

数字基础设施建设与城乡收入差距

——基于“宽带中国”战略的准自然实验

摘要：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城乡发展不平衡的有效手段。那么，作为数字经济发展的基础，数字基础设施建设是否能缩小城乡收入差距？本文基于 2010-2020 年的地级市面板数据和六轮次 CFPS 调查数据，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：数字经济快速发展时期，数字基础设施建设扩大了城乡收入差距，在考虑内生性和进行多种稳健性检验后结论依旧成立。机制分析发现：宏观层面，数字基础设施建设有效提高了城市创新水平和工业智能化水平，使得相比农村地区，城镇地区获得了更大的发展优势；微观层面，相比农村居民，数字基础设施建设更能有效提高城镇居民的非农就业参与率以及采用互联网学习和工作的频率，帮助城镇居民积累与数字技能相关的人力资本。本文的研究结论为未来数字经济发展赋能城乡共同富裕的政策方向提供了有力的理论与经验证据，即在城乡数字基础设施普及的基础上，进一步提升农村信息化服务水平、农业生产效率和农村居民数字素养，促进城乡数字服务质量的均等化。

关键词：数字基础设施 城乡收入差距 数字鸿沟 数字经济

中图分类号：F328

文献标识码：A

一、引言

改革开放四十多年以来，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突出，城乡区域发展、收入分配差距仍较大。2022 年中国城乡居民人均可支配收入之比为 2.45，两者可支配收入的相对差距虽有所缩小但绝对差距不断扩大（魏后凯和杜志雄，2022）。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。2022 年中国数字经济规模达到 50.2 万亿元，同比名义增长 10.2%，数字经济占 GDP 比重达到 41.5%^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城乡发展不平衡的有效手段。为进一步推动数字经济的发展，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，重点推进建设 5G 网络、数据中心、工业互联网等新型基础设施建设，不断提高和完善数字经济发展的基础平台。

数字基础设施建设如何影响了城乡收入差距？大量文献认为，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、降低信贷门槛等途径，有效缩小城乡收入差距（Ivus and 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，进而提高了农村居民收入，但上述文献更多关注数字基础设施建设农村地区的影响，而较少考察其对同期城镇居民增收和获益的作用。从逻辑上来看，城乡收入差距是城镇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镇地区的增收效应小于农村地区。事

^①数据来源：2023 年 4 月中国信息通讯研究院发布的《中国数字经济发展研究报告（2023）》。

实上，数字基础设施和服务在城乡地区之间可能存在不均衡性（Prieger, 2013；陈文和吴赢，2021），新近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 and Riggins, 2005；Wei et al., 2011；Van Deursen and Van Dijk, 2019）。本文认为，考虑到数字基础设施和数字技术的使用对 ICT 技能、教育水平、信息获取等方面有着较高要求，而城乡居民在这些方面天然存在巨大差异，这意味着数字基础设施可能会放大城市之间的发展差距，进而导致城乡收入差距扩大（Prieger, 2013）。因此，短期内旨在弥合城乡数字基础设施的政策未必能有效缩小城乡收入差距，甚至有可能导致城乡数字鸿沟升级从而扩大城乡收入差距。同时，数字基础设施可能导致的城乡收入扩大，到底是源于城乡数字基础设施普及率上的数字接入鸿沟，还是源于城市居民数字素养和技能引致的数字使用鸿沟，抑或产业数字化水平等引致的数字获益鸿沟，这些问题都值得深入探讨。

鉴于此，本文将着眼于我国数字经济快速发展、数字基础设施不断完善的新阶段，重点研究数字基础设施建设对城乡收入差距的影响及作用机制。具体地，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作为数字基础设施发展状况的代理变量，采用 2010–2020 年地级市层面的面板数据和交错双重差分模型（Staggered Difference-in-difference）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，本文首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；将地级市层面数据与 2010–2020 年共计六轮中国家庭追踪调查数据（CFPS）匹配后，进一步从微观层面考虑数字基础设施建设对城乡居民的就业创业、互联网使用行为以及互联网重要程度认知等方面的影响。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：其一，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，发现“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，但与非试点城市相比，试点城市的城乡收入差距仍呈扩大趋势。该结论表明我国在数字基础设施不断完善时期，数字基础设施建设导致了城乡收入差距扩大。其二，研究视角上，本文从宏微观双重视角对上述研究结论进行了机制分析，发现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，城镇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镇居民的非农就业参与率，以及采用互联网学习和工作的频率，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。该结论也从侧面说明了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加值得关注。其三，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政策方向提供了有力的理论和经验证据，即在城乡数字基础设施普及以及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。

二、“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、应用服务不够丰富、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 兆比特每秒（Mbps）和 4Mbps，部分发达城市达到 100Mbps；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 50Mbps 和 12Mbps。之后，国家工业和信息化部分别于 2015 年 1 月，2015 年 10 月和 2016 年 7 月公布了 2014 年、2015 年和 2016 年度“宽带中国”示范城市的名单。

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为了“宽带中国”战略的首要重点任务。其中，农村地区的宽带普及和提速最为关键，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。不仅如此，针对每一座“宽带中国”试点城市都提出了具体的创建方案，因城施策，提出了具体的发展目标、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，确保城乡区域网络均衡发展。

2013 年的“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，通信院发布了《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，2015 年和 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 100Mbps，农村大于 20Mbps。2020 年行政村通宽带比例大于 98%、固定宽带家庭普及率达到了 70%，分别超过了原计划 95% 和 50% 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。根据宽带发展联盟 2016 年发布的《“宽带中国”示范城市经验案例集》，作为“宽带中国”示范城市吴忠市的农村电子商务覆盖率达 50% 以上。2013-2020 年，城镇地区互联网普及率从 60.3% 提高至 79.8%，提高了 19.5 个百分点；农村地区互联网普及率从 21.8% 提高至 55.9%，提高了 34.1 个百分点，城乡互联网普及率差距 38.5 个百分点缩小至 23.9 个百分点^①。

（二）理论机制分析

长期以来，城乡收入差距过大一直我国经济发展的重要阻碍，也是当前阶段扎实推进全体人民共同富裕的重点难点所在。过去已有大量研究从政府制度、对外开放、城镇化、人力资本差距等多重视角对城乡收入差距进行了深入研究（陆铭，2004；陈斌开等，2010；陈斌开和林毅夫，2013；孙永强和万玉林，2011）。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，数字作为一种重要的要素决定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趋于平等，基于互联网接入和使用差距的一级数字鸿沟（Dewan and Riggins, 2005）得到弥合。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 and Van Dijk, 2019）、使用互联网技能获益能力差异为基础的三级数字鸿沟（Wei et al., 2011）的作用开始显现（邱泽奇等，2016）。Van Deursen and 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后，其内部的数字鸿沟问题仍在扩大。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 and Walsham（2021）研究发现，地区经济发展不平和个体间的禀赋差异导致数字技术应用程度的分化，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显著地改善了资本配置的扭曲，却加剧了劳动力配置的扭曲，其中对低知识技能的劳动力配置产生了不利的影 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知识，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

