认为劳动者可以通过互联网技术实现人力资本的积累,从而提高个人收入^[15]。第三,在互联网对农业部门的影响方面,Aker 研究表明,信息和通信技术为发展中国家推广农业信息提供了新技术和新机会,降低了农民获取信息的成本^[16]。Fabritz 研究发现,从总体层面来看互联网普及率对就业率具有正向作用,而且这种正向作用主要体现在农村地区^[17]。

互联网技术在中国起步较晚,但是发展迅猛,互联网普及率早已超过世界平均水平,国内学者就互联网与收入分配之间的关系展开了一系列研究。第一,国内学者对于互联网使用与工资水平的研究结论与国外基本一致,即互联网使用有助于提高工人工资水平。谭燕芝等使用 CFPS2014 调研数据研究发现,互联网能够给个人带来 14%的收入回报率,其中城市能够带来约 20%的收入回报,而农村的收入回报并不明显^[18]。王元超研究发现互联网会通过技术效应和资本效应两条路径提高个人工资收入,互联网使用者的平均个人工资收入是不使用者的 1.14 倍^[19]。第二,随着互联网技术从企业走向普通居民,从城市走向农村,部分学者将研究视角扩展至互联网技术对农业部门的影响。马俊龙和宁光杰发现互联网使用能够有效提高农村劳动力选择非农就业的概率,互联网至少从提高劳动者社会资本、减少家务劳动时间两个渠道对劳动者的非农就业选择产生影响^[20]。刘晓倩和韩青探究了互联网使用对农户收入的影响机理,发现互联网使用通过提高农产品市场价值增加农业收入,提高居民就业水平增加工资性收入,提高创业机会增加经营性收入^[21]。第三,由于资源禀赋、个体特征存在差异,互联网的工资溢价效应在不同群体间的分布也存在差异。庄家焱

等研究发现互联网的工资溢价效应存在性别差异,女性的互联网工资溢价为男性互联网工资溢价的90.6%^[22]。李雅楠和谢倩芸使用CHNS数据研究发现,互联网使用对个体工资收入水平具有显著的正向影响,而且互联网使用比例增加有助于降低整体工资不平等程度^[23]。程名望和张家平研究发现互联网普及率与城乡收入差距之间呈非线性关系,即互联网普及对中国城乡收入差距的影响呈现出先扩大后缩小的“倒U型”发展趋势^[24]。

综上所述,国内外学者对互联网使用的工资溢出效应进行了有益探索,但仍存在一些有待进一步研究的问题。现有文献主要探讨了互联网使用的工资溢出效应,对其形成机制进行解释,并且揭示了互联网使用的工资溢出效应在性别和城乡上的差异,王元超^[19]将其总结为互联网工资溢出效应在优势群体和劣势群体间的差异。然而现有文献对于互联网工资溢出效应是否在农户内部存在差异还缺乏关注,即互联网使用是否会影响农户收入差距。在必须做好“三农”工作、互联网技术快速发展以及农村网民规模持续增加等多重背景下,探究互联网使用对农户收入差距的影响对农村经济发展至关重要。

三、理论机制与研究假设

互联网的普及与应用带来了全球产业模式的深刻变革,许多产业模式和工作方式与互联网“紧密绑定”,人们的工作和生活也受到互联网的影响,进而影响到个人收入分配。大量研究表明,互联网普及能够显著提高个体收入水平^[10,15,21]。首先,互联网普及带来了信息的爆炸式增长,能够有效打破信息壁垒,降低信息不对称程度,实现资源的有效配置。农户不仅可以通过互联网及时获取市场价格信息,还可以利用互联网开展网上交易模式,实现收入增长。其次,互联网技术的出现为农民获取人际关系网络和有效消息提供了更为便捷且廉价的途径,减少了农民学习新知识、新技能的时间和成本^[20],拓宽了农民的非农就业渠道,增加了非农收入。最后,互联网普及使农业信息能够渗透到生产的各个环节,农户能够根据所获信息采用最优结构进行生产,提高技术效率,进而提高农户的全要素生产率,获得收入增长。虽然互联网技术的普及与应用为个体提供了均等的受益机会,但并不意味着个体从中受益是均等的,不同的个体从互联网中受益存在“红利差异”。这是因为互联网技术的普及与应用会带来“数字鸿沟”,即给定社会中不同社会群体对互联网在可及和使用上的差异^[25]。处于同一地区的农户对互联网的可及性是平等的,然而不同农户对互联网在使用上存在差异,从而产生不平等^[18]。根据Ross和Mirowsky^[26]提出的资源强化理论,多种资源会叠加并放大彼此的影响,其他资源的缺失会使某种特定资源的作用变弱。因此,对于能够接触和使用互联网技术的农户来说,他们有更多机会获取更多信息资源,跨越“数字鸿沟”,成为优势群体,而没有接触和使用互联网的农户逐渐沦为劣势群体。劣势群体缺乏来自互联网的信息资源,所以从某种特定资源中获益更少,而优势群体将获益更多,资源的叠加效应会延续和扩大他们的优势^[19],从而使收入差距被拉大。从过程视角来说,互联网使用影响农户收入差距的渠道主要包括两个方面(如图1所示)。

第一,农户对互联网使用存在获取差异。获取差异是指农户所拥有的互联网资源的数量与质量存在差异,反映的是互联网资源的拥有量在农户之间的分布问题。一方面,在国家大力发展信息基础设施建设,尤其是农村信息基础设施建设的背景下,我国农户的互联网可接入性已经大获改观。但是,互联网技术运用的本质是技术(尤其是信息技术)进步^[21],这就需要农户具备使用互联

网技术的知识技能。另一方面,互联网技术的发展是一个不断革新的过程,技术的升级使得信息数量不断扩充、信息使用复杂性不断提高、互联网设备升级换代更频繁,这就使得农户需要足够的支付能力去实现知识技能的学习和互联网设备的升级。知识技能和支付能力的高低决定着农户通过互联网获取信息的边界、内容以及深度。具备互联网使用知识技能,并且能够为互联网设备和互联网教育付费的早期互联网使用者,现在仍然能够在互联网的使用上保持对其他人的优势,而那些被排除在互联网使用之外的人们很难赶上早期的那些使用者。结果就是相比于互联网使用的弱势群体,优势群体能够持续、高频率地使用互联网,通过互联网获取更多数量与更高质量的信息,两者之间的差距不断扩大。

