



数字基础设施建设与城乡收入差距

杨 沫 陈强远

[摘 要] 数字经济已成为驱动中国经济高质量发展的新引擎。共享数字经济发展成果有望成为解决中国城乡发展不平衡的有效手段。本文将“宽带中国”战略的实施作为数字基础设施建设的一项准自然实验,基于 2010—2020 年的宏观数据,采用交错 DID 模型研究数字基础设施建设对城乡收入差距的影响及其机制。研究发现,在数字经济发展初期,数字基础设施建设扩大了城乡收入差距,在克服多种内生性问题后该结论依然稳健。机制分析发现,在宏观层面,数字基础设施建设有效提高了城市的创新水平和工业智能化水平,使得城市地区相比农村地区获得了更大的发展优势;在微观层面,相比农村居民,数字基础设施建设更有助于提高城市居民的非农就业参与率。本文的研究结论可为未来数字经济发展赋能城乡共同富裕的相关政策提供实证依据,即在城乡数字基础设施普及的基础上,应进一步提升农业信息化服务水平和农村居民数字素养,促进城乡数字服务质量均等化。

[关键词] 数字基础设施;城乡收入差距;数字鸿沟;数字经济

改革开放四十多年来,中国经济取得了举世瞩目的成就,但经济发展不平衡不充分问题依然存在,城乡区域发展差距、收入分配差距仍较大。2024 年,中国城乡居民人均可支配收入比值为 2.34,两者的相对差距虽呈缩小态势,但绝对差距却在不断扩大。当前,全球正处于数字经济快速发展的红利期,中国的数字经济规模位居全球第二,增长速度也远超发达国家。2023 年,中国数字经济规模达到 53.9 万亿元,同比名义增长 7.39%,数字经济占 GDP 比重达 42.8%^①。数字经济已成为驱动中国经济高质量发展的新引擎,其发展成果的共享也有望成为解决中国发展不平衡的有效手段。为进一步推动数字经济发展,中国政府相继推出了“互联网+”“宽带中国”“智慧城市”“数字中国”和“数字乡村”等一系列数字信息化发展战略,重点推进 5G 网络、数据中心、工业互联网等新型基础设施建设,不断提高完善数字经济发展的基

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“教育扩张政策对代际收入流动性的影响:理论机制与经验证据”(72203231),国家自然科学基金面上项目“转型中国新情境下异质性企业区位理论构建与政策评估”(72473151)。

[作者简介] 杨 沫,中国社会科学院农村发展研究所副研究员;
陈强远,中国人民大学国家发展与战略研究院教授,通讯作者。

^① 数据来源于 2024 年 9 月中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展研究报告(2024)》。

础平台。

那么,数字基础设施建设对城乡收入差距有何影响?部分研究认为,数字基础设施建设主要通过提高农村地区的产业发展、提升金融可得性、降低信贷门槛等,有效缩小了城乡收入差距(Ivus & Boland, 2015; 周利等, 2020)。这一观点的基本逻辑是,数字基础设施能改善农村地区在需求选择、供给环境和信息建设等方面的短板或弱势地位,进而提高农村居民收入。然而,这些文献更多关注数字基础设施建设对农村地区的影响,较少考察其对同期城市居民的增收和获益作用。事实上,城乡收入差距是城市和农村两个地区在发展上的差距,上述文献基本逻辑的隐含前提是数字基础设施建设在城市地区的增收效应小于农村地区。现实中,数字基础设施和服务在城乡地区之间存在差距(Prieger, 2013; 陈文, 吴赢, 2021),相关研究也发现了不同人群在数字接入、使用和获益上存在数字鸿沟(Dewan & Riggins, 2005; Wei et al., 2011; Van Deursen & Van Dijk, 2019)。李晓钟和李俊雨(2022)的研究表明,数字经济发展对城乡收入差距的影响呈倒U形。在数字经济发展初期,城乡数字基础设施的差距一定程度上导致城乡收入差距扩大。如果该结论成立,那么数字基础设施扩大城乡收入差距的机制到底是什么?是源于城市区域比较优势的提升,还是源于城乡居民数字素养和技能差异引致的数字鸿沟进一步扩大?这是本文关注的重点。

此外,考虑到数字基础设施主要涵盖网络基础设施、信息服务基础设施、科技创新支撑类基础设施以及社会治理、公共服务与关键行业信息化应用等方面的基础设施,覆盖范围非常广泛,难以采取合理的综合指标体系进行科学测度。本文选取“宽带中国”这一项主要针对互联网宽带基础设施普及和提速的国家战略实施作为准自然实验,采用2010—2020年地级市层面的面板数据和交错双重差分(Staggered DID)模型研究数字基础设施建设对城乡收入差距的影响。机制分析部分,先从宏观层面考虑数字基础设施建设对城市创新水平和工业智能化发展水平的影响,再将地级市层面的数据与2010—2020年共计六轮中国家庭追踪调查(CFPS)数据匹配,从微观层面比较数字基础设施建设对城乡居民就业创业行为的影响。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。其一,在研究内容上,本文有效识别了数字基础设施建设对城乡收入差距的因果效应。“宽带中国”战略虽然将城乡互联网数字基础设施普及作为重点任务,大力扶持农村互联网基础设施建设,但仍在一定程度上扩大了城乡收入差距。其二,在研究视角上,本文从宏微观双重视角对上述研究结论进行机制分析。数字基础设施建设有效提高了城市的创新水平和工业智能化水平,这使得相比农村地区,城市地区获得了更大的发展优势。与此同时,相比农村居民,数字基础设施建设提高了城市居民的非农就业参与率,有效积累了与数字技能相关的人力资本,这些均在一定程度扩大了城乡收入差距。该结论说明,在城乡数字基础设施日益均等化的情况下,城乡居民在互联网技能使用和获益能力上的差距更值得关注。其三,在政策意涵上,本文的研究结论为未来数字经济发展推动城乡共同富

裕的相关政策制定提供了方向,即在城乡数字基础设施普及和服务质量均等化的基础上,提升农村信息化服务水平,推进农业数字化生产和智慧农业建设,提升农业生产效率,加快数字乡村人才队伍建设和培训体系建设,提升农村居民数字素养。

一、“宽带中国”战略背景与理论机制分析

(一)“宽带中国”战略背景

为解决我国宽带网络存在的公共基础设施定位不明确、区域和城乡发展不平衡、应用服务相对匮乏、技术原创能力不足、发展环境不完善等问题,2013年8月,我国发布了《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》(下文简称《通知》)。《通知》提出两阶段发展目标。其中,与城乡网络基础设施相关的内容包括:第一阶段,2015年基本实现城市光纤到楼入户、农村宽带进乡入村,固定宽带家庭普及率达到50%,城市和农村家庭宽带接入能力基本达到20 Mbps(兆比特每秒)和4 Mbps,部分发达城市达到100 Mbps;第二阶段,2020年宽带网络全面覆盖城乡,固定宽带家庭普及率达到70%,3G/LTE用户普及率达到85%,行政村通宽带比例超过98%,城市和农村家庭宽带接入能力分别达到50 Mbps和12 Mbps。

