

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2023.01.002

数字基础设施建设 对农村居民收入的影响效应

邓荣荣, 吴云峰

(南华大学 经济管理与法学学院, 湖南 衡阳 421001)

摘要: 基于中国284个地级及以上城市2010—2019年的面板数据, 综合运用双重差分模型等多种方法, 多维度对数字基础设施建设与农村居民收入的关系及其内在机制进行评估。研究结果显示: “宽带中国”政策显著提高了农村居民收入水平; 运用工具变量法、倾向得分匹配等方法进行稳健性检验后, 结论仍然成立。机制分析表明, 缩减数字鸿沟、数字普惠金融发展、创新创业是数字基础设施建设增加农村居民收入的重要机制。异质性分析表明, 在东部地区与中部地区、大中规模城市以及较高传统基础设施水平地区, 数字基础设施的增收效应较为明显; 而在西部地区、小规模城市以及较低传统基础设施水平的地区, 数字基础设施建设增收效应不明显。空间溢出效应分析表明, 数字基础设施建设对于周边地区农村居民收入水平具有正向的空间溢出效应。

关键词: 数字基础设施; 农村居民收入; “宽带中国”; 数字鸿沟; 数字普惠金融; 创新创业

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700 (2023) 01-0021-15

一、问题提出

以“三农”为主题的中央一号文件, 历来强调“三农”问题在中国现阶段的重要地位。2022年中央一号文件《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴重点工作的意见》指出, 要完善农村基础设施覆盖, 推动数字乡村建设, 确保农民稳步增收、农业稳产增产, 全面推进乡村振兴。随着以云计算、大数据、物联网为代表的新一代信息技术的发展, 新一代信息技术与社会生活的深度融合催生了对农村新型基础设施建设与应用的广阔需求。与传统基础设施所不同的是, 数字基础设施具有数字化、网络化、智能化等特性, 数字化的乡村基础设施和传统基础设施数字化改造形成的融合基础设施, 为智慧农业生产、农村电商等数字乡村关键应用场景提供基础, 有利于实现智慧农业, 提升农村公共服务和治理水平。那么, 在乡村振兴战略背景下, 数字基础设施建设是否能够成为农民增收的重要推动力? 数字基础设施影响农民收入的作用机制和渠道是怎样的? 针对这些问题的探讨不仅有利于丰富数字乡村建设的研究内容, 而且对于解决乡村产业发展的薄弱问题、推动乡村振兴具有重要的理论价值与现实意义。

收稿日期: 2022-07-07; 修回日期: 2022-09-18

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“乡村振兴战略背景下农户宅基地退出的成本测度与补偿政策优化研究”(20BJY121); 南华大学研究生科研创新项目“湖南省数字基础设施建设促进农村居民收入增长的研究与政策优化”(223YXC048)

作者简介: 邓荣荣(1981—), 女, 南华大学经济管理与法学学院教授; 吴云峰(1998—), 男, 南华大学经济管理与法学学院硕士研究生, 通讯作者。

二、文献综述

与本文主题相关的研究大多集中在数字基础设施建设对农村产业发展、企业技术变革以及经济高质量发展影响等议题上, 主要包括: 从农业现代化发展角度阐述数字基础设施建设促进农村产业发展的作用机制与面临的瓶颈^[1-2]; 从制造业或服务业高质量发展的角度阐释数字基础设施建设的产业结构升级效应^[3-4]; 探析数字基础设施发展对企业产品服务形态及全要素生产率的影响效应^[5-6]; 从对外贸易高质量发展的角度探讨数字基础设施对全球价值链地位提升的作用机制^[7-8]。

长期以来, 农村居民收入主要来源于农业经营性收入与工资性收入^[9], 关于农村居民收入的研究大多集中在影响因素、收入构成以及收入分配等议题上, 主要包括: 从要素配置角度研究劳动、资本、土地等生产要素对农民收入的作用机制^[10-11]; 从收入构成角度进一步探讨对农民工工资性收入、非工资性收入的异质性影响^[12-13]; 从收入分配视角对农村居民收入不平等现状、影响以及缓解收入不平等的路径进行研究^[14-15]。数字基础设施是在数字经济发展基础上由第五代固网、5G、工业互联网等高度交叉融合所形成的基础设施, 是传统基础设施与数字经济相融合的结果, 兼具二者的基本特征。无论是数字化的农村基础设施, 还是传统农村基础设施数字化改造, 都有助于极大地促进农业生产以及农村经济转型。对于农民而言, 农业生产力的提升意味着经营性收入的增加, 而农村经济转型不仅利于农业实现规模发展, 还带动了非农就业, 进一步提高了农民的工资性收入^[16]。

就传统基础设施对农村居民收入的影响研究而言, 学者们对于传统基础设施发挥农民增收效应的结论存在分歧。例如, 彭妮娅(2019)研究发现教育设施投入的农民收入弹性系数高于其他脱贫举措, 对于农民增收作用显著^[17]; 而吕新博等(2021)的研究表明, 教育基础设施对农户的增收效应不显著, 其原因可能与农村教育质量及地区教育结构的侧重点有关^[18]。菲博(Faber, 2014)的研究结果表明, 交通设施能够加深中国中心城市的集聚程度并产生“虹吸效应”, 不利于贫困地区经济发展及农户增收^[19]。陈焱等(2021)认为交通基础设施能通过发挥“涓滴效应”以及促进非农就业等方式有效提高农村居民收入^[20]。部分学者针对传统基础设施的农业减贫机制进行了阐释, 例如, 谢申祥等(2018)从促进农村经济增长、改善收入分配与减少交易成本等三个方面论述了基础设施降低农村贫困的作用渠道^[21]。张亦然(2021)指出交通基础设施改善通过提高政府补贴和农业劳动力转移两个渠道发挥减贫效应^[22]。就数字经济对农民增收的影响研究而言, 学者们主要基于现代信息网络等数字经济载体对农村居民收入的影响视角, 阐释其收入影响效应。例如, 杨柠泽和周静(2019)对互联网使用对提升农民收入水平的直接影响效应及其异质性进行了检验, 认为互联网能够促进农村居民收入水平提升, 并且对低学历、中老年群体有更强的促进作用^[23]。杨怡等(2022)研究发现, 数字普惠金融的发展降低了农民融资约束, 更有利于农民从事生产经营活动, 从而促进农民经营性收入提高^[24]。此外, 夏炎等(2018)指出, 数字经济产业与传统产业的融合产生的消费导向型就业效应正逐步扩大, 使得非农就业占全部就业人数比例增加^[25]。非农就业率的上升不仅可以直接提高农民工工资性收入, 带动农村经济转型, 还能够促进土地流转, 使得剩余继续从事农业生产的群众能够拥有更多的耕地、用水等农业资源, 从而在农业生产率得到提升的同时进一步提高农村居民收入^[26]。