第二,农户对互联网使用存在回报差异。回报差异是指一定数量的互联网资源在农户之间产生差异化的认知回报,反映的是互联网的认知回报率在农户之间的分布问题。农户的知识技能与支付能力是获取互联网资源的基础,而对互联网资源具有充分的认知能力则是筛选出有价值的信息,将其有效利用并转化为回报的关键。认知就是从筛选互联网资源到利用互联网资源并转化为回报的过程,在这个过程中,使用者将互联网资源与自己的主观世界相联系,并将其应用于劳动生产中,从而产生回报。如果使用者有足够的知识技能与支付能力获取互联网资源,但是却不断收集无用的信息,从而对自己造成信息剥夺,这种情况下无法构成对互联网资源的有效利用^[27],也就无法产生回报。谭燕芝等在对城乡互联网使用进行分析后发现农村在互联网使用上的应用与欣赏能力不足导致了回报率差异。由于回报差异的存在,互联网使用使得农户收入差距进一步扩大。

综上所述,互联网的普及与使用为农户提供均等的受益机会,然而由于农户对使用互联网存在获取差异与回报差异,使农户获取的互联网资源在拥有量与回报率上也存在差异,进而导致农户收入差距的扩大,因此本文提出如下研究假设。

假设:互联网使用引起农户收入差距扩大。

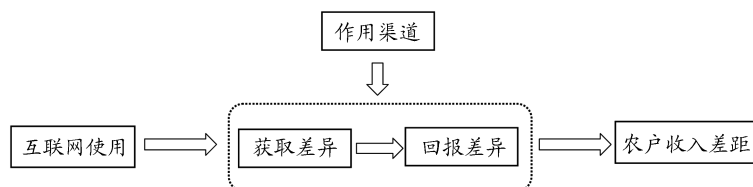


图1 互联网使用影响农户收入差距的作用渠道

四、研究设计

(一) 数据来源与样本筛选

本文采用的数据来源于由中国人民大学中国调查与数据中心组织实施的中国综合社会调查(CGSS)2015年的数据。CGSS2015数据覆盖全国28个省/市/自治区,共完成有效问卷10968份。该数据对本文所关注的核心变量互联网使用情况进行了详细询问,同时收集了社会、社区、家庭、个人多层次数据,因此可以作为本文研究问题的优质数据来源。本文通过以下步骤对样本数据进行筛选:(1)保留样本类型为“农村”的样本;(2)剔除年龄大于65或小于18周岁的样本;(3)剔除数据存在明显纰漏的样本。经过上述处理过程,最终得到的有效样本量为3218个,范围覆盖北京、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏等25个省份。

(二) 模型设定

Firpo 等^[28]提出的再中心化影响函数回归方法(RIF)不仅能够反映解释变量对被解释变量各种分布统计量(均值、方差、基尼系数等)的边际影响,还能够更加有效地解决遗漏变量等带来的内生性问题^[29],相比于传统的 OLS 回归,RIF 回归估计结果更加稳健。RIF 回归在有关收入差距的研究中已得到广泛应用,如王文涛和曹丹丹^[29]、谢家智和王文涛^[30]、罗楚亮^[31]的研究中均采用了这种方法。本文采用基尼系数作为度量农户收入差距的主要指标,计算公式如下:

$$V^{\text{Gini}}(F_Y) = 1 - 2\mu^{-1}R(F_Y) \quad (1)$$

满足:

$$R(F_Y) = \int_0^1 \text{GL}(p; F_Y) dp$$

$$\text{GL}(p; F_Y) = \int_{-\infty}^{F^{-1}(p)} z dF_Y(z)$$

$$p(y) = F_Y(y)$$

定义基尼系数的影响函数为:

$$\text{IF}(y; v^{\text{Gini}}) = A_2(F_Y) + B_2(F_Y)y + C_2(y; F_Y) \quad (2)$$

满足:

$$A_2(F_Y) = 2\mu^{-1}R(F_Y)$$

$$B_2(F_Y) = 2\mu^{-2}R(F_Y)$$

$$C_2(y; F_Y) = -2\mu^{-1}[y[1 - p(y)] + \text{GL}(p(y); F_Y)]$$

在式(1)和式(2)的基础上得到基尼系数的再中心化影响函数如下:

$$\text{RIF}(y; v^{\text{Gini}}) = 1 + B_2(F_Y)y + C_2(y; F_Y) \quad (3)$$

将农户家庭收入对数的基尼系数作为被解释变量,将互联网使用作为解释变量进行 RIF 回归。在 RIF 回归方法的框架下,本文借鉴谢家智和王文涛^[30]的做法,构建农户收入差距模型如下:

$$\text{Gini}(\text{Income}) = \alpha + \beta_1 \text{Net} + \beta X + \mu \quad (4)$$

$$\text{Gini}(\text{Income}) = \alpha + \beta_1 \text{Net} + \beta_2 \text{Net} \times \text{Age} + \beta X + \mu \quad (5)$$

$$\text{Gini}(\text{Income}) = \alpha + \beta_1 \text{Net} + \beta_2 \text{Net} \times \text{Gender} + \beta X + \mu \quad (6)$$

$$\text{Gini}(\text{Income}) = \alpha + \beta_1 \text{Net} + \beta_2 \text{Net} \times \text{Edu} + \beta X + \mu \quad (7)$$

以上回归模型中,模型(4)为基准模型,Gini(Income)为农户收入对数的基尼系数,Net为互联网使用,X为控制变量。模型(5)、模型(6)、模型(7)在基准模型之上进一步考虑了农户个体特征的异质性影响,Net×Age为互联网使用与农户年龄的交互项,Net×Gender为互联网使用与农户性别的交互项,Net×Edu为互联网使用与农户受教育程度的交互项。如果Net×Age、Net×Gender与Net×Edu的估计系数显著,表明互联网使用与农户收入差距的关系受到农户个体特征的影响。

(三) 变量选取与描述性统计

1. 变量选取

本文的核心解释变量为互联网使用(Net),CGSS2015调查问卷中对于互联网使用情况(包括手机上网),答案为“从不、很少、有时、经常、非常频繁”,本文按互联网使用频率依次赋值为“1、2、3、4、5”,数值越大,互联网使用越频繁。