之后,国家工业和信息化部公布了2014年、2015年和2016年度“宽带中国”示范城市名单。为实现“宽带中国”战略目标,城乡区域宽带网络的协调发展成了“宽带中国”战略的首要任务。其中,农村地区的宽带普及和提速至关重要,因而“宽带乡村”工程被摆在了首要位置。根据农村经济发展水平和地理自然条件,灵活选择接入技术,分类、分阶段推进宽带网络向行政村和有条件的自然村延伸。此外,还针对每一座“宽带中国”试点城市提出了具体的创建方案,因城施策,明确发展目标、重点任务和政策保障措施。首批试点的39个城市,几乎全部将加强对农村地区网络基础设施建设作为重点任务,以确保城乡区域网络均衡发展。

“宽带中国”政策实施后,中国网络覆盖率迅速扩大、网速显著提高。2020年10月,中国信息通信研究院发布《中国宽带发展白皮书(2020年)》,对“宽带中国”战略的实施情况进行了评估。就“宽带中国”主要指标发展目标完成情况而言,2020年城市和农村的宽带接入能力均超过了目标值,即2020年城市大于100 Mbps,农村大于20 Mbps。2020年,行政村通宽带比例大于98%、固定宽带家庭普及率达到70%,达到原计划的目标值。与此同时,农村互联网基础设施快速发展,城乡互联网基础设施的差距显著缩小。2013—2020年,城镇地区互联网普及率从62.0%提高至79.8%,提高了17.8个百分点;农村地区互联网普及率从27.5%提高至55.9%,提高了28.4个百分点,城乡互联网普及率差距由34.5个百分点缩小至23.9个百分点^①。

^① 数据来源于万德数据库。

(二) 理论机制分析

长期以来,城乡收入差距过大一直是我国经济发展的重大阻碍,也是当前阶段扎实推进全体人民共同富裕的重点难点。随着移动互联网、物联网、云计算等新一代信息技术的不断发展,数据作为一种重要的生产要素,深刻影响着经济增长与收入分配。其中,数字基础设施建设对城乡收入差距的影响不容忽视。

已有研究发现,当互联网基础设施便利、实现广覆盖时,不同地区、人群和城乡之间在接入机会上趋于平等,基于互联网接入和使用差距的一级数字鸿沟得到弥合。在此种情况下,以互联网技能差异为基础的二级数字鸿沟(Van Deursen & Van Dijk, 2019)和以使用互联网技能获益能力差异为基础的三级数字鸿沟的作用开始显现(邱泽奇等,2016)。Van Deursen 和 Van Dijk(2019)研究发现,即使一个国家或地区的互联网普及率达到饱和,其内部的数字鸿沟可能仍在扩大。基于互联网技能和获益能力的二级、三级数字鸿沟不仅与 ICT 基础设施的普及相关,还与使用者的物质资本、人力资本或社会资本相关,不同地区和人群在数字经济发展和数字基础设施建设中的获益不同。Zheng 和 Walsham(2021)研究发现,地区经济发展不平衡和个体间的禀赋差异导致数字技术应用程度分化,社会弱势群体(如老年人、低收入群体)由于缺乏信息知识和技能,无法均等地享受数字红利。白俊红等(2022)研究发现,中国互联网的快速发展虽然显著地改善了资本配置的扭曲,但加剧了劳动力配置的扭曲,对低知识技能的劳动力产生了不利的影响。与低知识劳动力相比,高知识劳动力由于受教育水平高,具有较高的科技文化水平,其自身知识体系亦随时代变化而不断更新升级,对互联网等新技术的适应周期短、应用能力强,易于获得互联网技能溢价(Castellacci & Viñas-Bardolet, 2019)。

在我国数字经济发展初期,城乡数字基础设施不断完善。特别是在“宽带中国”战略实施之后,城市和农村地区基本实现了互联网宽带的普及,城乡居民在互联网接入上的不平等基本消除。但是,由于农村居民的人力资本水平普遍低于城市居民^①,当数字基础设施水平提高后,城市居民更有可能提升互联网技能和获益能力。因此,短期内城乡居民之间的数字鸿沟不但未缩小,反而呈扩大趋势。但从长期来看,随着互联网普及率和渗透率不断提升,居民收入和教育水平不断提高,处于数字鸿沟中“弱势群体”的一方也开始逐渐熟练掌握互联网技能并使用互联网获得超额收益(陈梦根,周元任,2022)。因此,本文提出如下假说:

假说 H1:数字经济发展初期,针对互联网宽带普及和提速的数字基础设施建设在弥合城乡居民互联网接入鸿沟的同时,加深了更深层次的数字鸿沟,导致城乡收入差距扩大。

^① 根据《中国人口与就业统计年鉴》估算,2021 年,城市居民的人均受教育年限为 11.24 年,镇区居民人均受教育年限为 9.57 年,农村地区居民人均受教育年限为 8.04 年。

数字基础设施建设有效促进了我国城乡区域发展,在“宽带中国”战略实施期间,城市地区数字基础设施建设的重心是从有到优,重点在宽带提速、宽带网络优化与质量提升、宽带应用水平和产业支撑力提升;农村地区数字基础设施建设的重心是从无到有,重点在扩大宽带网络覆盖范围,实现农村地区互联网普及,逐步深化宽带的应用。因此,数字基础设施建设能否促进城乡区域均衡发展,缩小城乡收入差距,取决于城乡居民能否均等化地从数字基础设施建设中获益。除普及城乡互联网宽带基础设施外,“宽带中国”政策的重点任务还包括提高宽带网络应用水平,强调不断拓展和深化宽带在生产经营中的应用,加快企业宽带联网,推进基于网络的流程再造与业务创新,利用信息技术改造提升传统产业,实现网络化、智能化、集约化、绿色化发展,促进产业优化升级,通过关键技术开发、重大产品产业化和智能终端研制等方式促进消费互联网发展。事实上,这些重点任务主要建立在相对成熟完善的数字基础设施之上,虽然有助于农村地区农业生产数字化水平的提高,但更多的是促进城市地区生产和生活方式的变革。与农村地区相比,城市地区通过数字基础设施建设获得的比较优势主要体现在以下两个方面。

第一,数字基础设施建设为数字经济赋能创新发展提供了良好的土壤,尤其促进了城市地区的创新发展。一方面,城市聚集了大量高校和科研院所,数字基础设施建设进一步使得高水平的创新型人才向城市聚集,为城市创新奠定了良好的要素基础,有效促进城市创新水平提升(刘传明,马青山,2020);另一方面,数字基础设施建设促进了数字经济发展,催生出用户对于产品多样化的需求(金环,于立宏,2021)。与农村地区相比,城市地区的市场更加广阔,人们对于产品 and 应用的需求也更多元,能更有效地推动城市的创新发展。已有研究发现,在发展中国家,创新水平的提升将扩大城乡收入差距,因为从事创新活动的城市高技能劳动报酬增长比从事传统产业的农村低技能劳动力报酬增长更快(Glaeser,1999),而且内生的技术进步会更加偏向高技能劳动者(Acemoglu,2012)。