^①数据来源：中国互联网络信息中心：<https://www.cnnic.net.cn/>。

强，易于获得互联网技能溢价（Castellacci and Vinas-Bardolet, 2019）。

对应到我国数字经济快速发展时期，城乡数字基础设施不断完善。特别在“宽带中国”战略实施之后，城镇和农村地区基本实现了互联网宽带接入的普及，城乡居民在互联网接入上的不平等基本消除，但由于农村居民的人力资本水平低于城镇居民^①，数字基础设施水平提高后，城镇居民更有可能提升互联网技能和获益的能力。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。尽管从长期来看，随互联网普及率和渗透率的不断增加，居民收入和教育水平不断提升，处于数字鸿沟中“弱势群体”的一方也开始逐渐熟练互联网技能并使用互联网获得超额收益（陈梦根和周元任，2022）。根据2023年3月中国互联网络信息中心发布的《第51次中国互联网络发展状况统计报告》，截至2022年6月，我国农村网民规模为2.93亿，占网民整体的27.9%，而2021年农村居民占总人数的36.11%。我国即时通信和网络视频的网民使用率为97.7%和91.5%，网络支付、搜索引擎和网络支付等的网民使用率也超过了70%，但在线办公和在线医疗的网民使用率较低，仅为43.8%和28.5%。由此可见，在互联网使用中，对数字素质涵养、知识水平要求较高的互联网使用率仍然较低，城乡居民在互联网使用技能上仍存在较大的差距。因此，本文提出如下假设：

假设1：数字经济快速发展时期，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。

数字基础设施建设对我国城乡区域发展的促进作用不可置否。特别在“宽带中国”战略实施期间，城镇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的提升；农村地区数字基础设施建设的重心为从无到有，重点在扩大宽带网络覆盖范围，实现农村地区互联网的普及，再逐步深化宽带的应用。因此，数字基础设施建设是否能促进城乡区域的均衡发展，缩小城乡收入差距，取决于城乡居民能否均等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，加快企业宽带联网和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。促进宽带网络产业链不断完善，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，但更多地是促进城镇地区生产和生活方式的变革。与农村地区相比，城镇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，尤其促进了城镇地区的创新发展。一方面，城镇地区聚集了大量的高校和科研院所，数字基础设施建设使得城市聚集了一批高水平的创新型人才，为城市创新奠定了良好的要素基础，能够有效促进城市创新水平的提升（刘传明和马青山，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（金环和于立宏，2021）。与农村地区相比，城镇地区市场更加广阔，人们对于产品和应用的需求也更加多元，能更加有效地推动城镇地区的创新发展。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镇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（Glaseer, 2000），而且内生的技术进步会更加偏向高技能劳动者（Acemoglu, 2012）。曾亿武等（2022）将智慧城市试点建设视为城乡数字鸿沟的新坐标，基于交错DID模型研究发现智慧城市建设显著扩大了城乡收入差距，区域创新水平是智慧城市建设影响城乡收入差距的

^①根据《中国人口与就业统计年鉴》估算得到，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。

重要传导因素。

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，在劳动力就业方面，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务工的工资性收入已经占据了农村居民总收入的40%以上，成为了缩小城乡收入差距的重要途径（李实等，2019），而在城镇务工的农村转移劳动力大多以低技能劳动力为主，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，而且在人口大规模跨区流动背景下，这一效应具有明显的空间外溢性，其主要原因是工业智能化降低了农业转移劳动力的相对收入水平和工作稳定性。因此，本文提出如下假设：

假设2：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，提高了城镇地区的相对经济发展水平，改变了城镇劳动力市场的需求结构，一定程度导致了城乡收入差距扩大。

从对城乡居民就业的影响来看，数字基础设施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供给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（田鸽和张勋，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、共享经济等新型产业就业机会，更适用于城镇地区高技能的就业者，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，城镇地区低技能偏向和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，与城镇居民相比，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。

从对城乡居民人力资本积累的影响来看，数字基础设施推动了互联网应用能力和服务水平快速发展，但由于人力资本和外部环境的差异，短期内对处于不同地位的家庭具有异质性影响。处于相对优势地位的城镇居民能有效利用互联网、手机APP等数字设备和服务更好地寻找到适合的就业和创业机会，或者通过互联网平台跨越空间地域限制参与网络课程，实现数字教育（Martínez, 2020），提升自身的收入水平。国外增长核算的文献表明，数字技术的投资和使用能显著提升人力资本，进而促进劳动者的生产率提高（Brynjolfsson and Hitt, 2000）。相比之下，处于相对劣势地位的农村居民很少或几乎难以有效利用互联网的信息或服务。根据中国社会科学院信息化研究中心2021年发布的《乡村振兴战略背景下中国乡村数字素养调查分析报告》，农村居民数字素养比城市居民低37.5%，两者的差距集中体现在数字安全意识、电脑使用、数字化增收、电脑工具开发、手机工具开发等方面。

因此，数字基础设施建设带来了数字经济的发展，一方面提高了城镇地区高技能劳动者的就业及收入水平；另一方面，由于农村居民在互联网使用能力上与城镇居民存在差距，城镇居民更倾向于通过互联网积累人力资本，与传统的人力资本积累途径不同，该途径更加有助于提升与数字相关的知识技能。对此，本文提出如下假设：

假设3：数字基础设施建设提高了城镇居民的非农就业创业概率、利用互联网积累数字知识和技能频率，一定程度导致了城乡收入差距扩大。

三、实证策略与数据说明

（一）实证模型

为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，也即“实验组”城市开始试点的时间存在差异，故本文采用如下交错双重差分模型（Difference-in-Difference, DID）：

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

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， $treat_i$ 表示第 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。 $post_t$ 表示第 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； $Year_t$ 表示时间固定效应； θ_i 表示个体固定效应； ε_{it} 表示模型的误差项，标准误聚类在地市层面，以缓解地市层面的相关因素影响 DID 项系数的估计。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，本文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，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：2011—2021 年（历年）的《中国城市统计年鉴》、CEIC 数据库，以及 2010—2020 年（历年）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 年纳入试点的三个少数民族自治州：延边朝鲜族自治州、阿坝藏族羌族自治州、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。根据统计，截至 2016 年累计共有 110 个地级市构成“实验组”样本^①，其中，于 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。具体各变量的含义及描述性统计分析见下表 1。