综上, 现有研究对于客观认识中国农村居民收入影响因素提供了较为深入的洞见, 但鲜见基于数字基础设施的角度分析农村居民收入增长的机制与效应。鉴于此, 本文以“宽带中国”政策作为准自然实验, 基于284个地级及以上城市2010—2019年的面板数据, 分析数字基础设施建设对于农村居民收入的影响效应, 并进一步探讨作用机制、异质性以及溢出效应, 为发挥数字基础设施的农民增收效应提供相应的数据支撑及政策启示。

本文的边际贡献在于: (1) 从理论机制与实证检验两个角度对数字基础设施建设的农民增收效应进行研究, 丰富了数字经济发展背景下数字基础设施建设对农业农村发展影响的相关研究; (2) 对数字基础设施建设作用于农民收入的作用机制进行实证检验, 结合区位、城市规模、基础设施存量等异质性分

析,以及溢出效应检验,为数字基础设施建设政策的有效实施提供决策依据。

三、政策背景、理论分析与假设提出

(一)“宽带中国”战略的政策背景

中国互联网络信息中心的数据显示,2005—2013年,中国的互联网网民数从1.1亿人增至6.2亿人,成为世界上互联网网民规模最大的国家;互联网普及率从8.5%提高至45.8%,年平均增速高于GDP增速,但与此同时,仍存在宽带网络公共基础设施定位不明确引致的投资不足、区域和城乡发展不平衡、发展环境不完善等问题。在此背景下,国务院在2013年印发了《“宽带中国”战略及实施方案》,旨在加强宽带网络发展的顶层设计和统筹规划,加快构建国家信息基础设施,为中国经济社会持续健康发展注入新活力,提供新动力。在“宽带中国”战略部署下,工业和信息化部、国家发展和改革委员会于2014年、2015年和2016年陆续公布了三批共117个城市(群)作为“宽带中国”试点城市,并将各城市农村数字基础设施建设的发展列为“宽带中国”战略实施的重要目标,针对农村数字宽带发展提出了具体的阶段性目标。

具体而言,“宽带中国”政策中有利于促进农民收入增长的措施包括:(1)农村和城市实现同网同速。连续组织实施七批电信普遍服务试点,支持行政村通光纤建设,27个省份13万个行政村纳入试点,其中包括4.3万个贫困村,部署约6万个4G基站建设。(2)宽带网络推广普及有效改善农村生活。高速泛在的宽带网络为用户提供更高速、更高质、更广泛的信息连接,农村电商成为农民销售农副产品、就地就近创业就业的重要途径。(3)城乡公共服务实现公平普惠。推动建立实现就业、社保、教育等功能统一接入的电子政务信息平台。(4)持续降低固定宽带及移动通信资费。通过千兆光纤、智慧家庭等新兴业务带动,运营商宽带和专线平均资费均持续降低。

(二)理论分析与假设提出

根据宏观经济增长理论,经济增长既是劳动力、资金等各种要素投入的产出,也是要素生产率提高的结果。数字基础设施建设不仅可以促进资本要素的积累,还能够产生新型生产要素——数据。数据具有共享性、可复制性以及融合性,打破了传统生产要素固有的稀缺性及排他性,拓展了传统经济增长理论的边界,有利于改善传统生产要素配置效率,同时对经济增长产生促进作用。然而,现阶段农村地区存在信息基础设施薄弱与信息技术资源不足的问题,严重制约农村地区经济增长与农民收入增加。已有研究表明数字基础设施建设有利于弥合城乡数字鸿沟、加快数字普惠金融发展、增强创新创业能力^[27-28],上述三大因素对于促进农民增收甚至社会经济增长都具有较为显著的作用^[29]。据此,本文认为数字基础设施可能通过缩减城乡数字鸿沟、加快数字普惠金融发展和加大创新创业能力提高农村居民收入,具体分析如下。

数字基础设施建设能有效缩减城乡数字鸿沟,从而通过降低“信息贫困”引致的农村收益低下使农民增收。数字鸿沟是一个用于描述经济和社会成员之间普及和应用新兴信息技术方面不平衡状态的概念,即在数字化进程中,经济个体之间在信息技术的开发应用、信息基础设施普及、信息获取处理能力上产生差距,使落后的个体面临“信息贫困”导致的收益差距^[30]。通过数字基础设施建设,一方面,以移动互联网为代表的数字经济在农村快速发展,农村居民可以借助互联网载体随时随地学习知识和技术,通过知识溢出和学习模仿效应有力提升人力资本水平与增收能力^[31]。另一方面,以大数据、云计算等技术为支撑的电商平台能在很大程度上缓解消费者与生产者间的信息不对称问题,农民在电子商务知识学习与实践中对包括产品价格、供需等市场信息的了解程度加深,有利于实现产销高效对接^[32]。

数字基础设施建设通过加快数字普惠金融发展提升农村居民收入。农村金融具有需求数额小、借贷周期短、借贷分散化等特征,传统农村金融服务与需求不匹配,产生产品的逆向选择等问题,制约农民收入水平的提高,故消除“金融排斥”是缩小地区收入差距及改善农村收入状况的重要举措^[33]。农村数字基础设施的发展能促使数字普惠金融应用于互联网、云计算等信息网络技术,打破金融实体网点及服

务的空间限制, 提高农村市场金融服务效率及资金使用效率, 使农村小微企业、农户获得更多的金融机会。同时, 大数据的应用有利于对农村居民资金需求、还贷能力、风险状况进行更为高效的评估, 通过线上系统快速完成批贷与放贷, 有效降低农户获取金融服务的门槛与成本^[34]。此外, “三农”金融服务模式及产品的创新能有效对接农业及农村发展的现实需求, 降低金融信息不对称, 通过金融服务提高农村资本、土地、劳动力等生产要素的流通和生产效率的提升, 有助于促进农村经济结构的调整、资金供求的有效匹配和农民收入的改善^[35]。

数字基础设施建设、区域创新创业能力与农村居民收入增长之间也存在着传递关系。一方面, 数字基础设施建设有利于区域创新创业能力的提高。数字化发展为传统行业注入新的活力, 数字技术与行业之间的相互融合提高了行业运作效率, 并破除了行业及企业间存在的创新壁垒, 使得技术、信息等要素在企业、行业、地区之间快速流动, 创新要素成本显著降低, 进一步刺激企业的创新投入, 有利于区域创新能力的提升^[36]; 另一方面, 区域创新创业能力的提高有利于促进农村居民增收。无论是农村劳动力转移到城市还是城镇居民返乡创业, 都拓宽了农村居民收入渠道, 带动农村居民就业, 提高农村居民收入, 尤其是低收入群体的收入水平^[37]。

基于上述分析, 本文提出以下假设:

假设 1: 数字基础设施建设有利于提高农村居民收入。

假设 2: 数字基础设施建设主要通过缩减城乡数字鸿沟、加快普惠金融发展和加大创新创业能力提高农村居民收入。

数字基础设施建设促进农村居民收入提高可能并非单纯的局部增长问题, 很大程度上会通过技术扩散、启发效应、资源优化配置等经济机制扩散或转移到邻近地区, 从而对邻近地区的农民收入水平产生影响。一方面, 数字基础设施能够打破信息技术传输的地理距离屏障, 通过互联网、大数据、云计算等数字技术提高数据的流动性、获取性与扩散频率, 促进农村地区间知识和技术的充分传递和共享, 积极发展数字基础设施建设的农村地区在取得一定成效后, 会对邻近地区产生一定的启发与学习效应^[38]。另一方面, 新型数字基础设施的发展能拓展农村生产要素的配置方式, 生产要素不再受地理距离的约束, 能够在极短时间内实现地区间再分配和优化组合, 形成各种要素汇聚的良性循环, 并催生诸多新产业新业态新模式, 通过规模效应等提升农业生产效率与农民收入^[39]。据此, 本文提出如下假设:

假设 3: 数字基础建设通过空间溢出效应作用于相邻地区农村居民收入。

四、研究模型与数据来源

(一) 模型设定

本文的主要研究目的是探究推动数字基础设施建设能否提升农村居民收入, 这就需要精确识别二者之间的因果效应。“宽带中国”政策为本文使用双重差分法(DID)进行实证分析创造了契机。鉴于“宽带中国”共包含三批次试点城市, 为克服传统 DID 模型仅适用于评估单一时点政策效果的局限性, 本文构建渐进 DID 模型, 如式(1)所示:

$$\ln Inco_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Time_{it} \times Group_{it} + \sum \alpha_2 C_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $\ln Inco_{it}$ 为被解释变量, 表示农村居民收入水平; 交叉项 $Time \times Group$ 表示“宽带中国”政策, 作为数字基础设施建设的代理变量, 其系数 α_1 反映“宽带中国”政策试点效果; C 表示控制变量组成的向量集; μ 表示个体固定效应; v 表示时间固定效应; ε 表示随机误差项。

同时, 为进一步讨论数字基础设施建设对农村居民收入影响的空间溢出效应, 本文借鉴空间双重差分相关文献^[40], 在式(1)的基础上构建空间双重差分模型(SDID):

$$\ln Inco_{it} = \alpha_0 + \rho W \times Inco_{it} + \alpha_1 Time_{it} \times Group_{it} + \delta W \times Time_{it} \times Group_{it} + \theta_1 C_{it} + \theta_2 W \times C_{it} \mu_i + v_t + (1 - \lambda W)^{-1} \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, W 为使用城市之间地理结构差异距离构建的空间权重矩阵, ρ 为空间自相关系数; δ 为政策的溢出效应, θ_2 为控制变量的溢出效应; λ 为随机扰动项的空间自相关系数。式(2)为空间双重差分模型的一般形式, 根据 ρ 、 δ 、 θ_2 、 λ 的值是否显著为0可以将空间 DID 模型分为三种空间计量模型: 若 $\rho = \delta = \theta_2 = 0$, 则模型为空间误差双重差分模型 (SEM-DID); 若 $\delta = \lambda = 0$, 则模型为空间滞后双重差分模型 (SLM-DID); 若 $\lambda = 0$, 则模型为空间杜宾双重差分模型 (SDM-DID)。后文将通过进一步检验对以上模型进行选取。

(二) 平行趋势检验

应用双重差分法的重要前提条件为实验组样本与对照组样本满足平行趋势条件, 即在试点政策实施前, 试点城市与非试点城市的农村居民收入应该具有相同的变动趋势。为防止偏误, 下面参考已有研究^[41], 设定动态效应模型对实验组城市和对照组城市农村居民收入变化的平行趋势进行检验, 如式(3)所示:

$$\ln Inco_{it} = \theta_0 + \sum_{k=-6}^{k=5} \theta_k Time_{it} \times Group_{it} + \sum \theta_n C_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $Time$ 代表“宽带中国”战略实施前后每一年的时间虚拟变量。以政策实施时间为基准年, k 表示当年与基准年间隔的年份距离, 若 $k < 0$, 该年份处在实施前; 若 $k > 0$, 该年份处于实施后; 其他变量定义与式(1)相同。若政策实施前, $Time \times Group$ 的系数不显著, 说明政策实施前实验组和对照组的农村居民收入变化趋势没有显著差异, 满足平行趋势假定; 若政策实施后, $Time \times Group$ 的系数大于零且显著, 说明“宽带中国”战略对农村居民收入具有显著的提升作用。

图1的结果显示, 政策实施前实验组和对照组的农村居民收入增长没有显著性差异, 即满足平行趋势假定。并且通过检验发现, 政策在实施当年并没有对农村居民收入产生显著影响, 农村居民收入的增长效应在政策实施两年后开始显现, 且影响效果逐渐增大, 说明“宽带中国”战略对农村居民收入的影响具有累积效应, 存在滞后性。

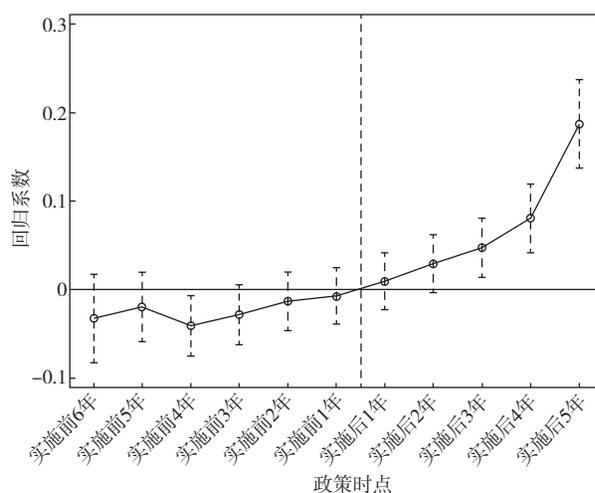


图1 平行趋势检验

注: 虚线代表每个点估计 95%水平的置信区。

(三) 变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量为农村居民收入 ($\ln Inco$), 参照学术界的普遍做法, 用农村居民可支配收入来衡量。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为数字基础设施建设, 将“宽带中国”政策视为一项准自然实验, 作为数字基础设施建设的衡量指标。依照城市是否入选为试点城市设置虚拟变量, 记为 $Time \times Group$ 。具体而言, 入选“宽带中国”政策试点城市设置为 1, 反之设置为 0; 政策实施后设置为 1, 实施前设置为 0。