第二,数字基础设施建设为城市工业智能化发展提供了基础条件。人工智能和机器人技术可能对传统的工业领域造成巨大冲击,在就业方面,集中体现为部分传统岗位被替代,低技能劳动力需求降低;新就业岗位被创造,高技能劳动力需求增加(Acemoglu,2002)。这种低技能劳动力的“替代效应”和高技能劳动力的“创造效应”将影响收入分配格局。在当前中国城乡二元体制背景下,农村转移劳动力在城镇的工资性收入已经占据了农村居民总收入的40%以上,成为缩小城乡收入差距的重要途径(李实等,2019),而农村转移劳动力以低技能为主,工业智能化发展带来的低技能劳动力就业需求下降可能扩大城乡收入差距。刘欢(2020)研究发现,工业智能化显著扩大了城乡收入差距。因此,本文提出如下假说:

假说 H2:数字基础设施建设通过提升城市创新水平和工业智能化水平,提高了城市地区的相对经济发展水平,同时改变了城市劳动力市场的需求结构,这一程度

上导致了城乡收入差距扩大。

从收入来源看,农村居民的工资性收入占比不断提高。国家统计局公布的数据显示,2023 年农村居民的工资性收入占比达到 42.24%^①,是农村居民人均可支配收入的主要来源,因而在劳动力市场上,城乡居民的工资性收入差距是城乡居民收入差距的主要来源。从数字基础设施对城乡居民在城市就业的影响来看,其推动了数字产业化和产业数字化快速发展,使得城市生产部门的效率大幅提升,而人力资本水平相对较低的农村转移劳动力在短期内难以适应需求侧结构性的调整,绝大多数农业转移劳动力只能进入低技能偏向的数字化非农行业(田鸽,张勋,2022)。同时,数字经济发展对传统产业升级和改造过程中催生出的大量如网络办公、共享经济等新型就业机会,更适用于城市地区高技能的就业者,这一定程度上提高了高技能者的非农就业率。随着数字生产力的不断提高,城市地区低技能偏向与高技能偏向的数字化非农行业收入差距将进一步拉大。由此可见,与城市居民相比,农村居民难以公平地享受到城市生产部门数字生产力发展的成果。数字基础设施建设更有助于提高城市地区高技能劳动者的就业率和收入水平。因此,本文提出如下假设:

假设 H3:数字基础设施建设更有助于提高城市居民的非农就业创业率,这一定程度上导致了城乡收入差距扩大。

二、实证策略与数据说明

(一) 实证模型

为了有效识别数字基础设施建设对城乡收入差距的因果效应,本文将“宽带中国”战略视为一项准自然实验,采用政策评估方法进行研究。由于“宽带中国”试点城市名单并非同期公布,即“实验组”城市开始试点的时间存在差异,故采用交错 DID 模型进行分析:

$$Dis_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + X_{it}^T \lambda_t + \theta_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Dis_{it} 表示第 i 个城市第 t 年的城乡居民可支配收入差距。 $treat_i$ 为第 i 个城市是否为试点城市的虚拟变量, $treat_i = 1$ 表示“是”, $treat_i = 0$ 表示“否”。 $post_t$ 为第 t 年是否开始实施“宽带中国”战略的虚拟变量, $post_t = 1$ 表示“是”, $post_t = 0$ 表示“否”。 X_{it} 表示一系列城市层面的控制变量,具体包括城市的经济发展水平(GDP 对数)、产业结构(第二、三产业的占比)、城市规模(人口规模)、对外开放程度(实际使用外资金额与全市生产总值之比)、财政水平(一般公共预算支出占 GDP 的比重)和人力资本水平(高校在校生人数)等,尽可能控制除数字基础设施建设以外,其他影响城乡居民收入差距的可观测变量。 $Year_t$ 表示时间固定效应。 θ_i 表示个体固定效应。 ε_{it} 表

① 根据《中国统计年鉴 2024》中的数据计算得到。

示模型的误差项,标准误聚类在地市层面,以缓解地市层面的相关因素对 DID 项系数估计的影响。为了控制省份层面随时间变化因素的影响,在(1)式的回归模型中,进一步控制了省份与时间固定效应的交互项。 β_1 表示数字基础设施建设对城乡收入差距的因果效应,若 $\beta_1 > 0$,说明数字基础设施建设扩大了城乡收入差距,反之则缩小了城乡收入差距。

(二)数据来源与处理

本文主要采用 2010—2020 年中国 297 个地级市的面板数据,宏观层面的基础数据来源于 2011—2021 年《中国城市统计年鉴》、CEIC 数据库以及 2010—2020 年各市的国民经济和社会发展统计公报。考虑到“宽带中国”战略在个别城市存在“一市多点”情况,即一个地级市可能存在 1 个及以上的试点,比如重庆市从 2015 年开始在三个区进行了试点工作,这种情况下,本文将重庆市从 2015 年开始纳入了实验组。另外,2014—2016 年纳入试点的延边朝鲜族自治州、阿坝藏族羌族自治州和文山壮族苗族自治州,由于缺乏相关的宏观数据,本文未将其纳入研究的样本范围。据统计,截至 2016 年累计有 110 个地级市构成“实验组”样本^①。其中,2014 年、2015 年和 2016 年进入“实验组”的样本分别有 37 个、37 个和 36 个。各变量的含义及描述性统计分析见表 1。

图 1 为 2016 年纳入“宽带中国”试点城市的“实验组”和未纳入试点城市的“对照组”的平均城乡可支配收入差距的变化趋势。试点城市的城乡收入差距小于非试点城市,2014 年前,试点城市和非试点城市的城乡收入差距较大,且呈现出较为一致的变化趋势;2016 年开始试点以后,试点城市和非试点城市的城乡收入差距明显缩小,虽然仍呈现一致的变化趋势,但两者之间的差距不断缩小,说明“宽带中国”战略的实施可能在一定程度降低了实验组城乡收入差距缩小的幅度。整体而言,2010—2020 年试点和非试点城市的城乡收入差距均呈现不断缩小趋势,但以 2014—2016 年为明显分界,前后两组呈现出不同的平行变化趋势。

三、数字基础设施对城乡收入差距影响的实证分析

(一)基准回归结果

表 2 报告了基准模型的回归结果,第(1)列为未控制城市层面变量的回归结果,DID 项系数显著为正,表明“宽带中国”战略的实施,扩大了试点城市的城乡收入差距。考虑到试点城市的选择与经济发展水平、城市规模等因素相关,第(2)列进一步控制了城市层面可观测的控制变量,结果 DID 项系数仍显著为正,与非试点组相比,“宽带中国”试点组的城乡收入差距平均提高了 0.062 0。虽然“宽带中国”战略的实