本文参考现有文献加入以下控制变量:性别(Gender)、年龄(Age)、受教育程度(Edu)、政治面貌(Politics)、健康状况(Health)、相对经济状况(Status)、婚姻状况(Marr)、家庭规模(Size)。本文主要变量的设定与赋值方法见表1。

表1 主要变量的设定与赋值方法

变量	符号	描述	赋值
农户收入	Income	农村家庭总收入的对数值	具体数值
互联网使用	Net	对于互联网(包括手机上网)的使用情况	从不=1,很少=2,有时=3,经常=4,非常频繁=5
性别	Gender	性别	男=1,女=0
年龄	Age	您的出生年份?	2015-出生年份
受教育程度	Edu	您目前的最高教育程度是?	没有受过任何教育=1,私塾、扫盲班=2,小学=3,初中=4,职业高中、普通高中、中专、技校=5,大学专科、大学本科=6,研究生及以上=7
政治面貌	Politics	您目前的政治面貌是?	党员=1,非党员=0
健康状况	Health	您觉得您目前的身体健康状况是?	很不健康=1,比较不健康=2,一般=3,比较健康=4,很健康=5
相对经济状况	Status	您家的家庭经济状况在当地属于哪一档?	远低于平均水平=1,低于平均水平=2,平均水平=3,高于平均水平=4,远高于平均水平=5
婚姻状况	Marr	您目前的婚姻状况是?	同居、已婚、分居、离婚、丧偶=1,未婚=0
家庭规模	Size	您家目前住在一起的通常几个人?	具体数值

2. 描述性统计

表2报告了本文全样本变量的描述性统计结果。农户家庭收入对数值(Income)的平均值为10.1433,不同农户家庭之间存在较大差异,其最小值为5.9915,最大值为16.1091;互联网使用(Net)的平均值为1.8962,中位数(P50)为1.0000,表明至少50%的样本从未使用过互联网,现阶段我国农村地区互联网普及率还有待进一步提高。

表2 全样本描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	P25	P50	P75	最大值
Income	3 218	10.143 3	1.064 3	5.991 5	9.546 8	10.309 0	10.819 8	16.109 1
Net	3 218	1.896 2	1.410 8	1.000 0	1.000 0	1.000 0	3.000 0	5.000 0
Gender	3 218	0.478 6	0.499 6	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
Age	3 218	46.162 2	12.532 5	18.000 0	38.000 0	48.000 0	57.000 0	65.000 0
Edu	3 218	3.407 4	1.297 1	1.000 0	3.000 0	4.000 0	4.000 0	7.000 0
Politics	3 218	0.043 8	0.204 7	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
Health	3 218	3.602 9	1.107 6	1.000 0	3.000 0	4.000 0	4.000 0	5.000 0
Status	3 218	2.597 9	0.702 1	1.000 0	2.000 0	3.000 0	3.000 0	5.000 0
Marr	3 218	0.913 3	0.281 4	0.000 0	1.000 0	1.000 0	1.000 0	1.000 0
Size	3 218	3.201 7	1.473 9	-2.000 0	2.000 0	3.000 0	4.000 0	11.000 0

表3报告了本文子样本变量的描述性统计结果。根据互联网使用(Net)划分样本后的结果可

以看出,互联网使用越频繁,农户家庭收入对数值(Income)的平均值和受教育程度(Edu)存在逐渐提高的趋势,年龄(Age)则逐渐趋于年轻化,说明我国农村地区互联网使用情况受到受教育程度、年龄等人力资本因素的影响,互联网受众主要集中在受教育程度高、年轻化群体中,而这部分群体的收入也较高。

表3 子样本描述性统计

变量	Net=1(N=2 134)		Net=2(N=229)		Net=3(N=217)		Net=4(N=331)		Net=5(N=307)	
	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差
Income	9.892 2	1.053 1	10.392 7	0.882 0	10.520 3	0.935 2	10.736 2	0.848 1	10.796 8	0.899 4
Net	1.000 0	-	2.000 0	-	3.000 0	-	4.000 0	-	5.000 0	-
Gender	0.446 1	0.497 2	0.550 2	0.498 6	0.525 3	0.500 5	0.531 7	0.499 7	0.560 3	0.497 2
Age	51.655 1	9.038 1	43.174 7	11.102 6	37.751 2	10.506 7	33.012 1	10.290 3	30.332 2	9.598 2
Edu	2.962 5	1.210 4	3.733 6	0.890 4	4.078 3	0.927 1	4.504 5	0.925 6	4.599 3	0.921 3
Politics	0.038 4	0.192 3	0.030 6	0.172 5	0.041 5	0.199 8	0.081 6	0.274 1	0.052 1	0.222 6
Health	3.368 8	1.128 6	3.829 7	0.923 3	3.949 3	0.958 5	4.178 2	0.828 4	4.195 4	0.882 4
Status	2.510 8	0.718 5	2.742 4	0.591 6	2.737 3	0.652 7	2.800 6	0.620 0	2.778 5	0.669 0
Marr	0.973 3	0.161 3	0.912 7	0.282 9	0.898 6	0.302 5	0.764 4	0.425 0	0.667 8	0.471 8
Size	3.006 6	1.454 4	3.349 3	1.463 1	3.534 6	1.312 3	3.713 0	1.433 1	3.661 2	1.487 2

五、实证结果与分析

(一) 基准回归结果分析

本文采用 Firpo 等^[28]提出的再中心化影响函数回归方法(RIF),实证检验互联网使用对农户收入差距的影响。表4是以基尼系数作为农户收入差距衡量指标的RIF估计结果。可以看出,互联网使用(Net)的估计系数为0.004 2,通过1%的显著性水平检验,验证了本文的研究假设。互联网使用为农户提高收入提供了新的途径与方式,然而农户在互联网的使用过程中存在获取差异与回报差异,使得他们在互联网资源的拥有量与充分认知方面也存在差异。拥有量足够多并且能充分认知互联网资源的农户,能够更有效利用资源并将其转化为回报,他们的收入也向上流动,而资源的叠加效应使优势群体与劣势群体的收入差距不断扩大。控制变量中,年龄(Age)、受教育程度(Edu)、健康状况(Health)、相对经济状况(Status)、婚姻状况(Marr)和家庭规模(Size)均能显著影响农户收入差距。其中,年龄(Age)扩大了农户收入差距,表明我国劳动力市场依然存在以年龄为代表的经验优势代替学历优势的现象^[31]。受教育程度(Edu)、健康状况(Health)、相对经济状况(Status)、婚姻状况(Marr)和家庭规模(Size)均缓解了农户内部收入差距,这与现有的研究结论基本一致^[30]。