3. 机制变量

本文的机制变量包括三类。一是城乡数字鸿沟变量 ($Divide$), 用农村互联网使用率与城镇互联网使用率的比值表示, 如式 (4) 所示, $Divide$ 数值越大, 即农村互联网使用率与城镇互联网使用率的比值越大, 城乡数字鸿沟越小。二是数字普惠金融变量 (Dif), 参考张勋等 (2020)^[42] 的做法, 采用城市层面“北京大学数字普惠金融指数”衡量地区数字普惠金融发展, 该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制, 较为全面地覆盖了城乡数字普惠金融发展状况, 由于该指数 2011 年开始公布, 因此整体样本观测值为 2 556 个。三是创新创业变量 ($lnPt$), 该变量主要衡量地区创新创业水平, 用地区专利授权总量来表示。式 (4) 的形式为:

$$Divide_i = \frac{\frac{Internet_{ri}}{Pop_{ri}}}{\frac{Internet_{ui}}{Pop_{ui}}} \quad (4)$$

其中, $Divide_i$ 为 i 市数字鸿沟变量, $Internet_{ri}$ 为 i 市农村互联网用户数, $Internet_{ui}$ 为 i 市城镇互联网用户数, Pop_{ri} 代表 i 市农村人口数量, Pop_{ui} 代表 i 市城镇人口数量。

4. 控制变量

参考以往的文献, 控制了以下可能影响农村居民收入的变量: (1) 经济发展水平 ($lnGDP$), 采用地区生产总值的对数形式进行测度; (2) 产业结构, 分别采用地区第一产业产值占比 ($Agri$)、第二产业产值占比 ($Indu$) 进行衡量; (3) 金融发展水平 ($Loan$), 用年末金融机构各项贷款余额占比来衡量; (4) 教育支持水平 (Edu), 采用教育支出与地方财政支出之比来衡量; (5) 城镇化水平 (Urb), 用城镇常住人口占地区总人口的比重, 即城镇化率来表示。

(四) 数据来源

为保证样本数据的连续性和可得性, 结合行政区划调整和数据缺失的情况, 本文选定的实证样本最终包含中国 284 个地级及以上城市 (不包括港澳台地区), 样本时间为 2010—2019 年, 其中, 由于“北京大学数字普惠金融指数”于 2011 年开始编制, 故数字普惠金融变量的测度始于 2011 年。其他经济社会数据均来自各年份《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴以及各市的年度国民经济和社会发展统计公报。

各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 描述性统计

变量类别	变量符号	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$lnInco$	农村居民收入	2 840	1.188	0.521	0.230	3.741
核心解释变量	$Time \times Group$	“宽带中国”政策	2 840	0.179	0.384	0.000	1.000
控制变量	$lnGDP$	经济发展水平	2 840	7.295	0.929	4.645	10.55
	$Agri$	第一产业产值占比	2 840	0.123	0.078	0.003	0.499
	$Indu$	第二产业产值占比	2 840	0.471	0.106	0.107	0.822
	$Loan$	金融发展水平	2 840	0.963	0.622	0.118	5.789
	Edu	教育支持水平	2 840	0.177	0.040	0.018	0.517
	Urb	城镇化水平	2 840	0.533	0.149	0.197	0.976

表1(续)

变量类别	变量符号	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
机制变量	<i>Divide</i>	数字鸿沟	2 840	0.391	0.236	0.001	0.998
	<i>Dif</i>	数字普惠金融指数	2 556	1.652	0.654	0.170	3.216
	<i>lnPt</i>	创新创业	2 840	0.271	0.406	0.001	2.651

五、实证结果

(一) 基准回归结果

首先采用渐进式双重差分法对“宽带中国”政策影响农村居民收入的政策效应进行评估,结果见表2。在列(1)中仅将核心解释变量进行回归,结果显示“宽带中国”政策显著提高了农村居民收入。在列(2)—列(7)中逐步添加控制变量后,“宽带中国”政策仍然在1%的显著性水平上提高了农村居民收入。假设1得到验证。即,一方面,数字基础设施建设缩减了城乡数字鸿沟,通过促进农村人力资本水平的提升促进农村居民收入的增长;另一方面,数字基础设施建设加快了数字普惠金融的发展,极大地提高了农村传统金融服务效率,为农村居民创收提供助力;此外,数字基础设施建设能够促进技术、信息等要素在区域之间流动,从而刺激企业的创新投入,使得传统产业得以升级改造,同时引导新兴产业发展,带动农民就业与创业。

就控制变量的影响效应而言,回归结果大多符合经济学预期。第二产业占比对农村居民收入贡献为正但不显著,原因可能在于,城市化和工业化交融发展引致了乡村工业发展“走向城镇”和规模缩减,乡村工业的发展在地理空间上“让位”。教育支出水平变量的系数不显著性,表明农村教育投入显效需要匹配产业结构升级特征、适应农业现代化发展需要、提升农民参与教育的主动性与积极性,上述问题若未能得到有效解决将制约农村教育投入的产出效应。金融发展水平对农村居民收入的影响效应不显著,可能的原因在于农村金融水平与城市金融水平仍然存在一定的差距,在不完善的金融市场条件下农村金融不能充分发挥完全的作用。

表2 “宽带中国”政策对农村居民收入影响的基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Time × Group</i>	0.063** (0.025)	0.060** (0.024)	0.055*** (0.021)	0.055*** (0.021)	0.054*** (0.020)	0.054*** (0.020)	0.054*** (0.020)
<i>lnGDP</i>		0.127*** (0.042)	0.180** (0.068)	0.167** (0.064)	0.168** (0.061)	0.166*** (0.050)	0.179*** (0.053)
<i>Agri</i>			0.737*** (0.214)	0.810*** (0.239)	0.801*** (0.240)	0.801*** (0.241)	0.697*** (0.225)
<i>Indu</i>				0.103 (0.132)	0.102 (0.133)	0.108 (0.130)	0.113 (0.130)
<i>Loan</i>					0.005 (0.012)	0.005 (0.012)	0.002 (0.011)
<i>Edu</i>						0.137 (0.206)	0.126 (0.203)

表2(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Urb</i>							0.609** (0.242)
常数项	0.669*** (0.010)	-0.199 (0.210)	-0.661** (0.279)	-0.633** (0.279)	-0.646** (0.288)	-0.658** (0.292)	-0.416 (0.286)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.898	0.900	0.901	0.901	0.901	0.902	0.923
观测值	2 840	2 840	2 840	2 840	2 840	2 840	2 840

注: 括号内为稳健标准误, *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。后表同。

(二) 稳健性检验

为确保结论的可靠性, 本文采取以下方法进行稳健性检验。

1. 基于样本匹配后再检验

通常而言, 政策试点城市并不是随机选择的, 而是将经济发展水平、产业结构、城市区域分布等因素进行综合考量之后选取, 这会导致模型中试点城市样本面临自选择偏差的问题。因此, 本文利用倾向得分匹配 (PSM) 方法对样本进行筛选匹配, 以消除自选择偏差的干扰, 在此基础上进行双重差分估计。PSM 分析后的选择偏差降至 10% 以内, 平衡性检验通过。表 3 第二列报告了 PSM-DID 的回归结果, 与表 2 的结果相比较, 试点政策的农民增收效应仍显著为正, 与前文的结论一致。