① “宽带中国”试点城市名单见于工业和信息化部官方网站。

表 1 变量含义与描述性统计结果

变量名称	变量含义	观测值	均值	标准差
城镇居民人均可支配 收入①	单位:元	3 186	28 328. 26	9 903. 74
农村居民人均可支配 收入②	单位:元	3 256	12 427. 84	5 617. 16
城乡收入差距	城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配 收入之比	3 175	2. 39	0. 50
宽带中国战略	是否被列入试点,是=1,否=0	3 267	0. 37	0. 48
经济发展水平	全市生产总值(十亿元)	3 267	241. 58	353. 90
工业化水平	第二产业增加值占全市生产总值的比重	3 261	0. 45	0. 11
服务业发展水平	第三产业增加值占全市生产总值的比重	3 261	0. 42	0. 10
城市规模	全市年末人口总数(万人)	3 184	444. 74	326. 42
对外开放程度	实际使用外资金额(百万美元)与全市生产总值 (十亿元)之比	3 267	830. 13	1 964. 29
财政水平	一般公共预算支出(亿元)占全市生产总值的比重	3 254	0. 22	0. 15
人力资本水平	高校在校生人数(千人)	3 203	91. 99	167. 01
金融发展水平	年末金融机构各项存款余额与生产总值之比	3 192	1. 47	0. 73

注:由于各变量的数据缺失程度不同,其观测值存在差异。考虑到各变量数据具体缺失的年份不相同,为减少样本量的损失,文中采取非平衡面板数据对回归模型进行估计。

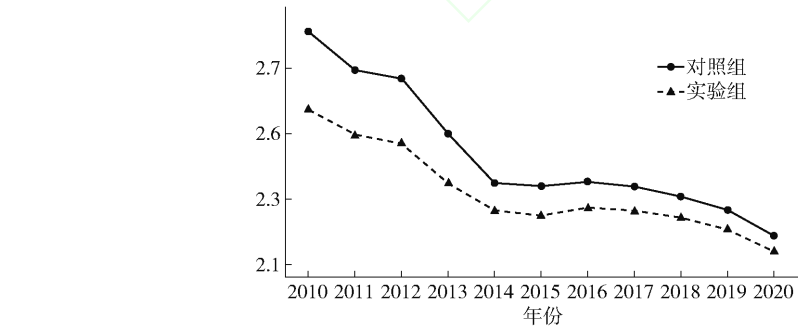


图 1 试点城市与非试点城市城乡收入差距的变化趋势

① 本文“城乡收入差距”采用的是城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入之比,这里的“城”指“城镇”,国家统计局仅公开了地级市层面城镇居民的人均可支配收入。在本文的机制分析中,更多探讨的是城市和农村两者之间的关系,一般“城市居民”的收入水平高于“城镇居民”,因此,本文得到数字基础设施建设对城市居民与农村居民收入差距扩大的影响,可能在一定程度上被低估。

② 根据国家统计局统计口径的变化,2013 年之前农村居民的人均可支配收入数据采用的是农村居民人均纯收入数据。

表 2 宽带中国政策冲击对城乡收入差距的影响

变量	城乡收入差距			
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID 项	0.073 0*** (0.018 7)	0.062 0*** (0.019 6)	0.065 0*** (0.020 7)	0.071 7*** (0.023 6)
城市层面控制变量	未控制	控制	控制	控制
控制变量与是否政策实施前 1 期的交互项	未控制	未控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份—时间固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	2.382 2*** (0.003 7)	1.918 2*** (0.568 2)	1.892 0*** (0.570 7)	1.635 4** (0.648 5)
观测值	3 131	2 965	2 965	2 361
调整 R ²	0.932 2	0.930 2	0.930 2	0.941 0

注：表中汇报的是面板数据模型固定效应估计结果，括号中为聚类到城市层面的标准误，*** 代表 $p < 0.01$ ，** 代表 $p < 0.05$ ，* 代表 $p < 0.1$ ，下表同。

施促进了数字基础设施的城乡普及和快速发展，一定程度消除了城乡居民在互联网接入上的鸿沟，但基准回归的结论却表明，“宽带中国”战略的实施可能加深了城乡居民的数字鸿沟，从而扩大了城乡收入差距，假说 H1 成立。

若想通过 DID 方法识别数字基础设施建设对城乡收入差距的因果效应，需满足最重要的前提假设，即“宽带中国”战略的非试点城市在政策实施前后的城乡收入差距变化趋势与试点城市不实施该项政策的预期变化趋势相同，即试点（实验组）和非试点（对照组）城市满足平行趋势假定。在描述性统计分析部分，本文通过统计图例简要地对试点和非试点城市的城乡收入差距变化趋势进行了分析，发现“宽带中国”战略实施前后两者均呈现出一致的变化趋势，试点城市的平均城乡收入差距小于非试点城市，政策实施后两者的差距变小了，但该图示还不足以完全检验两者之间的平行性趋势假设。本文进一步构建动态模型（2），考察政策实施前后两组样本城乡收入差距的相对变化情况。

$$Dis_{it} = \beta_0 + \sum_{j=-5}^{j=6} \beta_j treat_i \times post_j + X_{it}^T \mu + \theta_i + Year_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中， $post_j$ 表示政策实施的第 j 期的虚拟变量， $j = -5, -4, \cdots, 5, 6$ 。 $post_j = 1$ 表示第 j 期开始了试点，否则为 0；当 j 为负数时，表示政策开始前的时期。由于样本开始的时间为 2010 年，而第一批试点开始于 2014 年，第三批试点开始于 2016 年，因此试点城市 i 如被纳入试点，2010 年可能是政策开始实施前的第 6 期，2020 年可能是政策实施后的第 6 年。直观起见，本文采用图例的形式展示政策实施前后，政策效应的完全动态情况，以政策实施前的第 1 期为基准年份。根据图 2，在政策实施的前 2 至 6 期，与非试点城市相比，试点城市的城乡收入差距不断缩小，且这种缩小趋势保持稳定。

在“宽带中国”战略实施的前 1 期以及之后的 6 期,与非试点城市相比,试点城市的城乡收入差距呈扩大趋势,且该政策效应持续存在。

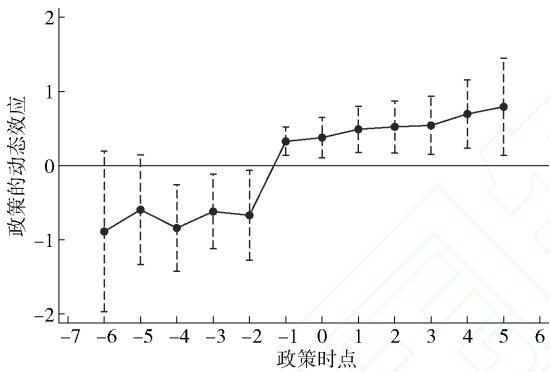


图 2 “宽带中国”政策实施的动态效应

之所以政策实施前 1 期的影响显著为正,可能是由于“宽带中国”政策颁布的时间为 2013 年 8 月,而第一批试点城市于 2014 年 10 月公布,时间间隔长达 1 年。试点城市的申报和遴选过程中可能产生了政策预期效应,从而改变了这些城市的行为。比如,加大对城乡互联网基础设施的建设,以提高入选的可能性。这些举措在一定程度上影响了“宽带中国”的政策评估效应。对此,本文将控制变量与政策开始前 1 期的虚拟变量交互,重新进行基准回归,回归结果见表 2 的第(3)列,结果发现控制预期效应之后,“宽带中国”政策对城乡收入差距的影响仍然显著,且系数大小也无显著差异。