互联网使用主要从获取差异与回报差异两个渠道影响农户收入差距,而互联网使用又受到农户个体特征的影响^[32]。庄家焱等指出互联网的工资溢价效应存在显著的性别差异,女性互联网工资溢价为男性互联网工资溢价的90.6%^[22]。胡伦和陆迁在考察贫困地区互联网信息技术对农户收入的影响时发现,互联网信息技术使用的增收效应在不同教育水平和年龄阶段具有显著个体异质

性^[33]。因此,本文将从性别、年龄和受教育程度等方面考察不同农户个体特征下互联网使用对农户收入差距的影响。表4列(2)、(3)、(4)分别报告了不同个体特征下互联网使用对农户收入差距影响的估计结果。在列(2)与列(3),互联网使用(Net)的估计系数分别为0.0068与0.0042,均通过1%的显著性检验,而互联网使用与年龄的交互项(Net×Age)、互联网使用与性别的交互项(Net×Gender)的估计系数并不显著。列(2)与列(3)的结果表明互联网使用显著地扩大了农户收入差距,但是这种扩大效应并未受到农户年龄与农户性别的影响。在列(4),互联网使用(Net)的估计系数分别为-0.0036,并不显著,互联网使用与受教育程度的交互项(Net×Edu)的估计系数为0.0018,通过1%的显著性检验。列(4)的结果表明互联网使用对农户收入差距的影响主要受个体受教育程度的影响,农户受教育程度越高,互联网使用对收入差距的扩大效应越明显。互联网的基础是信息化技术的广泛应用,其本身具有技术中立性,因此通过互联网产生收入效应的关键是个体对互联网技术的使用情况。受教育程度较高的农户,一方面能够凭借已有的知识更容易掌握新技术,获取更多数量与更高质量的互联网资源,另一方面,对互联网资源的充分认知使他们能够有效利用资源并将其转化为回报。因此,与受教育程度较低的农户相比,受教育程度较高的农户在使用互联网的过程中资源的拥有量更多、带来的回报率更高,使他们的收入进一步增长,两者的收入差距扩大。

表4 互联网使用影响农户收入差距的基本估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Net	0.004 2*** (4.803 6)	0.006 8*** (2.650 3)	0.004 2*** (3.816 4)	-0.003 6 (-1.269 0)
Net_Age		-0.000 1 (-1.101 6)		
Net_Gender			-0.000 2 (-0.118 4)	
Net_Edu				0.001 8*** (2.860 8)
Gender	-0.000 4 (-0.187 8)	-0.000 2 (-0.130 3)	-0.000 1 (-0.018 6)	0.000 5 (0.241 5)
Age	0.000 9*** (8.778 2)	0.001 0*** (6.819 1)	0.000 9*** (8.771 0)	0.000 9*** (8.621 0)
Edu	-0.003 7*** (-4.445 0)	-0.003 7*** (-4.409 3)	-0.003 8*** (-4.412 5)	-0.006 7*** (-5.035 8)
Politics	0.006 1 (1.371 5)	0.006 3 (1.416 3)	0.006 1 (1.371 3)	0.005 5 (1.229 7)
Health	-0.001 7* (-1.882 3)	-0.001 7* (-1.883 6)	-0.001 7* (-1.885 2)	-0.001 6* (-1.755 5)
Status	-0.004 0*** (-3.010 8)	-0.004 0*** (-3.012 5)	-0.004 0*** (-3.005 4)	-0.004 0*** (-3.008 9)
Marr	-0.027 4*** (-7.526 8)	-0.025 7*** (-6.517 1)	-0.027 4*** (-7.523 3)	-0.024 2*** (-6.395 3)
Size	-0.001 1* (-1.729 9)	-0.001 1* (-1.754 3)	-0.001 1* (-1.731 4)	-0.001 1* (-1.729 4)
Cons	0.064 1*** (7.994 6)	0.057 2*** (5.597 8)	0.064 1*** (7.968 9)	0.072 4*** (8.499 5)
样本量	3 218	3 218	3 218	3 218
Adj-R ²	0.057 7	0.057 8	0.057 4	0.059 8

注:***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为相应变量的t统计量,下同。

(二) 异质性讨论

1. 区域差异

区域差异是影响农户收入差距的重要决定因素^[34]。中国各地区经济存在发展不平衡现象,经济水平、资源禀赋、科技政策等因素也使得各地区互联网普及和使用情况、信息化程度存在区域差异。闫超栋和马静通过考察我国信息化发展指数、互联网和移动电话普及率等指标,发现我国信息化发展呈现明显的空间非均衡性,东部沿海地区的信息化水平最高,西南和西北地区相对落后^[35]。为了进一步分析互联网使用影响农户收入差距的区域差异,本文将25个省(市、自治区)做进一步细分,具体分为东部、中部和西部。表5中的列(1)、列(2)和列(3)报告了分区域的农户收入差距的RIF估计结果。结果发现,互联网使用(Net)的估计系数均为正,其中东部和中部的估计结果通过了1%的显著性水平检验,而西部的估计结果并不显著。以上结果表明,互联网使用对农户收入差距的影响存在区域差异,在东部和中部互联网发展程度较高的地区,互联网使用对农户收入差距的扩大效应更明显。

在信息化水平较高地区,互联网发展更快、互联网基础设施更完善、互联网氛围更浓厚,一方面互联网使用的现有优势群体能够进一步凭借地区优势接触更先进的互联网技术,提高使用互联网的知识技能,经济优势使他们有足够的支付能力承受使用互联网的各种费用;另一方面,浓厚的互联网氛围使互联网与主观世界联系更紧密,农户对互联网有更深入的认识,此时优势群体有更多途径和机会将互联网资源转化为回报。在信息化水平较低地区,互联网发展程度较低、互联网氛围更稀薄,一方面,互联网使用的现有优势群体难以凭借地区优势和经济优势进一步增加获取差异;另一方面,这些地区仍以传统产业为主导,现有优势群体难以通过互联网资源获得更多回报。因此相比于西部地区,东部和中部地区的农户使用互联网的获取差异和回报差异更明显,对农户收入差距的扩大效应也更明显。