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	单位：元	3,186	28328.26	9903.74
农村居民人均可支配收入 ^②	单位：元	3,256	12427.84	5617.16
城乡收入差距	城镇居民人均可支配收入差距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

^①宽带中国试点城市的名单见中华人民共和国工业和信息化部官网：

https://www.miit.gov.cn/ztl/lszt/qltjkdzg/yw/art/2014/art_032c5267911a4bfd06fd206da5863f0.html

https://www.miit.gov.cn/ztl/lszt/qltjkdzg/yw/art/2015/art_71703efdf3ec4fedb7fae0c924e9606b.html

https://www.miit.gov.cn/jgsj/txs/wlfz/art/2020/art_f9f5db18c95a48a498e487a74699312c.html

^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的人均纯收入数据。

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	1964.29
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（万元）	3,192	1.47	0.73
互联网基础设施	互联网用户数（千户）	3,021	974.46	1184.98
移动电话基础设施	移动电话用户数（千户）	3,181	4419.44	4923.15

注：由于各变量的数据缺失程度不同，各变量的观测值存在差异。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的对回归模型进行估计。

本文对 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与互联网用户数量的变化趋势进行了图示（见图 1）。图 1 显示，试点城市的城乡收入差距小于非试点城市，且互联网用户数多于非试点组城市。对比图 1(a) 中实验组和对照组的城乡收入差距可知，2014 年开始试点之前，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，但两者的差距不断缩小，说明由于“宽带中国”战略的实施，可能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 年试点城市和非试点城市的城乡收入差距呈现不断缩小趋势，但以 2014-2016 年时间段为明显分界，前后两组呈现出不同的平行变化趋势。同样，对比图 1(b) 中实验组与对照组的互联网用户数可知，虽然两组的互联网用户数均呈不断上升的变化趋势，但 2010-2014 和 2016-2020 年呈现出不同的平行变化趋势，2016-2020 年两者之间的差距较大。根据图 1 可知，“宽带中国”战略的实施使得数字基础设施的不断发展与完善，快速提升了居民的互联网使用量，但同时也降低了城乡收入差距缩小的速度。

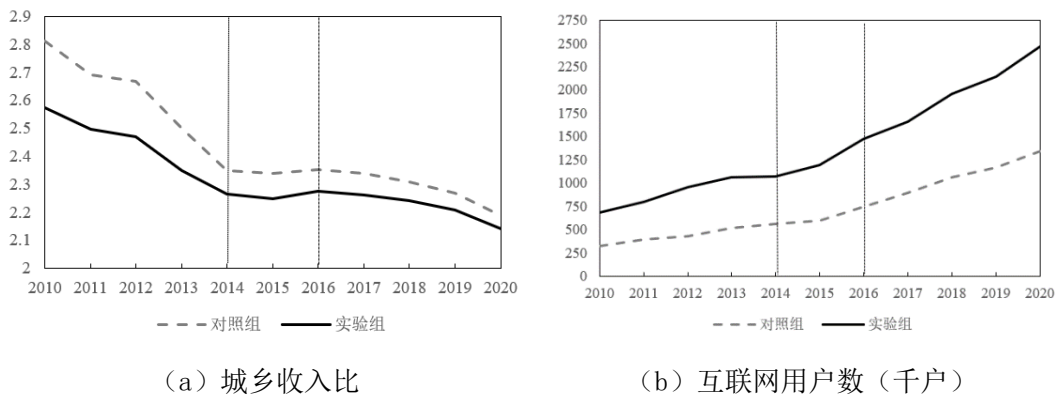


图 1 试点城市与非试点城市的城乡收入差距与互联网使用变化趋势

四、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（1）的回归结果。表 2 的回归结果均控制了城市固定效应、时间固定效应以及省份固定效应与时间固定效应的交互项，控制了城市层面不随时间变化的因素影响，以及省份层面随时间变化的不可观测因素的影响。表 2 的第（1）列为未控制城市层面变量的回归结果，DID 项显著为正，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。考虑试点城市的选择与经济发展水平、互联网基础设施条件等相关，表 2 的第

(2) 列控制了城市层面可观测的控制变量，DID 项仍显著为 0.0620，从经济显著性上看，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 0.0620。虽然“宽带中国”战略的实施带来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，但本文基准回归的结论却表明，“宽带中国”战略的实施可能凸显了城乡居民更深层次的数字鸿沟，扩大了城乡收入差距，假设 1 成立。

表 2 宽带中国政策冲击对城乡收入差距的影响

	城乡收入差距			
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID项	0.0730*** (0.0187)	0.0620*** (0.0196)	0.0650*** (0.0207)	0.0717*** (0.0236)
经济发展水平		-0.0465 (0.0714)	-0.0434 (0.0727)	-0.0225 (0.0828)
工业化水平		-0.0346 (0.1961)	-0.0385 (0.1966)	0.0222 (0.1875)
服务业发展水平		0.00620 (0.2174)	0.00590 (0.2176)	0.0546 (0.2055)
财政水平		-0.3672* (0.2097)	-0.3692* (0.2110)	-0.306 (0.2200)
人力资本水平		-0.0245 (0.0225)	-0.0248 (0.0225)	-0.0247 (0.0269)
城市规模		0.1477** (0.0637)	0.1502** (0.0635)	0.1671** (0.0712)
对外开放程度		-0.0005 (0.0006)	-0.0005 (0.0006)	-0.0007 (0.0006)
金融发展水平		-0.0070 (0.0087)	-0.0073 (0.0091)	-0.0058 (0.0081)
控制变量与是否政策实施前1期的交互项		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	2.3822*** (0.0037)	1.9182*** (0.5682)	1.8920*** (0.5707)	1.6354** (0.6485)
样本量	3131	2965	2965	2361
R ²	0.9445	0.9434	0.9436	0.954
R ² _adjusted	0.9322	0.9302	0.9302	0.941

注：表 2 汇报的是面板数据模型固定效应估计结果，括号（）中的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。

根据本文的研究设计，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，最重要的前提假设是，“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是试点城市假如不实施该项政策的反事实，即试点（实验组）和非试点（对照组）城市满足平行性趋势假定。在描述性统计分析部分，本文简要地通过统计图例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，“宽带中国”战略实施前后两者均呈显著较为一致的变化趋势，试点城市的平均城乡收入差距小于非试点组，但政策实施前两者的差距变小了，该图示还不足以完全检验两者之间的平行性趋势假设。因此，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。