此外,考虑到网络具有很强的外部性,控制组容易受到处理组数字基础设施发展状况的影响。例如,处理组城市网络质量的改善能够借助互相连通的网络将网络产品或服务传递至控制组城市,产生溢出效应(方福前等,2023)。外溢效应也可能影响数字基础设施建设对城乡收入差距的因果效应识别。对此,本文计算各非试点城市到试点城市地理距离的中位数^①,以地理距离中位数的 0.8 倍为卡尺,在剔除卡尺范围内的非试点城市之后进行基准回归^②,结果见表 2 的第(4)列。对比第(4)列和第(3)列的估计结果,发现在剔除距离较近的样本后,DID 项的估计系数变大,说明由于溢出效应的存在,一定程度低估了政策效应。

(二) 内生性分析

基准回归结果表明数字基础设施扩大了城乡收入差距,尽管动态模型回归结果验证了试点城市和非试点城市城乡收入差距的平行性趋势,同时剔除了“预期效应”

① 城市之间的地理距离根据城市中心位置的经纬度计算得到。
② 依照此标准,剔除了与实验组城市距离较近的控制组城市样本共计 56 个。

和“溢出效应”的影响,但基准模型仍面临一系列内生性挑战,无法有效干净地识别数字基础设施建设对城乡收入差距的因果效应。下面进一步分析具体内生性的来源,并逐一给出解决方案^①。

1. 基于可观测变量的自选择偏误

“宽带中国”战略是一项外生的政策冲击,各城市虽无法预知其准确的颁布时间并采取相应的措施以争取试点机会,但“宽带中国”试点城市是根据各城市提交申报材料、各省预审和专家综合评审后遴选产生的^②。申报通知要求申报城市本身具备良好的经济发展条件、宽带发展基础,并编制相应的发展方案,这就意味着试点城市并非随机选择,而是通过严格的筛选产生。可以判断,这种样本自选择偏误有一部分来自可观测得到的城市层面的经济社会发展相关变量。对此,本文采用倾向得分匹配方法,从非试点城市中筛选出与试点城市具有相似特征的样本进行回归,以控制基于可控制变量的自选择偏误。表3报告了基于三种匹配方法(K最近邻匹配、半径匹配和核匹配方法)的PSM-DID估计结果^③,前两种匹配方法的结果显示DID项仍显著为正,一定程度上说明数字基础设施建设扩大城乡收入差距的结论具有稳健性。与基准回归结果相比,PSM-DID回归的DID项估计系数较小,说明在未考虑基于可观察变量的样本选择偏误情况下,基准回归模型一定程度上被高估了。

表3 基于PSM-DID方法的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	K最近邻匹配	半径匹配	核匹配
	($k=10; \delta=0.01$)	($r=0.01$)	($h=0.05$)
DID项	0.0529***	0.0553***	0.0231
	(0.0202)	(0.0200)	(0.0266)

2. 不可观测遗漏变量的影响

除可观察的变量外,城市层面的不可观测因素可能影响“宽带中国”试点城市的选择。如果遗漏了这些变量,那么DID项系数反映的可能是包含了这些遗漏变量在内的因素对城乡收入差距的复合影响。对此,本文参考田鸽和张勋(2022)的做法,分别删除和控制一线和新一线城市样本,一线城市包括北京、上海、广州和深圳,新一线城市名单来源于上海第一财经传媒有限公司旗下的新一线城市研究所。与此同时,考虑到如果“宽带中国”政策实施同期还有其他重大政策对城乡收入差距也存在

① 囿于篇幅限制,本文不再汇报双向固定效应框架下交错DID估计偏误问题的探讨和安慰剂检验结果,感兴趣的读者可以联系作者获取。

② 详见《关于开展创建“宽带中国”示范城市(城市群)工作的通知》。

③ 本文还对控制变量的匹配质量进行了检验,感兴趣的读者可以联系作者获取。

影响,那么 DID 项的系数也可能是包含了其他政策冲击的复合性影响。2013 年 1 月、8 月和 2015 年 4 月,住建部先后发布了三批“智慧城市”的试点名单,“智慧城市”政策实施时期与“宽带中国”政策具有一定的重合性。曾亿武等(2022)的研究发现,“智慧城市”的建设能显著扩大城乡收入差距。基于此考虑,本文筛选出“智慧城市”政策的试点城市,予以删除或控制^①。

表 4 的第(1)和第(3)列的估计结果显示,在删除一线和新一线城市或“智慧城市”试点城市的情况下,DID 项的系数依旧显著为正,但与基准回归相比,系数的大小略微下降。第(2)列和第(4)列分别控制了“是不是一线或新一线城市”“是不是‘智慧城市’试点城市”与“是否开始实施宽带中国政策”虚拟变量的交互项,估计结果显示 DID 项的系数仍然显著为正,说明在控制一线或新一线城市的影响和同期实施的其他与数字基础设施建设相关的政策影响后,“宽带中国”战略对城乡收入差距扩大的作用依旧显著。

表 4 删除或控制一线或新一线城市、“智慧城市”试点城市的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	删除一线或新一线城市	控制一线或新一线城市	删除“智慧城市”试点城市	控制“智慧城市”试点城市
DID 项	0.059 2 *** (0.019 7)	0.056 8 *** (0.019 6)	0.056 9 ** (0.025 9)	0.051 6 ** (0.024 2)
一线或新一线城市 × 是否开始实施政策		0.049 1 (0.040 1)		
“智慧城市”试点城市 × 是否开始实施政策				0.023 1 (0.031 1)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	1.957 4 *** (0.625 0)	2.002 7 *** (0.577 6)	2.600 4 *** (0.517 9)	1.924 7 *** (0.563 8)
观测值	2 871	2 965	2 291	2 965
调整 R ²	0.931 8	0.930 3	0.932 0	0.930 2

① “智慧城市”和“宽带中国”试点城市的申报要求存在一定的差异。《关于开展创建“宽带中国”示范城市(城市群)工作的通知》明确规定,“宽带中国”试点城市的创建范围包括:地级及以上城市、直辖市下辖区县以及省直管县,直辖市可以整体申报,但不得与下辖区县同时申报。根据中华人民共和国住房和城乡建设部颁布的《国家智慧城市试点暂行管理办法》,国家智慧城市试点的范围包括设市城市、区、镇。2015 年,三批“智慧城市”试点共计 299 个,考虑到一些地级市存在一市多点试点的情况,若将仅包含市内个别县区的地级市纳入样本,“智慧城市”试点城市名单可能完全覆盖“宽带中国”试点城市,故本文仅考虑将整市作为试点的“智慧城市”样本。