2. 制度环境

互联网使用主要是个体层面的微观决策,但是宏观经济社会属性规定了个体决策所依赖的资源、观念与文化等要素,最终影响收入分配。因此,为了进一步考察宏观经济社会属性带来的异质性影响,本文从正式制度环境和非正式制度环境两个层面分析互联网使用与农户收入差距之间的关系。其中,各地区的正式制度环境采用王小鲁等^[36]提出的中国分省份市场化指数进行衡量,若地区市场化指数高于平均值,则设定为高正式制度环境地区,赋值为1,否则为0;各地区的非正式制度环境采用张维迎和柯荣住^[37]提出的各地区社会信任指数进行衡量,若地区社会信任指数高于平均值,则设定为高非正式制度环境地区,赋值为1,否则为0。为了检验制度环境对互联网使用与农户收入差距之间关系的影响,本文构建以下回归模型:

$$\text{Gini}(\text{Income}) = \alpha + \beta_1 \text{Net} + \beta_2 \text{Trust} + \beta_3 \text{Net} \times \text{Trust} + \beta X + \mu \quad (8)$$

$$\text{Gini}(\text{Income}) = \alpha + \beta_1 \text{Net} + \beta_2 \text{Market} + \beta_3 \text{Net} \times \text{Market} + \beta X + \mu \quad (9)$$

其中,Trust为社会信任(非正式制度环境),Market为市场化指数(正式制度环境)。本文重点关注Net×Trust和Net×Market的系数,如果系数显著,表明制度环境能够影响互联网使用与农户收入差距之间的关系。

表5中列(4)报告了社会信任对互联网使用与农户收入差距之间关系的影响。其中,互联网使用(Net)的系数显著为正,与前文结论基本一致,Net×Trust的系数为0.0048,且通过了1%的显著性

水平检验,表明社会信任作为一种非正式制度,强化了互联网使用对农户收入差距的扩大效应。正如韦伯及其后来者指出,参加社团组织等于获得一个“社会印章”(social approval),使“团体惩罚”(类似一种“连坐制”)更为可能^[35]。也就是说,在社会信任较高地区的个体会获得值得信赖的“社会印章”,人们更愿意与该地区的个体进行交流合作^[38]。互联网时代的到来使信息传递更加便捷、信息交流更加频繁,但同时也容易产生交流双方真实身份被隐藏、虚假消息泛滥等问题。因此,位于社会信任水平较高地区的农户会被赋予值得信赖的“社会印章”,而互联网使用的现有优势群体在认知互联网资源,将其有效利用并转化为回报的过程中,更容易被他人信赖,双方信息不对称程度降低,农户人际网络进一步扩展,实现非农就业的机会更大,交易合作更容易达成,使得互联网资源转化为回报的效果更明显,回报差异更大,最终导致社会信任水平较高地区的农户收入差距进一步扩大。

表 5 互联网使用影响农户收入差距的区域差异和制度环境差异

变量	地域差异			制度环境	
	东部	中部	西部	非正式制度	正式制度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Net	0.007 0*** (3.465 6)	0.004 3*** (3.636 4)	0.001 9 (1.141 1)	0.002 7*** (2.833 1)	0.001 9* (1.718 7)
Trust				-0.005 6 (-1.591 2)	
Net×Trust				0.004 8*** (3.413 2)	
Market					-0.007 3** (-2.474 8)
Net×Market					0.004 3*** (3.478 9)
Gender	-0.000 3 (-0.078 0)	-0.001 7 (-0.672 0)	0.000 4 (0.136 4)	-0.000 3 (-0.180 5)	-0.000 5 (-0.264 7)
Age	0.001 3*** (4.628 8)	0.001 3*** (8.714 8)	0.000 5*** (2.847 8)	0.000 9*** (8.669 5)	0.000 9*** (8.808 4)
Edu	-0.002 4 (-1.202 6)	-0.001 9 (-1.634 6)	-0.005 6*** (-3.954 1)	-0.003 8*** (-4.507 3)	-0.003 7*** (-4.416 1)
Politics	0.017 0* (1.722 8)	-0.008 0 (-1.270 7)	0.024 8*** (3.188 8)	0.006 5 (1.459 3)	0.006 6 (1.477 4)
Health	-0.007 3*** (-3.182 3)	-0.002 1* (-1.674 8)	0.000 4 (0.301 7)	-0.001 7* (-1.927 5)	-0.001 7* (-1.891 3)
Status	-0.002 6 (-0.773 2)	-0.003 3* (-1.809 2)	-0.003 6 (-1.572 1)	-0.004 0*** (-3.013 5)	-0.004 1*** (-3.057 4)
Marr	-0.008 5 (-0.947 4)	-0.028 4*** (-5.541 4)	-0.033 9*** (-5.612 9)	-0.027 7*** (-7.645 8)	-0.027 7*** (-7.628 8)
Size	-0.001 4 (-0.889 4)	-0.001 7* (-1.921 2)	-0.001 6 (-1.467 2)	-0.001 1* (-1.688 2)	-0.001 1* (-1.806 5)
Cons	0.038 4* (1.855 6)	0.042 8*** (3.819 4)	0.091 6*** (6.740 7)	0.066 9*** (8.320 3)	0.068 3*** (8.424 2)
样本量	512	1 575	1131	3 218	3 218
Adj-R ²	0.103 5	0.081 6	0.050 8	0.061 7	0.060 7

表 5 列(5)报告了市场化指数对互联网使用与农户收入差距之间关系的影响。其中,互联网使用(Net)的系数显著为正,与前文结论基本一致。Net×Market 的系数为 0.004 3,且通过了 1%的显著性水平检验,表明以市场化进程为代表的正式制度环境能够强化互联网使用对农户收入差距的

扩大效应。市场化改革的深入加强了土地、劳动力、资本在要素市场上的流动,促进了农村土地经营的集聚和规模化,实现了劳动力在农业和非农业之间的有效配置,缓解了资金约束对农户农业和非农业投入的限制^[39]。因此在市场化程度较高的地区,互联网使用的现有优势群体在认知互联网资源,将其有效利用并转化为回报的过程中,能够依托地区市场化改革的成果,在实现资源有效配置、获取非农就业机会以及提高生产效率等方面进一步放大互联网使用的回报率,最终导致市场化程度较高地区的农户收入差距进一步扩大。