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

其中， $post_j, j = -5, -4, \dots, 5, 6$ ，表示否为政策实施的第 j 期的虚拟变量， $post_j = 1$ 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。由于本文样本开始时间为 2010 年，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，最早的 2010 年可能是政策开始实施前的第 6 期，最晚的 2020 年可能是政策实施后的第 6 年。本文采用图例的形式展示了政策实施前和实施后政策效应的完全动态情况（见图 2）。图 2 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 2-6 期，与非试点组城市相比，试点组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，与非试点组城市相比，试点组城市的城乡收入差距呈扩大趋势，且该政策效应持续存在。

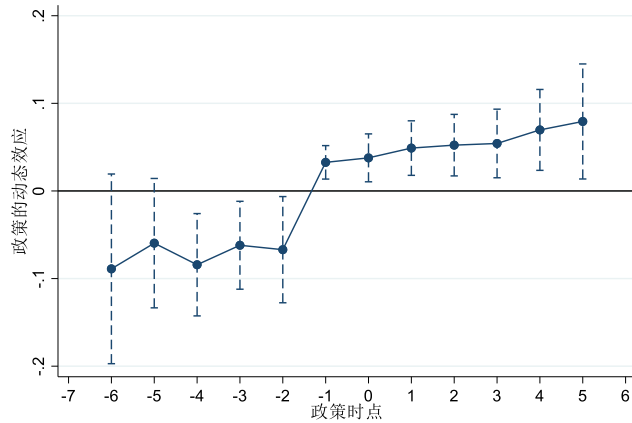


图 2 “宽带中国”政策实施效应的动态效应图

之所以政策实施前 1 期的影响显著为正，可能由于“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 年之久。试点城市的申报和遴选过程中可能产生了政策的预期效应，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，这些可能在一定程度上影响了“宽带中国”战略的政策评估效应。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。

同时，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路将网络产品或服务传递至控制组城市，导致溢出效应的出现（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，本文计算各控制组城市到实验组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，剔除卡尺范围内的控制组样本之后进行基准回归^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的效应。

^①城市之间的地理距离根据经纬度计算得到。

^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。

（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满足，同时也剔除了“预期效应”和“溢出效应”的影响，但基准模型仍面临一系列的内生性挑战，无法有效干净识别数字基础设施建设对城乡收入差距的因果效应。下面本文进一步分析具体内生性的来源，并逐一给出相应的解决方案。

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”试点城市根据各城市提交申报材料、各省预审以及专家综合评审后遴选产生^①，申报通知要求申报城市本身就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。由此可以判断，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（对照组）中筛选出与试点城市（实验组）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 汇报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^②，结果显示 DID 项仍显著为正，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 的回归的 DID 项估计系数较小。其中，基于核匹配的估计结果匹配上的样本约为原对照组样本的一半左右，DID 项的估计系数也最小，比基准回归结果小大约 1/3，这说明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 PSM-DID 方法估计结果

被解释变量：城乡收入差距	(1)	(2)	(3)
	K最近邻匹配 ($k=10; \delta=0.01$)	半径匹配 ($r=0.01$)	核匹配 ($h=0.05$)
DID项	0.0529*** (0.0202)	0.0553*** (0.0200)	0.0231 (0.0266)
其他控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
省份—时间固定效应	控制	控制	控制
常数项	2.2217*** (0.6272)	2.3677*** (0.6179)	1.7016* (0.8877)
样本量	2680	2872	1500
R ²	0.9446	0.9433	0.9429
R ² _adjusted	0.9302	0.9297	0.9156

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，尤其是城市层面的经济发展变量可能是“宽带中国”政策选择的重要变量，并同时影响城乡收入差距。如果遗漏了这些变量，那么 DID 项系数反映的

^①2014 年 1 月和 11 月，中华人民共和国工业和信息化部相继发布《关于开展创建“宽带中国”示范城市（城市群）工作的通知》（简称《通知》），对“宽带中国”试点城市的申报提出了具体要求。参见：
https://www.miit.gov.cn/zwgk/zcwj/wjfb/txy/art/2020/art_532f902d4cf642b2b7381a46f68258b0.html
https://www.miit.gov.cn/ztzl/liszt/qltkdztg/kdsfscsq/wjfb/art/2014/art_51d4d5d5b3e54845b17d85d39f2886b0.html

^②本文还对控制变量的匹配质量进行了检验，感兴趣的读者可以向作者索要。

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,本文参考田鹤和张勋(2022)的做法,分别删除和控制一线和新一线城市样本,一线城市即北京、上海、广州和深圳,新一线城市名单来自《第一财经新闻》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的政策冲击对城乡收入差距也存在影响,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,进行了删除或控制^①。

表 4 删除或控制一线或新一线城市、智慧城市试点的估计结果

被解释变量: 城乡收入差距	(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	0.0592*** (0.0197)	0.0568*** (0.0196)	0.0569** (0.0259)	0.0516** (0.0242)
新一线城市×是否开始实施政策		0.0491 (0.0401)		
“智慧城市”试点×是否开始实施政策				0.0231 (0.0311)
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份一时间固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	1.9574*** (0.6250)	2.0027*** (0.5776)	2.6004*** (0.5179)	1.9247*** (0.5638)
样本量	2871	2965	2291	2965
R ²	0.9451	0.9435	0.9483	0.9434
R ² _adjusted	0.9318	0.9303	0.9320	0.9302

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“是否是一线或新一线城市”、“是否是智慧城市试点”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,说明在控制一线或一线城市的影响,以及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。

工具变量估计。考虑到“宽带中国”政策试点的选择可能受到多种城市层面不可观察的经济社会因素影响,这些因素很难被一一控制,对此,本文进一步采用工具变量方法进行估计。根据《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)。”由此可知,《通知》明确了成为试点

^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。《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,故这里本文仅考虑将整市作为试点的“智慧城市”样本。

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,本文采取上一期除试点城市本身以外,试点城市所在省份的互联网用户数占年末全市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(张浩然和衣保中,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,由于采用扣除了试点城市本身后其所在省份的互联网宽带平均水平作为工具变量,该工具变量的外生性又得以满足。除此之外,本文还借鉴田鸽和张勋(2022)和方福前等(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的基础,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 工具变量估计结果