3. 工具变量估计

考虑到“宽带中国”战略试点的选择可能受城市层面多种不可观察的经济社会因素影响,而这些因素很难被一一控制。故此,本文进一步采用工具变量方法进行估计。根据《关于开展创建“宽带中国”示范城市(城市群)工作的通知》,“‘宽带中国’示范城市(城市群)是指具有良好的宽带发展基础,通过创建示范实现本地区宽带发展水平大幅提升,其整体宽带发展水平与发展模式对于全国同类地区具有较大的示范和引领作用的城市(城市群)”。文件明确了成为试点城市的前提条件是已有良好的互联网宽带发展基础,互联网宽带的基础设施条件与是否成为试点城市具有很强的相关性。考虑到工具变量的外生性,本文采取上一期试点城市(除本市外)所在省份的互联网用户数占该省年末总人口比重作为试点城市的工具变量^①。一方面,因为城市的通信基础设施具有外溢性(张浩然,衣保中,2012),省级层面的互联网宽带基础设施建设水平对省内城市具有外溢效应,因而对省内城市的互联网宽带发展水平具有一定影响;另一方面,由于采用试点城市所在省份的互联网宽带平均水平(扣除试点城市本身的数据)作为工具变量,该工具变量的外生性得以满足。除此之外,本文还借鉴田鸽和张勋(2022)以及方福前等(2023)的做法,将城市与“八纵八横”节点城市的最短距离作为“宽带中国”政策的工具变量。距离1998年建成的“八纵八横”节点城市越近,越有可能具备进行数字基础设施建设和应用基础,成为试点城市。同时,该变量属于历史的距离变量,相关性和外生性能同时满足。

表5第(1)列的回归估计结果显示,上一期城市所在省份(除其本身以外)的互联网接入用户数占比和到“八纵八横”节点城市最短距离的对数与DID项均显著相关^②,工具变量的相关性得以满足^③。第(2)列的工具变量估计结果表明,“宽带中国”战略显著扩大了城乡收入差距,第一阶段的Cragg-Donald Wald F检验统计量大小为24.031,大于5%偏误的临界值16.85,说明工具变量满足相关性的假

① 四个直辖市虽均为试点城市,但考虑到直辖市样本的特殊性,在本文工具变量回归中并未纳入直辖市。为了更好地比较工具变量回归结果与基准回归结果,本文剔除北京、天津、上海和重庆四个直辖市之后,对基准模型进行了重新估计,得到DID项的系数为0.093,在1%的置信水平下显著。感兴趣的读者可以联系作者获取具体回归结果。

② 本文对上一期本省份(除本市外)互联网用户占比、到“八纵八横”节点城市的最短距离的对数分别与是否成为试点城市进行回归分析,结果发现上一期本省份(除本市外)互联网用户占比越高,成为试点城市的可能性越大;到“八纵八横”节点城市的最短距离越短,成为试点城市的可能性越大,与本文的假说一致。感兴趣的读者可以联系作者获取结果。

③ 本文对工具变量与“宽带中国”战略试点城市的虚拟变量进行回归,发现上一期本省份(除本市外)互联网用户占比与是否为试点城市呈显著正向相关,到“八纵八横”节点城市的最短距离对数与是否为试点城市呈显著负向相关。与文中的假说具有一致性。

设。同时,工具变量回归结果通过了过度识别检验,LM 统计量值为 115.392, P 值大小为 0。

表 5 工具变量估计结果

变量	(1)	(2)
	是否为试点 × 是否开始实施政策	城乡收入差距
上一期本省份(除本市外)互联网用户占比 × 是否开始实施政策	-4.477 0 ** (1.819 1)	
到“八纵八横”节点城市的最短距离的对数 × 是否开始实施政策	-0.039 7 * (0.020 3)	
DID 项		0.329 8 *** (0.056 4)
其他控制变量	控制	控制
常数项	1.476 (1.099 4)	2.006 (1.753 7)
观测值	2 361	2 281
R^2 /LM 统计量(工具变量过度识别检验)	0.727	115.392($p=0$)
调整 R^2	0.653	—
Cragg-Donald Wald F(弱工具变量检验)	—	24.031

注:试点城市的工具变量为上一期互联网接入用户数的对数,2009—2019 年地级市层面的互联网用户数据来自 CEIC 数据库。

四、数字基础设施建设对城乡收入差距的影响机制分析

上述研究结论表明,“宽带中国”战略的实施在一定程度上扩大了城乡收入差距。那么,其内在影响机制是什么?结合理论假说 H2 和假说 H3,本文尝试从宏观城市层面的创新发展水平和工业智能化发展水平,以及微观个体层面城乡劳动力的非农就业创业途径寻找经验证据,挖掘其背后的主要影响机制。

(一) 城市创新水平与工业智能化水平的影响

1. 城市创新水平的影响

“宽带中国”战略的重点任务中包含促进宽带网络产业链不断完善,在关键技术研发、重大产品产业化、智能终端研制和支撑平台建设等重点领域发力,有效提升数字信息领域关键技术研发、核心技术攻破、智能终端产品研发创新和自主发展能力。这些重点任务建立在数字基础设施相对完善的基础之上,而且主要针对信息化水平较高、数字经济基础较好的城市地区,有助于提升城市的创新水平。根据假说 H2,创

新水平的提高使得城市发展获得了更大的比较优势,导致城乡收入差距扩大。为进一步检验这一影响机制,本文采用每万人发明专利申请授权数量衡量地级市的创新水平,该数据来自中国研究数据服务平台。此外,本文还采用2010—2020年各地级市新注册的三种不同类型企业(国有企业、外资企业和民营企业)的数量作为代理变量^①,衡量各城市创新活跃程度(赵涛等,2020)。该指标在一定程度上反映了城市的创新水平,因为新进入的企业有助于提高区域的市场竞争力,促进企业优胜劣汰和资源重新分配。在这个过程中,已有的企业为提高竞争力也会增加研发投入。具体回归结果见表6。

表6 城市创新水平的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	每万人发明专利 申请授权数量/个	国有企业 数量/万个	外资企业 数量/万个	民营企业 数量/万个	城乡收入 差距
DID项	0.633 3 *** (0.161 9)	0.001 5 * (0.000 9)	0.011 0 * (0.006 7)	1.066 1 *** (0.327 3)	0.049 2 ** (0.020 1)
每万人发明专利申请授权 数量					0.009 0 (0.005 7)
国有企业数量					-0.091 2 (0.248 9)
外资企业数量					-0.205 0 (0.278 8)
民营企业数量					0.007 7 (0.006 5)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.741 0 (11.946 7)	-0.008 7 (0.016 0)	-0.000 4 (0.081 9)	-29.726 7 *** (7.654 1)	2.035 4 *** (0.597 8)
观测值	2 932	2 932	2 932	2 932	2 870
调整 R ²	0.890 5	0.715 7	0.719 1	0.776 4	0.928 8

表6第(1)列回归结果表明,数字基础设施能显著增加城市人均专利申请授权数量,试点城市比非试点城市每万人发明专利申请授权平均增加0.633项;第(2)至(4)列的回归结果表明,数字基础设施能显著提高城市各类型企业的注册量,平均而言,试点城市比非试点城市注册的国有企业增加15个,外资企业110个,民营企业10 661个,这说明数字基础设施建设显著提高了城市的创新水平。表6第(5)列在

① 数据来源:国家市场监督管理总局的国家企业信用信息公示数据库。

基准回归的基础上加入了代表城市创新水平的控制变量,与基准回归结果相比,DID 的回归系数变小,一定程度上说明了数字基础设施建设带来的城市创新水平提升导致了城乡收入差距扩大,假说 H2 成立。