(三)作用过程分析

根据前文分析,互联网的使用与普及为农户提高收入提供了新的途径与方式,然而农户在互联网使用过程中存在获取差异与回报差异,这就使得农户并不是均等提高收入水平。相比于拥有量少、无法充分认知互联网资源的农户,拥有量多、能够充分认知互联网资源的农户的收入向上流动,而资源的叠加效应进一步延续和扩大他们的优势,使优势群体与劣势群体的收入差距不断扩大。来自基准回归的估计结果已经证实互联网使用对农户收入差距有显著的扩大效应。因此,为了进一步分析互联网使用影响农户收入差距的作用过程,本文将从获取差异与回报差异两个方面展开分析。

第一,获取差异。获取差异反映的是互联网资源拥有量在不同农户之间的分布情况,一般来说使用互联网的频率越高,获取的互联网资源越多,因此本文利用互联网使用频率考察获取差异。本文将收入划分为10个分位区间,然后计算各个分位区间的互联网使用频率的平均值,结果如图2所示。在图2中,横坐标代表不同收入分位点,纵坐标代表互联网使用频率,散点标注的是不同收入分位点上互联网使用频率的平均值,曲线代表的是这些散点的二次拟合曲线。从图2可以看出,随着分位点的提高,互联网使用频率也在逐渐提高,说明高收入农户的互联网使用频率更高。这是因为高收入农户有足够的支付能力去实现使用互联网的知识技能学习和设备升级,他们成为互联网使用的优势群体,从而有机会拥有更多的互联网资源,使得优势群体与劣势群体间的获取差异扩大,最终导致农户收入差距扩大。

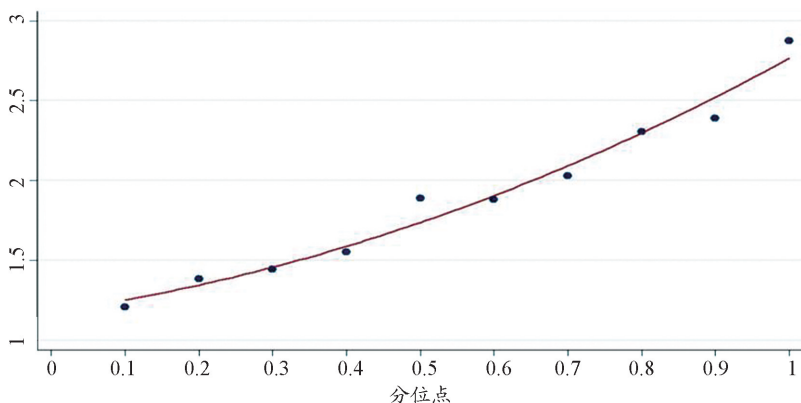


图2 不同收入分位点上的互联网使用频率

第二,回报差异。为了考察互联网回报率在不同收入群体中的分布情况,本文运用无条件分位数回归法来检验不同分位数上的互联网使用回报率。以农户收入的对数值(Income)为被解释变量、以互联网使用(Net)以及相关控制变量为解释变量在0.1、0.3、0.5、0.7、0.9分位点进行回归,估计结果如表6所示。表6的列(1)至列(5)分别报告了在0.1、0.3、0.5、0.7、0.9分位点上的回归结

果。可以看出,互联网使用(Net)的系数在 0.1 分位点并不显著,而在 0.3、0.5、0.7、0.9 分位点的系数显著为正,并且系数逐渐增大。表 6 的结果表明,互联网使用对农户收入水平在不同分位点上的影响效果具有差异性,在低分位点(0.1)上的影响效果不显著,并且随着分位点的提高,互联网使用为农户带来的回报率逐渐增大。

表 6 互联网使用对农户收入影响的无条件分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
Net	0.013 6 (0.383 7)	0.071 6*** (4.708 2)	0.115 1*** (6.909 1)	0.164 1*** (8.739 7)	0.245 6*** (8.047 6)
Gender	0.085 3 (0.931 3)	0.014 0 (0.380 3)	-0.009 0 (-0.244 5)	0.013 4 (0.351 8)	-0.046 8 (-0.821 8)
Age	-0.034 6*** (-5.872 2)	-0.010 9*** (-5.052 0)	-0.008 2*** (-3.904 7)	0.001 1 (0.506 0)	0.010 0*** (3.265 4)
Edu	0.167 7*** (3.753 6)	0.068 2*** (3.877 0)	0.056 7*** (3.391 4)	0.053 4*** (3.180 6)	0.055 2** (2.229 0)
Politics	-0.002 3 (-0.012 3)	-0.069 8 (-0.788 2)	-0.041 0 (-0.455 8)	-0.026 3 (-0.263 3)	0.021 6 (0.138 9)
Health	0.123 0** (2.481 8)	0.098 9*** (5.267 4)	0.076 8*** (4.304 0)	0.051 1*** (2.908 5)	0.033 6 (1.357 4)
Status	0.641 7*** (8.013 8)	0.361 0*** (13.206 3)	0.399 0*** (15.849 6)	0.406 6*** (16.056 3)	0.492 6*** (11.973 7)
Marr	1.381 8*** (6.644 5)	0.448 5*** (6.865 2)	0.292 4*** (4.343 9)	0.114 8 (1.510 5)	-0.081 7 (-0.659 2)
Size	0.105 4*** (3.496 5)	0.071 1*** (6.012 2)	0.061 6*** (4.947 0)	0.047 6*** (3.548 2)	0.091 4*** (4.278 8)
Cons	6.040 5*** (13.867 1)	8.128 9*** (49.473 1)	8.599 4*** (55.192 4)	8.687 6*** (56.049 0)	8.683 9*** (35.036 1)
样本量	3 218	3 218	3 218	3 218	3 218
Adj-R ²	0.099 9	0.181 6	0.193 1	0.167 9	0.121 8

为了更详细地分析互联网使用回报率的分布问题,本文绘制了各分位数上互联网使用回报率分布图,如图 3 所示。在图 3 中,横坐标代表不同分位点,纵坐标代表互联网使用回报率,散点标注的是从 0.1 分位点到 0.9 分位点上互联网使用的回归系数,曲线代表的是这些散点的二次拟合曲线。从图 3 可以看出,随着分位点的提高,互联网使用的回报率呈逐渐上升的趋势,反映出互联网使用回报率在不同收入水平的农户间存在差异。以上结果证明高收入农户的互联网使用回报率显著高于低收入农户。