表 3 稳健性检验结果

变量	样本匹配后再检验	剔除其他政策影响
$Time \times Group$	0.040*** (0.009)	0.056*** (0.020)
$Time \times SCC$		-0.031 (0.020)
控制变量	控制	控制
常数项	-0.295** (0.143)	-0.440 (0.289)
年份	控制	控制
城市	控制	控制
R^2	0.906	0.904
观测值	2 789	2 840

2. 剔除其他政策影响

2013—2015 年中国发布了三批次智慧城市试点名单, 智慧城市建设有助于提高地方信息化发展水平, 对城乡居民收入差距具有一定的影响^[43]。为消除该项试点政策干扰, 本文进一步设立双重差分变量 $Time \times SCC$, 若城市 i 在 t 年入选了智慧城市试点名单, 则 $Time \times SCC = 1$, 否则为 0。将双重差分变量加入基准模型进行回归估计, 表 3 第三列显示, $Time \times Group$ 的系数仍显著为正, 说明前文实证结果是稳健的。

3. 工具变量法

为避免“宽带中国”政策可能存在的内生性问题导致基准模型回归的偏差, 本文参考孙传旺 (2019)^[44] 的研究, 将城市地形起伏度与年份虚拟变量的交叉项作为工具变量进行稳健性检验。

一方面, 地形起伏度是影响数字基础设施造价的重要指标, 很大程度决定了数字基础设施建设的规模与投资。另一方面, 地形起伏度是城市所特有的地理变量, 能够较好满足外生性假定。表 4 报告了采用两阶段最小二乘法 (2SLS) 对工具变量进行估计的结果, 第一阶段回归结果显示 F 统计量远高于 10, “弱工具量”问题排除, 表明工具变量的选取是有效的; 第二阶段回归结果显示“宽带中国”政策对于农村居民收入的影响仍显著为正, 证明了前文回

归结果的稳健性。与之前的回归结果相比,政策效应估计系数略微增大,说明潜在的内生性问题一定程度低估了政策效应。

表4 工具变量回归结果

2SLS 第一阶段回归结果		2SLS 第二阶段回归结果	
变量	<i>Time × Group</i>	变量	<i>lnInco</i>
<i>IV</i>	0.454*** (0.028)	<i>Time × Group</i>	0.076** (0.032)
控制变量	控制	控制变量	控制
年份	控制	年份	控制
城市	控制	城市	控制
<i>R</i> ²	0.454	<i>R</i> ²	0.482
观测值	2 840	观测值	2 840
<i>F</i>	178.04		

降低了城乡数字鸿沟。进一步地,本文考察城乡数字鸿沟降低对农村居民收入的影响,列(2)和列(3)的结果显示城乡数字鸿沟降低对农村居民收入具有显著的正向影响,说明缩小城乡数字鸿沟降低有利于提高农村居民收入。由此可见,数字基础设施建设确实可以通过降低城乡数字鸿沟而促进农村居民收入增长。

数字基础设施建设可能通过加快数字普惠金融发展来缓解“金融排斥”产生的逆向选择问题,从而改善农村经济结构,促进农民收入增长。为验证该作用机制,本文采用数字普惠金融(*Dif*)作为机制变量进行检验,回归结果如表5列(4)至(6)所示。列(4)中被解释变量为数字普惠金融(*Dif*),可以看到,*Dif*的估计系数显著为正,说明数字基础设施建设显著加快了数字普惠金融发展。进一步地,本文考察数字普惠金融发展对农村居民收入的影响,列(5)和列(6)的结果显示数字普惠金融发展对农村居民收入具有显著的正向影响,说明数字普惠金融发展有利于提高农村居民收入。由此可见,数字基础设施建设确实可以通过加快数字普惠金融发展而促进农村居民收入增长。即数字普惠金融发展是数字基础设施建设影响农村居民收入的重要作用渠道。

数字基础设施建设可能通过加大区域创新创业能力而拓宽农村居民就业面,从而提高农村居民收入水平。为了验证该作用机制,本文采用区域创新创业(*lnPt*)作为机制变量进行检验,回归结果如表5列(7)至(9)所示。列(7)中被解释变量为区域创新创业(*lnPt*),可以看到,*lnPt*的估计系数显著为正,说明数字基础设施建设显著提高了区域创新创业能力。进一步地,本文考察数字区域创新创业能力对农村居民收入的影响,列(8)和列(9)的结果显示区域创新创业能力对农村居民收入具有显著的正向影响,说明区域创新创业水平提升有利于提高农村居民收入。由此可见,数字基础设施建设确实可以通过加大创新创业能力而促进农村居民收入增长。即加大创新创业能力是数字基础设施建设影响农村居民收入的重要作用渠道。

综上,数字基础设施建设可能通过缩减城乡数字鸿沟、加快数字普惠金融发展和加大创新创业能力来提高农村居民收入的三个作用渠道均被验证,假设2成立。通过计算可知,三种作用渠道的效应占比分别为16.4%、14.9%、26.1%。较其余两个作用渠道而言,区域创新创业能力对农村居民收入发挥的作用更大,这可能是因为创新创业能力可以直接带动农民创业、就业,从而提升农村居民收入;而数字鸿沟现象目前仍然存在,因此缩减数字鸿沟只能发挥不完全的增收效应;对数字普惠金融而言,发挥的效应

(三) 机制分析

根据前文假设2的理论分析,本文认为数字基础设施建设可能通过缩减城乡数字鸿沟、加快数字普惠金融发展和加大创新创业能力来提高农村居民收入。参考文雁兵等(2022)^[45]的做法,对上述三个作用渠道依次进行机制检验。

数字基础设施建设可能通过缩减城乡数字鸿沟来降低“信息贫困”引致的农村收益低下,从而提高农村居民收入水平。为验证这一作用机制,基于前文变量说明,本文将城乡数字鸿沟变量(*Divide*)作为机制变量进行检验,回归结果如表5列(1)至(3)所示。列(1)中被解释变量*Divide*的估计系数显著为正,说明数字基础设施建设显著

占比最小, 这可能是因为数字普惠金融多为农村金融体系的完善以及向个体、中小微企业的贷款提供支持, 因此对农民的增收效应存在滞后性。

表5 影响机制分析

变量	<i>M = Divide</i>			<i>M = Dif</i>			<i>M = lnPt</i>		
	<i>M</i>	<i>lnInco</i>	<i>lnInco</i>	<i>M</i>	<i>lnInco</i>	<i>lnInco</i>	<i>M</i>	<i>lnInco</i>	<i>lnInco</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Time × Group</i>	0.023 *** (0.006)		0.035 *** (0.008)	0.012 *** (0.004)		0.039 *** (0.008)	0.027 *** (0.008)		0.023 *** (0.008)
机制变量		0.403 *** (0.065)	0.384 *** (0.030)		0.608 *** (0.086)	0.596 *** (0.042)		0.531 *** (0.068)	0.522 *** (0.021)
中介效应占比		0.164			0.149			0.261	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.562 *** (0.096)	-0.563 * (0.307)	0.142 (0.215)	-0.364 *** (0.100)	-0.278 (0.253)	0.316 (0.202)	-0.157 (0.182)	0.319 (0.247)	0.338 * (0.191)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.879	0.902	0.926	0.965	0.905	0.925	0.947	0.923	0.961
观测值	2 840	2 840	2 840	2 556	2 556	2 556	2 840	2 840	2 840