	(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	-4.4770** (1.8191)	
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	-0.0397* (0.0203)	
DID项		0.3298*** (0.0564)
其他控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
省份—时间固定效应	控制	控制
常数项	1.476 (1.0994)	2.006 (1.7537)
样本量	2361	2281
R ² /LM统计量(工具变量过度识别检验)	0.727	115.392(p=0)
R ² _adjusted	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(单位:千户)和移动电话数(单位:千户)的对数。2009—2019年地级市层面的互联网用户数和移动电话数据来自CEIC数据库。

表5第(1)列的回归估计结果显示,上一期城市所在的省份(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

^①考虑直辖市样本的特殊性,虽均为试点城市,但在工具变量回归中本文并将四个直辖市纳入其中。为了将工具变量回归结果与基准回归结果更好地比较,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。感兴趣的读者可以向作者索要具体回归结果。

^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了回归分析,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”节点城市的距离越短,成为试点城市的可能性越大,与本文的假设一致。感兴趣的读者可以向作者索要结果。

^③另外,本文对将工具变量与“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。与文中的假设具有一致性。

了城乡收入差距，一阶段的 Cragg-Donald Wald F 检验统计量大小为 21.916，大于 5% 偏误的临界值 16.85，说明工具变量满足相关性的假设。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。

（三）稳健性分析

1. 双向固定效应框架下交错 DID 的估计偏误问题。在双向固定效应 (TWFE) 框架下，本文将“宽带中国”战略的实施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，当政策实施的处理效应对不同地区产生的效果存在异质性时，TWFE 将产生潜在的估计偏误 (Goodman-Bacon, 2021)。交错 DID 与 2×2-DID 最主要的不同在于，较早的受处理组会作为较晚受处理组的控制组进入估计中 (刘冲等, 2022)，而由于处理效应的异质性存在，较早的受处理组样本并不能作为“好的控制组” (Goodman-Bacon, 2021)，导致采用 TWFE 方法对交错 DID 进行估计时产生偏误。由于 TWFE 框架下交错 DID 的估计系数是 4 类子样本 2×2-DID 估计 (先处理组与从未受处理组、后处理组与从未受处理组、先处理组与后处理组、后处理组与先处理组) 的加权平均，如果第 4 类子样本后处理组与先处理组的系数在总的估计量系数中所占权重很小，那么 TWFE 的估计系数仍具有可信性。对此，本文采用 Bacon 分解法，对“宽带中国”的政策效应进行分解，结果见表 6。

表 6 “宽带中国”战略实施效果的 Bacon 分解结果

“2×2” DID 的分组类型	DID 估计量	权重
先处理组 vs 后处理组	0.062	0.034
后处理组 vs 先处理组	-0.023	0.042
处理组 vs 从未处理组	0.115	0.923

注：由于在 2010-2020 年的观测期内，样本并非一开始就受到“宽带中国”战略的政策冲击，故 Bacon 分解中不存在“处理组 vs 一直控制组”的比较。

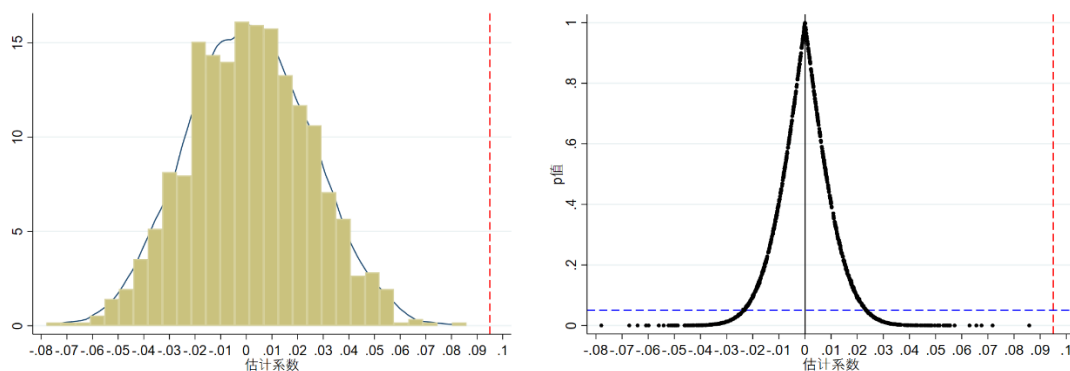
从表 6 的结果可知，“后处理组 vs 先处理组”的 DID 估计量所对应的权重仅占 4.2%，因此就本文的估计结果而言，即使采用 TWFE 框架对交错 DID 进行估计也不会因为处理效应的异质性问题导致严重的估计偏误。综合考虑文中所采用的数据结构和不存在退出政策的情况，进一步分别采用 Sun and Abraham (2021) 提出的组别—时期平均处理效应方法、Borusyak et al. (2021) 提出的插补方法以及 Callaway and Sant'Anna (2021) 提出的“异质性—稳健”估计 (csdid) 方法进行估计，均发现数字基础设施建设能显著扩大城乡收入差距 (见表 7)，表明基准回归 (TWFE 估计) 的结果具有稳健性。

表 7 双向固定效应下交错 DID 模型的多种估计结果

被解释变量：城乡收入差距	(1)	(2)	(3)
	组别-时期平均处理效应方法	插补方法	csdid 方法
DID 项	0.1028*** (0.0215)	0.1203*** (0.0239)	0.0678*** (0.0157)
样本量	3016	3175	3040

2. 安慰剂检验。为进一步控制其他随机因素的影响，本文参考 Cantoni et.al (2017) 的做法，通过随机选取实验组的方式对基准回归模型进行 1000 次模拟。具体地，本文从 297 个地级市中随机抽取 37 个样本，假设其从 2014 年开始“宽带中国”试点；从剩余的 260 个城市中随机抽取 37 个样本作为从 2015 年开始“宽带中国”试点的“伪实验组”；再从剩余的 223 个城市中随机抽取 36 个样本作为从 2016 年开始的“宽带中国”试点的“伪实验组”，

模拟“宽带中国”战略的试点选择过程，构造了 110 个“伪实验组”样本，剩余城市作为“伪控制组”样本。采用基准模型对“伪实验组”和“伪控制组”样本进行回归，得到一次随机模拟的估计结果。重复上述过程 1000 次，得到 DID 项估计结果的分布如下图 3（a），随机模拟 DID 项的估计系数及所对应的 P 值见图 3（b）。根据图 3，安慰剂检验得到的 DID 项系数呈以 0 为均值，0.0241 为标准差的正态分布，DID 项系数大于等于 0.095（基准回归中 DID 项的估计系数）事件发生的概率几乎为 0。因此，“宽带中国”战略对城乡收入差距的影响并非由随机的不可观察因素决定的，基准回归结果具有稳健性。