通过对不同收入分位点下农户互联网使用频率和互联网使用回报率的考察,可以看出高收入农户的互联网使用频率和互联网使用回报率显著高于低收入农户,因此互联网使用会通过影响获取差异和回报差异,进而扩大农户收入差距。

(四) 稳健性检验

为了增强研究结论的可靠性,本文进行以下稳健性检验。

其一,方差是反映收入不平等的常用指标之一。因此,本文采用农户收入的方差作为农户收入

不平等的衡量指标进行 RIF 回归,重新检验互联网使用对农户收入差距的影响。表 7 列(1)的回归结果与基准回归的估计结果基本一致,表明互联网使用会显著地扩大农户收入差距。

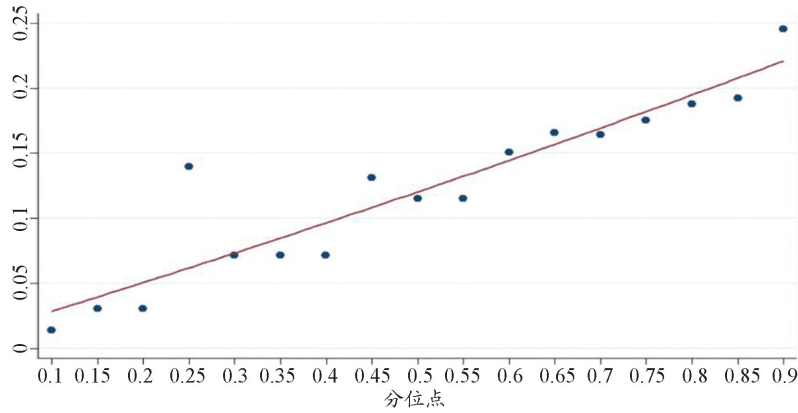


图 3 不同收入分位点上的互联网使用回报率

其二,本文采用二元变量重新衡量互联网使用(Net):若农户从未使用互联网,赋值为 0,否则赋值为 1,得到新的互联网使用衡量指标(Net2)。表 7 列(2)采用 Net2 进行 RIF 回归,估计结果与基准回归结果基本一致,表明本文的研究结论是稳健的。

表 7 稳健性检验

变量	(1)	(2)
Net	0.193 3*** (5.310 2)	
Net2		0.007 9*** (3.155 7)
Gender	0.043 0 (0.550 2)	-0.000 4 (-0.231 8)
Age	0.032 9*** (7.427 1)	0.000 8*** (8.018 7)
Edu	-0.156 4*** (-4.423 1)	-0.003 4*** (-4.011 7)
Politics	0.252 2 (1.346 6)	0.006 8 (1.524 8)
Health	-0.018 9 (-0.508 5)	-0.001 6* (-1.781 1)
Status	-0.007 5 (-0.134 4)	-0.003 9*** (-2.908 5)
Marr	-0.938 7*** (-6.152 0)	-0.028 6*** (-7.875 4)
Size	-0.035 0 (-1.321 2)	-0.001 1* (-1.698 0)
Cons	0.805 5** (2.391 6)	0.072 7*** (9.452 8)
样本量	3 218	3 218
Adj-R ²	0.035 3	0.053 8

六、研究结论与政策建议

本文基于 CGSS2015 的调研数据,采用再中心化影响函数回归方法(RIF)研究了互联网使用对农户收入差距的影响。研究表明:第一,互联网使用能够显著扩大农户收入差距,并且农户受教育程度较高时,互联网使用对收入差距的扩大效应更明显。在经过稳健性检验之后,该结论依然成立。第二,互联网使用对农户收入差距的影响存在异质性,在互联网发展程度较高、社会信任水平较高以及市场化程度较高的地区,互联网使用对农户收入差距的扩大效应更显著。第三,进一步分析互联网使用影响农户收入差距的作用过程后发现,高收入农户的互联网使用频率和互联网使用回报率显著高于低收入农户,这是互联网使用扩大农户收入差距的内在机制。

根据研究结论,本文提出以下政策建议:首先,由于使用互联网需要较高的人力成本和经济成本,因此互联网对部分农户的收入提升效应被抑制,政府部门应当加大互联网基础设施投入力度,为农户提供更实惠的互联网使用设备,同时为农户提供有关互联网使用的相关咨询和培训,降低农户对互联网的使用成本和准入门槛;其次,农户在接触和使用互联网的过程中可能难以从海量信息中获取真实有用的信息,因此政府应当为农户使用互联网提供配套服务,如通过短信或建立网站等形式直接为农户提供有关农业技术、产业发展等方面的专业信息,减少农户的信息搜寻成本,从而提高农户的互联网使用效率;最后,对于无法通过互联网提高收入的农户,一方面要做好这部分人群的生活保障工作,另一方面要积极开展就业培训工作,扩宽这部分人群的就业渠道和收入来源,从而缓解农户收入差距扩大。

参考文献:

- [1] GIBSON J, HUANG J K, ROZELLE S. Why is income inequality so low in China compared to other countries: The effect of household survey methods[J]. *Economics Letters*, 2001, 71(3): 329-333.
- [2] 万广华, 周章跃, 陆迁. 中国农村收入不平等: 运用农户数据的回归分解[J]. *中国农村经济*, 2005(5): 4-11.
- [3] 孙敬水, 于思源. 物质资本、人力资本、政治资本与农村居民收入不平等: 基于全国 31 个省份 2852 份农户问卷调查的数据分析[J]. *中南财经政法大学学报*, 2014(5): 141-149, 160.
- [4] 李实, 岳希明, 史泰丽, 等. 中国收入分配格局的最新变化: 中国居民收入分配研究 V[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2017.
- [5] ZHANG Y, WAN G H. The impact of growth and inequality on rural poverty in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2006, 34(4): 694-712.
- [6] 施成杰. 我国收入差距的总体形势与应对思路[J]. *重庆理工大学学报(社会科学)*, 2018(1): 1-9.
- [7] 许竹青, 郑凤田, 陈洁. “数字鸿沟”还是“信息红利”? 信息的有效供给与农民的销售价格: 一个微观角度的实证研究[J]. *经济学(季刊)*, 2013(4): 1513-1536.
- [8] 万宝瑞. 我国农村又将面临一次重大变革: “互联网+三农”调研与思考[J]. *农业经济问题*, 2015(8): 4-7.
- [9] FURUHOLT B, KRISTIANSEN S. A rural-urban digital divide? [J]. *The Electronic Journal of Information Systems in Developing Countries*, 2007, 31(1): 1-15.
- [10] KRUEGER A B. How computers have changed the wage structure: Evidence from microdata, 1984-1989[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(1): 33-60.
- [11] MILLER P, MULVEY C. Computer skills and wages[J]. *Australian Economic Papers*, 1997, 36(68): 106-113.
- [12] GOSS E P, PHILLIPS J M. How information technology affects wages: Evidence using Internet usage as a proxy for IT skills[J]. *Journal of Labor Research*, 2002, 23(3): 463-474.
- [13] ENTORF H, GOLLAC M, KRAMARZ F. New technologies, wages and worker selection[J]. *Journal of Labor Economics*, 1999, 17