(四) 异质性分析

1. 区域异质性

中国幅员辽阔, 不同地区之间经济发展情况存在差距, 特别是东中西部地区差异明显, 而这些差异往往会使得政策效果有所不同, 据此, 本文按照城市所属区域将样本城市划分为东部城市、中部城市以及西部城市, 分组回归结果如表6列(1)—列(3)所示。结果显示, 相较于西部地区, 东部地区与中部地区数字基础设施建设对农村居民收入的影响效应显著性更强, 表明在经济发展程度、人力资本水平、科学技术基础较好的区域, 数字基础设施的发展能更好地与农村产业相融合, 扩宽农村居民的收入渠道。

2. 规模异质性

规模异质性意味着不同规模的城市之间在产业发展、资源禀赋以及科技、生产投入等方面存在一定差异, 导致政策效果会有所不同。本文采用2021年新一线城市研究所公布的《中国城市新分级名单》^①对样本城市进行划分然后分组回归, 结果如表6列(4)、列(5)所示。回归结果显示, “宽带中国”政策显著提高了大中城市内农村居民的收入水平, 而对于小城市而言, 政策效果并不显著。原因可能为在科技水平较低, 投入资金相对不足的小规模城市, 数字化往往无法与农村传统产业相融合, 农村居民对于互联网使用的需求不足, 因此小城市内农村居民难以在短期内享受到数字基础设施建设所带来的效益。

3. 传统基础设施发展程度异质性

为验证数字基础设施建设对农村居民收入的影响在不同传统基础设施发达程度地区是否存在差异, 本文借鉴刘传明和马青山(2020)^[46]的方法, 根据城市道路面积的均值对城市样本进行划分, 高于均值为传统基础设施水平较高的地区, 低于均值为传统基础设施水平较低的地区, 回归结果如表6的列

① 《中国城市新分级名单》将中国城市划分为一线、新一线、二线、三线、四线、五线6个等级。本文将一线城市、新一线城市和二线城市定义为大规模城市, 三线城市和四线城市定义为中等规模城市, 而五线城市定义为小规模城市。

(6)、列(7)所示。传统基础设施水平较高的地区数字基础设施的估计系数在1%水平上显著,表明在传统基础设施水平较高的地区,“宽带中国”政策对农村居民收入有着显著影响,而传统交通基础设施水平较低的地区数字基础设施的作用效果不显著。上述结论表明,数字基础设施并非能完全替代传统基础设施,二者之间存在互补关系,传统基础设施越发达,数字基础设施越能发挥对农村居民收入的增收效应。

表6 异质性分析

变量	区域			规模		传统基础设施水平	
	东部 (1)	中部 (2)	西部 (3)	大中城市 (4)	小城市 (5)	高 (6)	低 (7)
<i>Time × Group</i>	0.078** (0.039)	0.060*** (0.022)	0.057* (0.031)	0.043* (0.025)	0.037 (0.029)	0.075*** (0.026)	0.039 (0.030)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-5.788*** (0.583)	-1.255*** (0.443)	0.959 (0.501)	-0.429 (0.400)	0.538* (0.281)	-0.787 (0.527)	-0.262 (0.343)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.859	0.946	0.929	0.904	0.942	0.926	0.894
观测值	990	1 230	620	2 010	830	1 250	1 590

(五) 空间溢出效应分析

一项政策的实施可能并非单纯的局部问题,“宽带中国”政策可能通过区域间经济联系对邻近区域产生影响,即政策实施可能存在空间溢出效应。与基准 DID 法相比,空间 DID 法放松了个体处理效应稳定假设,可以解决政策效应的空间溢出问题。在进行空间 DID 分析前,首先需要对研究变量进行空间自相关检验,以判断变量是否具有空间相关性。本文选取莫兰指数 (*Moran's I*) 验证反距离矩阵下农村居民收入的空间自相关性,表7的结果显示2010—2019中国农村居民收入的 *Moran's I* 指数均在1%水平上显著为正,表明农村居民收入在空间维度上呈现正相关性。其次,对空间计量模型设定进行选择,结果如表8所示,空间滞后双重差分 (SLM-DID) 模型与空间误差双重差分 (SEM-DID) 模型的拉格朗日乘数 (*LM*)、似然比 (*LR*) 以及沃尔德 (*Wald*) 检验结果均拒绝空间杜宾双重差分 (SDM-DID) 模型可以退化为 SLM-DID 或是 SEM-DID 的假设,因此应选用 SDM-DID 模型。具体的空间 DID 回归结果如表9所示。

表7 农村居民收入的 *Moran's I* 值

年份	<i>Moran's I</i>	年份	<i>Moran's I</i>
2010	0.153*** (30.491)	2015	0.158*** (31.458)
2011	0.154*** (30.557)	2016	0.158*** (31.470)
2012	0.153*** (30.319)	2017	0.163*** (32.327)

表7(续)

年份	Moran's I	年份	Moran's I
2013	0.161*** (32.040)	2018	0.165*** (32.709)
2014	0.158*** (31.339)	2019	0.165*** (32.827)

注: 括号内为z统计值。

表8 SLM-DID模型与SEM-DID模型回归结果

模型	LM	LR	Wald
SLM-DID	1414.306***	328.62***	25.45***
SEM-DID	1099.270***	104.42***	31.25***

表9的结果显示, 当考虑政策实施的空间相关时, “宽带中国”政策在两个方向上影响农村居民收入水平。一是双重差分项 $Time \times Group$ 系数显著为正, 证明与非试点城市相比, “宽带中国”试点城市中农村居民收入存在显著提升, 即“宽带中国”政策对于农村居民收入水平存在正向直接影响效应。另一方面, 双重差分空间加权项 $W \times Time \times Group$ 的系数为正, 且在5%水平上显著, 说明“宽带中国”政策不仅对于试点城市的农民收入产生正向影响, 还对邻近城市产生间接正向影响, 即“宽带中国”政策对农村居民收入具有正向的空间溢出效应, 假设3得到验证。

表9 SDM-DID模型回归结果

变量	SDM-DID	LR_Direct	LR_Indirect	LR_Total
	lnInco	lnInco	lnInco	lnInco
ρ	0.977*** (0.007)			
$Time \times Group$	0.047*** (0.007)			
$W \times Time \times Group$	0.088*** (0.032)	0.070*** (0.013)	6.350** (3.056)	6.420** (3.066)
控制变量	控制	控制	控制	控制
$W \times$ 常数项	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
R^2	0.246	0.246	0.246	0.246
观测值	2 840	2 840	2 840	2 840