(a) DID 项估计系数分布

(b) DID 项估计系数与对应 P 值

图 3 安慰剂检验估计参数分布及 P 值

五、数字基础设施建设对城乡收入差距的影响机制分析

上文的实证结果表明，在我国数字经济快速发展之初，数字基础设施建设相对不完善，以普及和提高数字基础设施为重点任务的“宽带中国”战略，一定程度上扩大了城乡收入差距。那么，为何这一阶段数字基础设施建设导致城乡收入差距扩大？结合理论机制部分的假设 2 和假设 3，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和人力资本积累途径寻找经验证据，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

根据假设 2，“宽带中国”战略实施期间，数字基础设施建设提升了城市的创新水平，使得城市地区发展获得更大的比较优势；促进了城市工业智能化的发展，改变了城市地区对劳动力的需求结构，使得相对技能更高的城镇居民获益，这些都是数字基础设施建设扩大城乡收入差距的重要机制。

1. 城市创新水平的影响。“宽带中国”战略的重点任务中还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以及自主发展能力。这些重点任务主要建立在数字基础设施相对完善的基础上，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，有助于提升城市地区的创新水平。根据假设 2，城市地区创新水平的提高使得城市地区发展获得了更大的比较优势，导致城乡收入差距扩大。为有效检验这一影响机制，本文采用每万人发明专利申请授权数量（单位：件/万人）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^①。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（单位：万个）

^①中国研究数据服务平台的官方网站：<https://www.cnrds.com/Home/Login>。

作为代理变量^①，衡量各城市创新活跃程度，该指标在一定程度上也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，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。具体回归结果见下表 8。

表 8 城市创新水平的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	每万人发明专利申请 授权数量	国有企业 数量	外资企业 数量	民营企业 数量	城乡收入 差距
DID项	0.6333*** (0.1619)	0.0015* (0.0009)	0.0110* (0.0067)	1.0661*** (0.3273)	0.0492** (0.0201)
每万人发明专利申请授 权数量					0.0090 (0.0057)
国有企业数量					-0.0912 (0.2489)
外资企业数量					-0.2050 (0.2788)
民营企业数量					0.00770 (0.0065)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份—时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.7410 (11.9467)	-0.0087 (0.0160)	-0.0004 (0.0819)	-29.7267*** (7.6541)	2.0354*** (0.5978)
样本量	2932	2932	2932	2932	2870
R ²	0.9114	0.7700	0.7728	0.8191	0.9426
R ² _adjusted	0.8905	0.7157	0.7191	0.7764	0.9288

表 8 的第(1)列的回归结果表明，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 0.64 项；第(2) - (4)列的回归结果表明数字基础设施能显著提高城市的各类型的企业注册量，平均而言，试点城市比非试点城市注册的国有企业增加 16 个，外资企业 110 个，民营企业 10661 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 7 的第(5)列在基准回归的基础上加入了代表城市创新水平的控制变量，与基准回归相比，DID 的回归系数有所减小，一定程度说明了数字基础设施建设带来的城市创新水平提升，是导致城乡收入差距扩大的影响机制之一。假设 2 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。数字基础设施建设，包括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的发展。根据假设 2，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，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，这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 and Restrepo (2020) 以及王永钦和董雯 (2020)、田鸽和张勋 (2022) 等方法构造地级市层面的工业机器人渗透率指标，具体计算方法如下：

^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。

$$Robot_{c,t} = \sum_{d \in D} \frac{L_{cd,2010}}{L_{c,2010}} \times \frac{R_{dt}}{L_{d,2010}} \quad (3)$$

其中， $Robot_{c,t}$ 表示城市 c 在第 t 年的工业机器人的渗透率，工业机器人的渗透率越高，说明该城市的工业智能化水平越高。以 2010 年为基期， $L_{cd,2010} / L_{c,2010}$ 表示基期城市 c 的工业部门 d 行业就业人数占该城市工业部门就业总人数的比重， $L_{d,2010}$ 表示全国层面基期 d 行业的就业人数， R_{dt} 表示 t 年 d 行业的机器人安装总量。其中，各城市各行业 2010 年就业人数数据来自《中国城市统计年鉴》，全国层面 2010 年各行业就业人数数据来自《中国统计年鉴》，机器人安装数量数据则来自国际机器人联盟（International Federation of Robotics, IFR）。IFR 目前公布了 1993-2019 年各国的机器人安装数据，IFR 将行业划分为农林牧渔业、制造业、采矿业、建筑业、电力、燃气及水的生产和供应业、教育和研究发展业、服务业以及其他不确定分类的行业共计八大类，本文将其与国内的行业划分一一对应。同时，由于考虑到历年不确定行业分类的机器人样本量较大，占机器人总样本的 10%-20%，参照 Acemoglu and Restrepo（2020）的方法，将未划分行业的机器人按照比例分配到七个行业中。由于仅测度工业智能化的发展水平，在具体的计算中本文剔除了农林牧渔业、教育和研究发展业^①以及服务业，具体回归结果见表 9。

表 9 工业智能化的影响

	(1)	(2)
	机器人渗透率	城乡收入差距
DID项	1.0404** (0.5110)	0.0590*** (0.0191)
机器人渗透率		0.0056** (0.0022)
其他控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
省份—时间固定效应	控制	控制
常数项	-20.0700 (18.0711)	1.6240 (1.0148)
样本量	2774	2695
R ²	0.9371	0.9421
R ² _adjusted	0.9217	0.9278

表 9 的第（1）列的回归结果显示，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 1.0404。第（2）列的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 项的回归系数大小较基准回归系数有所减小，这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机制之一。假设 2 成立。

（二）非农就业创业与互联网使用和认知的影响

根据假设 3，数字基础设施建设可能在短期内改变了城乡居民的就业行为或人力资本积

^①在国内行业从业人员的划分标准中，将从事教育、科学研究和技术服务的人员划分为第三产业的从业人员。

累模式。完善数字基础设施,提高数字基础设施服务水平,一方面有助于城镇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;另一方面有助于城镇居民高效利用互联网工作学习,积累和提升人力资本水平。这些均有助于提升城镇居民的收入水平,导致城乡收入差距扩大。为有效检验这一机制,本文进一步采用2020—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(Difference in Difference in Difference)模型:

$$Y_{itk} = \beta_0 + \beta_1 treat_{itk} \times post_t \times urban_{itk} + \beta_2 treat_{itk} \times post_t + \beta_3 treat_{itk} \times urban_{itk} + \beta_4 post_t \times urban_{itk} + Z_{itk} \alpha + \theta_k + Year_t + \zeta_{itk} \quad (4)$$