- (3):464-491.
- [14] PABILONIA S W, ZOGHI C. Returning to the returns to computer use[J]. *American Economic Review*, 2005(2): 314-317.
- [15] DIMAGGIO P, BONIKOWSKI B. Make money surfing the web? The impact of Internet use on the earnings of U. S. workers [J]. *American Sociological Review*, 2008, 73(2): 227-250.
- [16] 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.
- [17] FABRITZ N. The Impact of broadband on economic activity in rural areas; Evidence from German municipalities [R]. IFO Working Paper, 2013.
- [18] 谭燕芝, 李云仲, 胡万俊. 数字鸿沟还是信息红利: 信息化对城乡收入回报率的差异研究[J]. *现代经济探讨*, 2017(10): 88-95.
- [19] 王元超. 互联网工资溢价效应的阶层差异[J]. *社会学评论*, 2019(2): 27-41.
- [20] 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.
- [21] 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.
- [22] 庄家焯, 刘爱玉, 孙超. 网络空间性别不平等的再生产: 互联网工资溢价效应的性别差异: 以第三期妇女地位调查为例[J]. *社会*, 2016(5): 88-106.
- [23] 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.
- [24] 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.
- [25] 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.
- [26] ROSS C E, MIROWSKY J. Sex differences in the effect of education on depression: Resource multiplication or resource substitution? [J]. *Social Science & Medicine*, 2006, 63(5): 1400-1413.
- [27] 金文朝, 金鍾吉, 张海东. 数字鸿沟的批判性再检讨[J]. *学习与探索*, 2005(1): 32-38.
- [28] FIRPO S, FORTIN N M, LEMIEUX T. Unconditional quantile regressions[J]. *Econometrica*, 2009, 77(3): 953-973.
- [29] 王文涛, 曹丹丹. 市场化进程、教育同质性婚配与家庭收入差距[J]. *经济学动态*, 2019(2): 78-90.
- [30] 谢家智, 王文涛. 社会结构变迁、社会资本转换与农户收入差距[J]. *中国软科学*, 2016(10): 20-36.
- [31] 罗楚亮. 城镇居民工资不平等的变化: 1995-2013年[J]. *世界经济*, 2018(11): 25-48.
- [32] 毛宇飞, 曾湘泉, 胡文馨. 互联网使用能否减小性别工资差距: 基于CFPS数据的经验分析[J]. *财经研究*, 2018(7): 33-45.
- [33] 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.
- [34] 程名望, JinYanhong, 盖庆恩, 等. 中国农户收入不平等及其决定因素: 基于微观农户数据的回归分解[J]. *经济学(季刊)*, 2016(3): 1253-1274.
- [35] 闫超栋, 马静. 中国信息化发展的地区差距及其动态演进[J]. *软科学*, 2017(7): 44-49.
- [36] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [37] 张维迎, 柯荣住. 信任及其解释: 来自中国的跨省调查分析[J]. *经济研究*, 2002(10): 59-70, 96.
- [38] 张卫国, 睦鑫, 于连超. 社会信任与企业扭亏绩效[J]. *商业研究*, 2019(6): 34-46.
- [39] 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.

A research on the impact of Internet use on income inequality in rural China: Empirical analysis based on CGSS data

LIU Ren¹, SUI Xin², WANG Wentao³

- (1. School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, P. R. China;
2. School of Business Administration, South China University of Technology, Guangzhou 510000, P. R. China;
3. School of Economics and Finance, Chongqing University of Technology, Chongqing 400054, P. R. China)

Abstract: The implementation of rural revitalization strategy aims at developing rural economy and

increasing farmers' income. It is of great significance for the implementation of rural revitalization strategy and the stable development of social economy to alleviate the income gap of rural households. At the same time, the rapid development of Internet technology has brought profound changes to social life and played a decisive role in the process of economic development. The development of Internet economy has a far-reaching influence on efficiency and equity, and profoundly changes the formation mechanism of income inequality in rural China. So, can internet technology reduce the income gap of farmers while increasing their income? It is of great significance to clarify the mechanism of the impact of Internet use on the income gap of rural households in order to give full play to the positive role of the Internet, and promote rural development. Based on the survey data of CGSS in 2015, this paper studies the impact of Internet use on the income inequality in rural China by using the method of recentered influence function regression (RIF). The results show that: firstly, Internet use has significantly expanded the income inequality in rural China, and when the education level of farmers is higher, the effect of Internet use on income gap is more obvious, and the conclusion is still valid after the robustness test. Secondly, the impact of Internet use on the income inequality in rural China is heterogeneous. In areas with higher Internet development, social trust and marketization, the effect of Internet use on the expansion of the income gap of rural households is more significant. After examining the impact of individual characteristics, it is found that when the education level of rural households is higher, the effect of Internet use on the expansion of the income gap is more significant. Thirdly, after further analyzing the process of Internet use affecting the income inequality in rural China, it is found that the return rate and frequency of Internet use of high-income farmers are significantly higher than that of low-income farmers. The main contributions of this paper are as follows: 1) Based on the "Digital divide" brought by the popularization of Internet, this paper discusses the impact of Internet use on the income gap of rural households, which provides a new perspective for understanding the expansion of the income gap of rural households, and expands the research scope of the income gap theory; 2) Based on the regional differences and institutional environment, this paper explores the heterogeneous impact of Internet use on the income gap of rural households, and provides new empirical evidence and decision-making basis for further widening the income gap of rural households; 3) It is helpful to understand the internal mechanism of the difference of Internet use from the perspective of difference of access and difference of return.

Key words: Internet use; household income; income inequality; recentered influence function regression

(责任编辑 傅旭东)