六、研究结论与政策启示

促进农民持续增收, 是乡村振兴战略的中心任务, 也是稳步推进共同富裕的客观要求。当前, 要在高质量发展进程中促进共同富裕, 推动全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展, 最艰巨最繁重的任务仍然在农村, 重点是要让农民富起来, 难点在如何让农民持续增收。作为新一轮技术革命的产物, 数字经济与基础设施建设相结合创造了新的农村经济发展载体, 从多个维度对农村社会的生产方式与消

费模式进行了升级和重塑,基于数字基础设施发展视角研究农民增收议题不乏为实现共同富裕目标提供了新的思路。通过分析,本文得到如下结论:第一,数字基础设施建设能有效提高农村居民收入水平,数字鸿沟的缩小、数字普惠金融发展、创新创业是数字基础设施建设增加农村居民收入的重要机制。第二,数字基础设施建设对农村居民收入水平的影响具有区域异质性、规模异质性及传统基础设施发展程度异质性。在东部地区与中部地区、大中规模城市以及较高传统基础设施水平地区,数字基础设施的增收效应较为明显;而在西部地区、小规模城市以及较低传统基础设施水平的地区,数字基础设施建设增收效应不明显。第三,数字基础设施建设对于周边地区农村居民收入水平具有正向的空间溢出效应。基于上述研究结论,得到如下政策启示:

首先,各区域应加大数字基础设施建设力度。目前中国数字基础设施建设水平相较于发达国家仍有显著的差距,因此需要进一步贯彻实施“宽带中国”战略,围绕5G、大数据、云计算等数字化基础设施进行外延、辐射,有序扩大试点城市实施范围,以发挥数字基础设施对农村居民收入的增收效应。各试点地区应结合当地资源禀赋、科技水平以及传统基础设施建设等情况,因地制宜地开展数字基础设施建设,抓住政策机遇有效促进农业与农村的发展。

其次,应探索数字基础设施建设提高农村居民收入的多维路径。为使数字基础设施建设所带来的农村居民增收效应得以最大化,各地政府可从三方面入手:(1)充分推广互联网覆盖与应用,实现宽带应用深度融入生产生活、移动互联网全面普及,并形成较为健全的网络与信息安全保障体系,以缩减农村居民面临的“数字鸿沟”。(2)促进数字经济与普惠金融相结合。加强顶层设计,基于数字普惠金融需求领域、供给领域、外部环境等方面的因素,制定出台数字普惠金融发展规划和实施细则;创新数字普惠金融工具,探索构建服务不同群体的多元化、多层次的现代数字普惠金融体系;引导金融资本、数字资本等流向农村地区,破除农民创业中出现的资金障碍问题,提高农村数字普惠金融发展水平。(3)积极推进农民创业创新,培育农村发展新动能。加大创新型人才培养力度,鼓励回乡创业并实施相关优惠政策,以促进农民就业增收为目标,以农民为主体,通过落实政策、搭建平台、培育人才、总结模式、强化服务等方式,激发农民创业创新活力,培育农村发展新动能。

最后,试点城市应充分发挥对于周边地区农民收入的带动作用,同时加强与不同发展水平城市之间的合作,以促进知识、技术的溢出,推进落后地区数字基础设施与实体经济相融合,从而充分发挥数字基础设施建设对农村居民的空间溢出效应,实现农村居民增收。

参考文献:

- [1] YIN Q, HU J F, SUN Z L, et al. Assessing the viability of vacant farmhouse market in China: a case study in Sichuan [J]. Land, 2020, 9 (11): 467.
- [2] 温涛, 陈一明. 数字经济与农业农村经济融合发展: 实践模式、现实障碍与突破路径 [J]. 农业经济问题, 2020 (7): 118-129.
- [3] 钞小静, 廉园梅, 罗懿锴. 新型数字基础设施对制造业高质量发展的影响 [J]. 财贸研究, 2021, 32 (10): 1-13.
- [4] 张青, 茹少峰. 新型数字基础设施促进现代服务业虚拟集聚的路径研究 [J]. 经济问题探索, 2021 (7): 123-135.
- [5] PURDY M, DAUGHERTY P. How AI boosts industry profits and innovation [R]. New York: Accenture Institute for High Performance, 2017.
- [6] 郭金花, 郭檬楠, 郭淑芬. 数字基础设施建设如何影响企业全要素生产率? ——基于“宽带中国”战略的准自然实验 [J]. 证券市场导报, 2021 (6): 13-23.
- [7] 钞小静, 薛志欣, 孙艺鸣. 新型数字基础设施如何影响对外贸易升级 ——来自中国地级及以上城市的经验证据 [J]. 经济科学, 2020 (3): 46-59.
- [8] 李楠, 史贝贝, 白东北. 新型数字基础设施是否有助于促进制造业出口国内附加值率的提升? ——机理分析与效应检验 [J]. 商业研究, 2022 (1): 12-24.
- [9] 王小华. 中国农民收入结构的演化逻辑及其增收效应测度 [J]. 西南大学学报 (社会科学版), 2019, 45 (5): 67-77, 198-199.
- [10] 陈涛, 杨佳怡, 陈池波. 农业机械化促进农民增收的作用机制与路径: 基于农业生产环节的可行性 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2022 (4): 129-140.