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, $urban$ 表示城镇居民的虚拟变量, $urban_{itk} = 1$ 表示样本 k 是非农户籍身份的城镇居民, 反之则为农村居民; $treat_{itk} \times post_t \times urban_{itk}$ 表示 DDD 项; Z_{itk} 表示一系列的个体特征控制变量, 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; ζ_{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, 以控制省份层面随时间变化不可观测因素的影响。

1. 对非农就业创业的影响。为有效检验假设3, 本文考虑数字基础设施建设对城乡居民就业、创业的影响, 从选取了与工作有关的问题提取相关变量数据, 具体包括从事工作的性质、工作所有者、单位性质以及寻找工作的渠道等^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、是否创业以及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10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, 城乡居民非农就业率差距显著提升了, 但是城乡居民创业以及通过网络或职业机构找工作行为的差异没有发生显著的变量, 说明了数字基础设施建设扩大了城乡居民的非农就业率差距。因此, 城乡居民的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之一, 假设3成立。

表 10 数字基础设施建设对城乡居民就业、创业的影响

	(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
时间固定效应	控制	控制	控制
省份—时间固定效应	控制	控制	控制
常数项	1.274 (0.8132)	-0.233 (0.1763)	0.0550 (0.1650)
样本量	83566	107484	70849
R ²	0.4980	0.0565	0.0632
R ² _adjusted	0.4960	0.0531	0.0587

注: 第(1)仅采用了2010—2020年CFPS数据样本中正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”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。

2. 对互联网使用和重要性主观认知的影响。本文进一步从 CFPS 问卷中选取了与互联网使用和对互联网重要性主观认知相关的变量，具体包括使用互联网学习、工作的频率，认为互联网获取信息的重要程度变量^①。表 11 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，城乡居民使用互联网学习和工作的频率差距有所扩大，试点组的城市居民相对农村居民使用互联网学习和工作积累人力资本的频率更高了，但在认为互联网获取信息的重要程度主观认知上，城乡居民的差异未发生显著变化。这说明了数字基础设施建设扩大了城乡居民通过互联网学习工作积累数字人力资本的差异，因此，城镇居民更加能通过互联网学习和工作积累数字人力资本是数字基础设施扩大城乡收入差距的主要影响机制之一，假设 3 成立。

表 11 数字基础设施建设对互联网使用和重要性主观认知影响

	(1)	(2)	(3)
	使用互联网学习的频率	使用互联网工作的频率	互联网获取信息的重要程度
DDD项	0.2339** (0.0924)	0.2262** (0.0920)	0.0303 (0.0401)
其他控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
省份—时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	26538	24548	69877
R ²	0.2131	0.3230	0.4454
R ² _adjusted	0.2050	0.3152	0.4421

注：仅 2014 年、2016 年和 2018 年的 CFPS 问卷调查了关于使用互联网学习和工作的频率相关问题；2014-2020 年的 CFPS 问卷调查了有关认为互联网重要程度的问题。

六、结论与政策启示

当前，我国正处于数字经济快速发展时期，城乡数字基础设施相对薄弱，加快数字基础设施建设十分必要，但由于城乡区域之间在经济发展水平、人力资本水平、数字基础设施水平等方面均存在差异，短期内数字基础设施建设可能扩大城乡区域发展不平衡。基于此考虑，本文基于 2010-2020 年的地级市面板数据和六轮次 CFPS 调查数据，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）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，在考虑内生性和多种稳健性检验后结论依旧成立；（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，这使得相比农村地区，城镇地区获得了更大的发展优势，一定程度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镇居民的非农就业的概率、采用互联网学习或工作的频率，促进了城镇居民积累与数字化相关的人力资本水平，一定程度导致了城乡收入差距扩大。

虽然本文研究结论表明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的不平衡，但该影响是发展的阶段性问题，健全完善的数字基础设施始终是数字经济发展必不

^①使用互联网学习的频率变量取自 CFPS 问卷中“您使用互联网学习的频率有多高？”答案：1.几乎每天，2.一周 3-4 次，3.一周 1-2 次，4.一个月 2-3 次，5.一个月一次，6.几个月一次，7 几乎从不。直观起见，本文将答案进行重新排序，取值范围仍为[1, 7]，数值越大，使用频率越高。采取同样的办法对使用互联网工作的频率变量进行处理。使用互联网获取信息的重要程度变量取自 CFPS 问卷中“互联网对您获取信息的重要性？”答案：非常不重要-1-2-3-4-5-非常重要。

可少的基础条件。探讨数字基础设施建设对城乡收入差距的影响，其重要的意义不在于发现该发展阶段数字基础设施建设扩大了城乡收入差距这一结论，而在于揭示其扩大城乡收入差距的内在机理，从而为新时期、新阶段加快推进数字经济发展赋能城乡共同富裕提供政策依据。基于本文研究结论，得到如下三点政策建议：

第一，补足农村数字基础设施短板，提升农村信息化服务水平。虽然以“宽带中国”战略为代表促进数字经济发展、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2022年6月，农村地区的互联网普及率仅为58.8%，而城镇地区的互联网普及率达到83.1%，农村地区在数字基础设施上仍存在短板。对此，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”特点信息终端、技术产品和移动互联网应用（APP）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。本文的研究结论发现数字基础设施建设虽然能有效提高数字经济发展水平，但扩大了城乡收入差距，带来更大的城乡区域发展不平衡，归根结底是因为当前阶段数字技术对城镇地区工业部门生产力发展的促进作用大于对农村地区农业生产部门。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。遵循农业数字化高投入、低回报、周期长等特点，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，加快数字乡村人才队伍建设和培训体系建设，提升农村居民数字素养。本文的研究发现，“宽带中国”战略实施之后，我国现有行政村已全面实现“村村通宽带”，网络数字基础设施硬件条件极大改善，与城镇地区之间的差距也不断缩小，但与之伴随的数字经济发展，使得农村居民相对城镇居民的非农就业率下降；受人力水平限制，农村居民对互联网使用不足等问题凸显，导致城乡收入差距扩大。因此，加快数字乡村人才队伍的建设，提升农村居民数字素养“软实力”十分重要。一方面，鼓励高等、高职院校开展定向委培、基地实训等方式培育一批农村电商、智慧种养和数字治理的新型农业人才，在农村地区发挥示范带头作用；另一方面，健全针对农村居民大众群体的数字培育体系，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、参与社会治理等领域的数字应用技能素养等综合数字素养水平。

参考文献

1. 白俊红,王星媛,卞元超.互联网发展对要素配置扭曲的影响[J].数量经济技术经济研究,2022,39(11):71-90.
2. 陈斌开,张鹏飞,杨汝岱.政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J].管理世界,2010,No.196(01):36-43.
3. 陈斌开,林毅夫.发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J].中国社会科学,2013,No.208(04):81-102+206.
4. 陈梦根,周元任.数字不平等研究新进展[J].经济学动态,2022,No.734(04):123-139.
5. 陈文,吴赢.数字经济发展、数字鸿沟与城乡居民收入差距[J].南方经济,2021,No.386(11):1-17.
6. 戴若尘,王艾昭,陈斌开.中国数字经济核心产业创新创业:典型事实与指数编制[J].经济学动态,2022(04):29-48.