2. 工业智能化发展的影响

“宽带中国”战略的重点任务还包括加快宽带网络优化升级和提高宽带网络的应用水平,宽带网络的优化升级有助于提升产业数字化水平,促进城市地区工业智能化发展。根据假说 H2,工业智能化的发展可能对传统工业领域造成巨大冲击,导致工业部门对低技能劳动力需求减少,而对高技能劳动力需求增加(Acemoglu,2002)。由于农村转移劳动力中低技能劳动力占多数,其可能导致城乡收入差距扩大。为有效检验这一影响机制,本文参照 Acemoglu 和 Restrepo (2020) 以及王永钦和董雯 (2020)、田鸽和张勋(2022) 等的方法构造地级市层面的工业机器人渗透率指标^①,具体回归结果见表 7。

表 7 工业智能化的影响

变量	(1)	(2)
	机器人渗透率	城乡收入差距
DID 项	1.040 4 ** (0.511 0)	0.059 0 *** (0.019 1)
机器人渗透率		0.005 6 ** (0.002 2)
其他控制变量	控制	控制
常数项	-20.070 0 (18.071 1)	1.624 0 (1.014 8)
观测值	2 774	2 695
调整 R ²	0.921 7	0.927 8

表 7 第(1)列回归结果显示,数字基础设施建设能显著提高机器人渗透率,从而有利于城市工业智能化水平的提高。平均而言,试点城市比非试点城市的机器人渗透率显著高 1.040 4。第(2)列回归结果表明,工业智能化水平的提高能显著扩大城乡收入差距,该结论与刘欢(2020)的研究结论一致。与此同时,在控制机器人渗透率变量的情况下,DID 项的回归系数较基准回归系数小,说明数字基础设施建设带来的工业智能化水平提高是扩大城乡收入差距的作用机制之一,假说 H2 成立。

(二)对城乡居民非农就业创业的影响

根据理论假说 H3,完善数字基础设施,提高数字基础设施服务水平,有助于城市

① 囿于篇幅限制,本文省略了工业机器人渗透率指标的具体构建方法和数据来源,感兴趣的读者可以联系作者获取。

居民有效利用互联网获得就业市场信息,提高非农高技能劳动力的就业、创业率,从而更有助于提升城市居民的收入水平,导致城乡收入差距扩大。为有效检验这一微观机制,本文进一步采用2010—2020年共计6轮CFPS数据,将其与相应年份的地级市层面数据进行匹配,构建如下三重差分(DDD)模型:

$$Y_{itk} = \beta_0 + \beta_1 treat_{ik} \times post_t + \beta_2 urban_{ik} + \beta_3 treat_{ik} \times post_t + \beta_4 treat_{ik} \times urban_{ik} + \beta_5 post_t \times urban_{ik} + Z_{itk} \alpha + \theta_k + Year_t + \xi_{itk}$$

(3)

其中, Y_{itk} 表示第*i*个城市第*t*年样本*k*一系列数字基础设施建设可能影响城乡收入差距的机制变量; $urban$ 表示城市居民的虚拟变量, $urban_{ik} = 1$ 表示城市*i*的样本*k*是非农户籍身份的城市居民,反之则为农村居民; $treat_{ik} \times post_t \times urban_{ik}$ 表示DDD项; Z_{itk} 表示一系列个体特征控制变量,包括年龄、性别、健康状况、婚姻状况、学历等; θ_k 和 $Year_t$ 分别表示样本*k*和调查时间*t*的固定效应; ξ_{itk} 表示模型的误差项。此外,本文还控制了省份固定效应与时间固定效应的交互项。

本文进一步考虑数字基础设施建设对城乡居民就业与创业的影响,选取了与工作有关的问题提取相关变量数据,包括从事工作的性质、工作所有者、单位性质、寻找工作的渠道等^①。根据CFPS问卷中的具体问题,本文选择了是否从事非农工作、是否创业和是否通过网络或职业介绍机构找工作三个可以刻画就业、创业和求职问题的变量。表8的回归结果显示,在实施“宽带中国”战略后,试点城市与非试点城市的城乡居民非农就业率差距显著提升,但是城乡居民创业和通过网络或职业介绍机构找工作行为的差异没有发生显著变化,说明数字基础设施建设扩大了城乡居民非

表8 数字基础设施建设对城乡居民就业与创业的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	是否从事非农工作	是否创业	是否通过网络或职业介绍机构找工作
DDD项	0.4253*** (0.1418)	-0.0112 (0.0127)	-0.0053 (0.0045)
其他控制变量	控制	控制	控制
常数项	1.2740 (0.8132)	-0.2330 (0.1763)	0.0550 (0.1650)
观测值	83566	107484	70849
调整R ²	0.4960	0.0531	0.0587

注:第(1)列仅采用了2010—2020年CFPS数据样本中处于就业状态的样本,非农就业样本占样本总量的68.34%。

① 本文将“工作性质”题目回答为“非农工作”的样本定义为非农工作者;“工作所有者”问题回答为“为自己/自家干活”且“雇主性质”问题回答为“私营企业/个体工商户”的样本定义为创业样本。

农就业率的差距。因此,城乡居民非农就业率差距扩大是数字基础设施建设扩大城乡收入差距的主要影响机制,假说 H3 成立。

五、结论与启示

当前,我国正处于数字经济快速发展时期,数字基础设施相对薄弱,加快数字基础设施建设十分必要。然而,由于城乡区域之间在经济发展、人力资本、数字基础设施水平等方面存在差异,数字基础设施建设可能会进一步扩大城乡区域差距。对此,本文基于 2010—2020 年的地级市面板数据和六轮 CFPS 数据,将“宽带中国”战略作为数字基础设施建设的代理变量,采用交错 DID 模型研究数字基础设施建设对城乡收入差距的影响及机制。研究发现:(1)在 2014—2020 年“宽带中国”战略实施期间,数字基础设施建设扩大了城乡收入差距,在充分考虑内生性后结论依然成立;(2)数字基础设施建设有效提高了城市的创新水平和工业智能化水平,使得城市地区获得了更大的发展优势,扩大了城乡收入差距;(3)相比农村居民,数字基础设施建设提高了城市居民的非农就业率,扩大了城乡收入差距。

虽然本文研究结论表明,在数字经济发展初期,数字基础设施建设扩大了城乡收入差距,加剧了城乡区域发展不平衡,但是研究数字基础设施建设对城乡收入差距的影响,并揭示其内在机理仍然十分重要。本文的研究结论为新阶段加快推进数字经济发展赋能城乡共同富裕提供有效的政策启示。基于本文研究结论,提出如下三点政策建议。

第一,加快推动城乡数字基础设施均等化,提升农村信息化服务水平。虽然以“宽带中国”战略为代表的促进数字经济发展、提升数字基础设施水平的政策有效推动了农村地区数字经济发展,但截至 2024 年 12 月,农村地区的互联网普及率仍仅为 65.6%,而城镇地区的互联网普及率达到 85.3%,农村地区在数字基础设施上仍存在短板^①。并且,考虑到城乡之间宽带速度和信息化服务水平的差距,我国距离城乡数字基础设施均等化还有很长一段路。本文的主要研究结论表明,数字基础设施建设扩大了城乡收入差距。结合已有研究发现,当数字基础设施建设完善后,城乡数字鸿沟弥合,数字经济进一步发展将带来数字红利,缩小城乡收入差距。因此,需进一步加强农村地区电信宽带基础设施建设,逐步推动 5G 和千兆光纤网络向有条件、有需求的乡村延伸。持续推进城市农村“同网同速”,优化提升农村宽带网络质量。鼓励推动农村地区多部门信息服务站点整合,优化资源配置,鼓励各地区根据当地农村的实际情况,开发适用于本地区“三农”特点的信息终端、技术产品和移动互联网应