- [11] 吴明娥. 中国农村基础设施投入促进农民增收了吗? ——基于结构性、空间性和异质性的三维视角[J]. 经济问题探索, 2022(8): 37-56.
- [12] GAO Y Y, ZANG L Z, SUN J. Does computer penetration increase farmers' income? An empirical study from China[J]. Telecommunications Policy, 2018, 42(5): 345-360.
- [13] 刘心怡, 金山, 张伟. 金融科技对农村居民的收入增长效应及其传导机制[J]. 财贸研究, 2020, 31(8): 65-76.
- [14] 陈斌开, 李银银. 再分配政策对农村收入分配的影响——基于税费体制改革的经验研究[J]. 中国社会科学, 2020(2): 70-92, 205-206.
- [15] 苏钟萍, 张应良. 收入不平等对农村居民健康的影响——基于相对剥夺的微观视角验证[J]. 农业技术经济, 2021(3): 132-144.
- [16] 姜长云. 发展数字经济引领带动农业转型和农村产业融合[J]. 经济纵横, 2022(8): 41-49.
- [17] 彭妮娅. 教育扶贫成效如何? ——基于全国省级面板数据的实证研究[J]. 清华大学教育研究, 2019, 40(4): 90-97.
- [18] 吕新博, 孟宪勇, 赵伟. 农村基础设施对动态多维减贫效应影响的实证[J]. 统计与决策, 2021, 37(22): 77-80.
- [19] FABER B. Trade integration, market size, and industrialization: evidence from China's national trunk highway system[J]. The Review of Economic Studies, 2014, 81(3): 1046-1070.
- [20] 陈焱, 汪晓文, 张国兴. 交通基础设施对农村减贫的门槛效应研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2021, 21(5): 110-123.
- [21] 谢申祥, 刘生龙, 李强. 基础设施的可获得性与农村减贫——来自中国微观数据的经验分析[J]. 中国农村经济, 2018(5): 112-131.
- [22] 张亦然. 基础设施减贫效应研究——基于农村公路的考察[J]. 经济理论与经济管理, 2021, 41(2): 28-39.
- [23] 杨柠泽, 周静. 互联网使用能否促进农民非农收入增加? ——基于中国社会综合调查(CGSS)2015年数据的实证分析[J]. 经济经纬, 2019, 36(5): 41-48.
- [24] 杨怡, 陶文清, 王亚飞. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响[J]. 改革, 2022(5): 64-78.
- [25] 夏炎, 王会娟, 张凤, 等. 数字经济对中国经济增长和非农就业影响研究——基于投入占用产出模型[J]. 中国科学院院刊, 2018, 33(7): 707-716.
- [26] 黄季焜. 加快农村经济转型, 促进农民增收和实现共同富裕[J]. 农业经济问题, 2022(7): 4-15.
- [27] 金春枝, 李伦. 我国互联网数字鸿沟空间分异格局研究[J]. 经济地理, 2016, 36(8): 106-112.
- [28] 冯苑, 聂长飞, 张东. 宽带基础设施建设对城市创新能力的影响[J]. 科学学研究, 2021, 39(11): 2089-2100.
- [29] 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, 36(10): 65-76.
- [30] HAMBLY H, RAJABIUN R. Rural broadband: gaps, maps and challenges[J]. Telematics and Informatics, 2021, 60: 101565.
- [31] 王定祥, 冉希美. 农村数字化、人力资本与农村产业融合发展——基于中国省域面板数据的经验证据[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2022, 28(2): 1-14.
- [32] 唐跃恒, 杨其静, 李秋芸, 等. 电子商务发展与农民增收——基于电子商务进农村综合示范政策的考察[J]. 中国农村经济, 2020(6): 75-94.
- [33] 张贺, 白钦先. 数字普惠金融减小了城乡收入差距吗? ——基于中国省级数据的面板门槛回归分析[J]. 经济问题探索, 2018(10): 122-129.
- [34] 李建军, 韩珣. 普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J]. 金融研究, 2019(3): 129-148.
- [35] 周利, 冯大威, 易行健. 数字普惠金融与城乡收入差距: “数字红利”还是“数字鸿沟”[J]. 经济学家, 2020(5): 99-108.
- [36] 赵星. 新型数字基础设施的技术创新效应研究[J]. 统计研究, 2022, 39(4): 80-92.
- [37] 齐文浩, 李明杰, 李景波. 数字乡村赋能与农民收入增长: 作用机理与实证检验——基于农民创业活跃度的调节效应研究[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2021, 23(2): 116-125, 148.
- [38] 张杰, 付奎. 信息网络基础设施建设能驱动城市创新水平提升吗? ——基于“宽带中国”战略试点的准自然试验[J]. 产业经济研究, 2021(5): 1-14, 127.
- [39] 唐建军, 龚教伟, 宋清华. 数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角[J]. 中国农村经济, 2022(7): 81-102.
- [40] CHAGAS A L S, AZZONI C R, ALMEIDA A N. A spatial difference-in-differences analysis of the impact of sugarcane production on respiratory diseases[J]. Regional Science and Urban Economics, 2016, 59: 24-36.
- [41] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [42] 张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020, 36(11): 48-63.
- [43] 曾亿武, 孙文策, 李丽莉, 等. 数字鸿沟新坐标: 智慧城市建设对城乡收入差距的影响[J]. 中国农村观察, 2022(3): 165-184.
- [44] 孙传旺, 罗源, 姚昕. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 136-151.
- [45] 文雁兵, 张梦婷, 俞峰. 中国交通基础设施的资源再配置效应[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 155-171.
- [46] 刘传明, 马青山. 网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 中国人口科学, 2020(3): 75-88, 128.

The Effect of Digital Infrastructure Construction on the Income of Rural Residents

DENG Rongrong, WU Yunfeng

(University of South China, Hengyang 421001)

Abstract: Digital infrastructure has brought profound impacts on government governance and regulation, enterprise production and operation, the lives of urban and rural residents, etc. As a product of the new round of technological revolution, the digital economy combined with infrastructure construction has created a new vehicle for rural economic development, which has upgraded and reshaped the production and consumption patterns of rural society from multiple dimensions. Therefore, this paper uses the “broadband China” policy as a quasi-natural experiment to focus on the digital infrastructure construction and rural residents’ income increase in China, and explores the effect of China’s digital infrastructure construction on farmers’ income and its intrinsic mechanism, which is of great theoretical and practical significance to enrich the research content of digital village construction topics, solve the weaknesses of rural industrial development, and promote rural revitalization.

Based on the panel data of 284 cities in China from 2010 to 2019, the paper assesses the relationship between digital infrastructure construction and rural residents’ income and the underlying mechanism in a multi-dimensional manner using various methods such as difference-in-difference model, spatial difference-in-difference model, and mechanism analysis. The study finds that the “broadband China” policy has significantly increased the income level of rural residents, and this conclusion is still valid after the robustness test by using the instrumental variables method, propensity score matching, and excluding the influence of other policies. The mechanism analysis shows that reducing the digital divide, digital inclusive financial development, and innovation and entrepreneurship are important mechanisms for digital infrastructure construction to increase the income of rural residents. Heterogeneity analysis shows that in the eastern and central regions, large and medium-sized cities and areas with higher levels of traditional infrastructure have more obvious income-increasing effects of digital infrastructure, while in the western regions, small-sized cities and areas with lower levels of traditional infrastructure have less obvious income-increasing effects. The analysis of spatial spillover effect shows that digital infrastructure construction has a positive spatial spillover effect on the income level of rural residents in the surrounding areas.

This study contributes to the literature in the following ways. Firstly, it investigates the effect of digital infrastructure construction on farmers’ income from two perspectives: theoretical mechanism and empirical test, which enriches the related research on the impact of digital infrastructure construction on agricultural and rural development in the context of digital economy development. Secondly, the empirical test on the mechanism of the effect of digital infrastructure construction on farmers’ income, combined with the heterogeneity analysis of location, urban scale, and infrastructure stock, as well as the spillover effect test, enriches the research on digital countryside, provides an empirical basis for building digital countryside and improving rural residents’ income, and provides a policy reference for giving full play to the income growth effect of digital infrastructure on rural residents.

Keywords: digital infrastructure; income of rural residents; “Broadband China”; digital divide; digital inclusive finance; innovation and entrepreneurship

(责任编辑: 宛恬伊; 姚望春)