7. 方福前,田鸽,张勋.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[J].经济研究,2023,58(05):79-97.
8. 陆铭,陈钊.城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J].经济研究,2004(06):50-58.
9. 李实,岳希明,史泰丽等.中国收入分配格局的最新变化[J].劳动经济研究,2019,7(01):9-31.
10. 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,No.198(03):75-88+127-128.
11. 刘冲,沙学康,张妍.交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择[J].数量经济技术经济研究,2022,39(09):177-204.
12. 刘欢.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[J].中国农村经济,2020(05):55-75.
13. 邱泽奇,张樹沁,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,No.250(10):93-115+203-204.
14. 孙永强,王玉琳.金融发展、对外开放与城乡居民收入差距——基于1978~2008年省际面板数据的实证分析[J].金融研究,2011,No.367(01):28-39.
15. 田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界,2022,38(05):72-84.
16. 金环,于立宏.数字经济、城市创新与区域收敛[J].南方经济,2021,No.387(12):21-36.
17. 王永钦,董雯.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[J].经济研究,2020,55(10):159-175.
18. 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,No.165(03):165-184.
19. 张浩然,衣保中.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[J].经济学家,2012(02):61-67.
20. 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,No.257(05):99-108.
21. Acemoglu D. Introduction to economic growth[J]. Journal of economic theory, 2012, 147(2): 545-550.
22. Acemoglu D. Technical change, inequality, and the labor market[J]. Journal of economic literature, 2002, 40(1): 7-72.
23. Acemoglu D, Restrepo P. Robots and jobs: Evidence from US labor markets[J]. Journal of political economy, 2020, 128(6): 2188-2244.
24. Borusyak K, Jaravel X, Spiess J. Revisiting event study designs: Robust and efficient estimation[R].working paper, 2021.
25. Brynjolfsson E, Hitt L M. Beyond computation: Information technology, organizational transformation and business performance[J]. Journal of Economic perspectives, 2000, 14(4): 23-48.
26. Bowen R, Morris W. The digital divide: Implications for agribusiness and entrepreneurship. Lessons from Wales[J]. Journal of Rural Studies, 2019, 72: 75-84.
27. Callaway B, Sant'Anna P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of econometrics, 2021, 225(2): 200-230.
28. Cantoni D, Chen Y, Yang D Y, et al. Curriculum and ideology[J]. Journal of political economy, 2017, 125(2): 338-392.
29. Castellacci F, Viñas-Bardolet C. Internet use and job satisfaction[J]. Computers in Human Behavior, 2019, 90: 141-152.
30. Dewan S, Riggins F J. The digital divide: Current and future research directions[J]. Journal of the Association for information systems, 2005, 6(12): 298-337.
31. Glaeser E L. The new economics of urban and regional growth[J]. The Oxford handbook of economic

- geography, 2000, 37(3): 289-302.
32. Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
 33. Martínez-Garcés J, Garcés-Fuenmayor J. Competencias digitales docentes y el reto de la educación virtual derivado de la covid-19: Digital teaching competences and the challenge of virtual education arising from COVID-19[J]. *Educación y humanismo*, 2020, 22(39): 1-16.
 34. Ivus O, Boland M. The employment and wage impact of broadband deployment in Canada[J]. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 2015, 48(5): 1803-1830.
 35. Prieger J E. The broadband digital divide and the economic benefits of mobile broadband for rural areas[J]. *Telecommunications Policy*, 2013, 37(6-7): 483-502.
 36. Scheerder A J, Van Deursen A J, Van Dijk J A G M. Internet use in the home: Digital inequality from a domestication perspective[J]. *new media & society*, 2019, 21(10): 2099-2118.
 37. Sun L, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175-199.
 38. Wei K K, Teo H H, Chan H C, et al. Conceptualizing and testing a social cognitive model of the digital divide[J]. *Information Systems Research*, 2011, 22(1): 170-187.
 39. Zheng Y, Walsham G. Inequality of what? An intersectional approach to digital inequality under Covid-19[J]. *Information and Organization*, 2021, 31(1): 100341.

Digital Infrastructure Construction and Urban-rural Income Gap: The Quasi-natural Experiment based on "Broadband China"

Abstract: The digital economy has become a new engine of the high-quality development of China's economy, and the sharing of its development achievements is also expected to an effective means to solve the economic inequality of the urban and rural areas. As the foundation of digital economy, digital infrastructure is of great importance. Could the digital infrastructure construction narrow the urban-rural income gap? Based on the panel data of prefecture-level cities and six rounds of CFPS survey data from 2010 to 2020, this paper takes the "Broadband China" policy as a proxy variable for digital infrastructure construction, and employs the staggered DID model to study the impact of digital infrastructure construction on the urban-rural income gap and its mechanism. This paper finds that during the period of rapid development of digital economy, digital infrastructure construction expands the urban-rural income gap, and the conclusion is robustness after considering the endogeneity and various robustness tests. The mechanism analysis shows that, at the macro level, digital infrastructure construction effectively improves the level of urban innovation and industrial intelligence, which gives urban areas a stronger development momentum compared with rural areas. Furthermore, at the micro level, compared with rural residents, digital infrastructure construction can more effectively improve the non-agricultural employment participation rate of urban residents and the frequency of using the Internet to learn and work, which can help urban residents accumulate more human capital related to digital skills. The research conclusions of this paper provide evidences for the direction of the policy formulation to promote the balance development of urban and rural areas with the development of digital economy, that is, improve the level of rural information service, agricultural production efficiency, rural residents' digital literacy and promote equal quality of digital services in urban and rural areas on the basis of bridging the digital infrastructure gap between the urban and rural areas.

Keywords: Digital Infrastructure; Urban-rural Income Gap; Digital Gap; Digital Economy