^① 数据来源于万德数据库。

用软件,不断提升农村信息化服务水平。

第二,推进农业数字化生产和智慧农业建设,提升农业生产效率。本文发现,数字基础设施建设扩大了城乡收入差距,主要原因包括当前阶段数字技术对工业部门生产力发展的促进作用大于农业生产部门。因此,推进农业数字化生产、加强智慧农业建设,提升农业生产效率十分重要。考虑到农业数字化所具有的高投入、低回报、周期长等特点,需锚定重点农业品种、产业和领域,率先实现生产经营管理服务全过程、全产业链的数字化。扩大农业高新技术产业示范区试点数量和规模,利用示范区的政策优势,加快培育农业数字化技术发展,以农业数字化为引领,积极拓展农业数字化应用场景,发挥农业多功能性,打造新产业新模式,壮大乡村数字经济。打通部门之间数据共享屏障,加快推进涉农信息、涉农数据资源的整合应用,促进农业农村数据资源的深入挖掘,建立农业大数据资源共建共享机制。

第三,加快数字乡村人才培养和培训体系建设,提升农村居民数字素养。本文发现,数字基础设施建设扩大了城乡收入差距,主要原因包括由数字基础设施带来的数字经济发展更有助于提升城市居民的非农就业率。因此,加快数字乡村人才队伍建设,提升农村居民数字素养这一“软实力”十分重要。一方面,鼓励高等、高职院校以定向委培、基地实训等方式培育一批农村电商、智慧种养和数字治理新型农业人才,在农村地区发挥示范带头作用;另一方面,健全面向农村居民大众群体的数字培训体系,提升农村居民参与发展智慧农业、农村电商、智慧旅游、数字金融等的数字经济素养,参与社交软件、网络媒体等的基本数字技能素养,以及获取城乡公共服务、参与社会治理等的数字应用技能素养。

[参考文献]

白俊红,王星媛,卞元超,2022. 互联网发展对要素配置扭曲的影响. 数量经济技术经济研究(11):71-90

曾亿武,孙文策,李丽莉,等,2022. 数字鸿沟新坐标:智慧城市建设对城乡收入差距的影响. 中国农村观察(3):165-184

陈梦根,周元任,2022. 数字不平等研究新进展. 经济学动态(4):123-139

陈文,吴赢,2021. 数字经济发展、数字鸿沟与城乡居民收入差距. 南方经济(11):1-17

方福前,田鸽,张勋,2023. 数字基础设施与代际收入向上流动性——基于“宽带中国”战略的准自然实验. 经济研究(5):79-97

金环,于立宏,2021. 数字经济、城市创新与区域收敛. 南方经济(12):21-36

李实,岳希明,史泰丽,等,2019. 中国收入分配格局的最新变化. 劳动经济研究(1):9-31

李晓钟,李俊雨,2022. 数字经济发展对城乡收入差距的影响研究. 农业技术经济(2):77-93

刘传明,马青山,2020. 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. 中国人口科学(3):75-88

- 刘欢,2020. 工业智能化如何影响城乡收入差距——来自农业转移劳动力就业视角的解释. 中国农村经济(5):55-75
- 邱泽奇,张树沁,刘世定,等,2016. 从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角. 中国社会科学(10):93-115
- 田鸽,张勋,2022. 数字经济、非农就业与社会分工. 管理世界(5):72-83
- 王永钦,董雯,2020. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据. 经济研究(10):159-175
- 张浩然,衣保中,2012. 基础设施、空间溢出与区域全要素生产率——基于中国266个城市空间面板杜宾模型的经验研究. 经济学家(2):61-67
- 赵涛,张智,梁上坤,2020. 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. 管理世界(10):65-75
- 周利,冯大威,易行健,2020. 数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”. 经济学家(5):99-108
- Acemoglu,Daron,2002. Technical change,inequality,and the labor market. Journal of Economic Literature(1):7-72
- Acemoglu,Daron,2012. Introduction to economic growth. Journal of Economic Theory(2):545-550
- Acemoglu,Daron,Pascual Restrepo,2020. Robots and jobs:evidence from US labor markets. Journal of Political Economy(6):2188-2244
- Castellacci,Fulvio,ClaraViñas-Bardolet,2019. Internet use and job satisfaction. Computers in Human Behavior,90:141-152
- Dewan,Sanjeev,Frederick J. Riggins,2005. The digital divide:current and future research directions. Journal of the Association for Information Systems(12):298-337
- Glaeser,Edward L.,1999. Learning in cities. Journal of Urban Economics(2):254-277
- Ivus,Olena,Matthew Boland,2015. The employment and wage impact of broadband deployment in Canada. Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'économique(5):1803-1830
- Prieger,James E.,2013. The broadband digital divide and the economic benefits of mobile broadband for rural areas. Telecommunications Policy(6-7):483-502
- Van Deursen,Alexander Jam, Jan Agm Van Dijk,2019. The first-level digital divide shifts from inequalities in physical access to inequalities in material access. New Media & Society(2):354-375
- Wei,Kwok-Kee,Hock-Hai Teo,Hock Chuan Chan,et al.,2011. Conceptualizing and testing a social cognitive model of the digital divide. Information Systems Research(1):170-187
- Zheng,Yingqin,Geoff Walsham,2021. Inequality of what? An intersectional approach to digital inequality under Covid-19. Information and Organization(1):100341

Digital Infrastructure Construction and the Urban-rural Income Gap

YANG Mo CHEN Qiangyuan

Abstract The digital economy has become a new engine driving high-quality development for China's economy, and sharing its benefits equitably is expected to serve as an effective means to address economic inequality between urban and rural areas. Based on panel data of prefecture-level cities and six rounds of CFPS survey data from 2010 to 2020, this paper treats the "Broadband China" strategy as a quasi-natural experiment and employs a staggered difference-in-differences (DID) model to examine the impact of digital infrastructure construction on the urban-rural income gap and its underlying mechanisms. The paper finds that during the initial phase of digital economy development, digital infrastructure construction exacerbates the urban-rural income gap. This conclusion remains robust after addressing various endogeneity concerns. The mechanism analysis reveals that, at the macro level, digital infrastructure construction enhances urban innovation and industrial intelligence levels, thereby giving urban areas a greater development advantage over rural areas. Furthermore, at the micro level, digital infrastructure construction more effectively increases the non-agricultural employment participation rate of urban residents. The findings of this study provide theoretical evidence for policies aimed at leveraging the digital economic development to promote common prosperity for both urban and rural areas. Specifically, based on the popularization of digital infrastructure in both urban and rural areas, it is necessary to further improve agricultural informatization services and digital literacy among rural residents, thereby promoting equalization of digital service quality between urban and rural areas.

Keywords Digital infrastructure; Urban-rural income gap; Digital gap; Digital economy