

共同富裕背景下数字基础设施建设对居民收入水平与地区收入差距的影响

姚战琪

摘要 “宽带中国”试点政策有助于扩大农村劳动力就业。数字基础设施建设是推动共同富裕和缩小地区收入差距的重要路径。基于 2005-2022 年 292 个地级市(未含我国香港、澳门、台湾地区)的数据,使用双重差分法分析数字基础设施建设对居民收入水平和地区收入差距的影响及其机制,可以发现:数字基础设施建设能显著提高居民收入水平并缩减地区收入差距,这一结论在考虑交叠 DID 偏误、替换被解释变量、替换解释变量后依然成立。数字基础设施建设能通过促进技术创新、产业结构升级对共同富裕产生积极影响。在城镇化率高的地区与城镇化率低的地区,数字基础设施建设均能缩减地区收入差距,但是数字基础设施建设对城镇化率低的地区的居民收入水平的促进作用小于其对城镇化率高的地区的居民收入水平的促进作用。数字基础设施建设对周边城市的居民收入水平具有显著的正向影响,数字基础设施建设还能降低周边地区的地区收入差距。为进一步发挥数字基础设施建设对共同富裕的促进作用,政府应加大对数字基础设施建设和宽带网络覆盖的投资力度,给予企业在数字基础设施建设中的税收减免,加强对数字基础设施建设的监管,加大对数字技术人才的培养力度。

关键词 “宽带中国”;数字基础设施建设;数字金融;数字鸿沟;地区收入差距;共同富裕;企业技术创新

中图分类号 F124.7;F49 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2024)06-0104-15

基金项目 国家社会科学基金项目(22BGL157)

近十年来,以光纤宽带等为代表的数字基础设施建设取得快速发展。2014年,我国启动首批“宽带中国”示范城市试点,在 39 个城市开展“宽带中国”示范城市试点工作;2015年,“宽带中国”示范城市试点进入深化发展阶段;2016年,“宽带中国”示范城市试点进入全面深化阶段,39 个城市(城市群)成为 2015-2016 年度“宽带中国”示范城市(城市群)。“宽带中国”试点政策实施后,我国数字经济呈现快速发展态势。“宽带中国”试点政策为数字基础设施建设提供政府政策支持和引导,数字基础设施建设为“宽带中国”试点政策的落地提供坚实的物质基础。数字基础设施建设能促进农业现代化和智能化发展,能提高农业生产效率,促进农村信息化发展,推动农村经济的多元化发展。

数字基础设施建设能促进各地区全要素生产率不断提升,各地区加速产业结构调整。数字基础设施建设的初衷是为了促进经济增长与缩小城乡数字鸿沟,促使城乡收入差距与城乡数字鸿沟保持同方向变动^[1](P119-121)^[2](P1-22)。然而事实上,数字基础设施建设是否促进了共同富裕?数字基础设施建设又是通过哪些渠道促进了共同富裕?一座城市的数字基础设施建设是否能促进其他城市的共同富裕?鉴于此,本文聚焦于研究“宽带中国”试点政策对居民收入水平和地区收入差距的影响与影响机理,以期在数字基础设施建设背景下为我国经济社会高质量发展贡献有益的思考。

一、文献综述

从数字基础设施建设对共同富裕的影响来看,首先,多项研究表明,数字基础设施建设能缩小城乡收入差距。陈阳等使用285个地级以上城市的数据,采用PSM-DID模型研究了“宽带中国”战略对城乡收入差距的影响,认为网络基础设施建设能缩小我国城乡收入差距^[3](P123-135)。其次,数字经济促进共同富裕仍面临诸多挑战。夏杰长和刘诚认为数字经济可以推动宏观经济一般性增长,但可能导致劳动力结构性失业等问题^[4](P3-13)。第三,部分学者认为,数字基础设施建设不能缩小城乡收入差距。侯瑜和袁鹏指出“宽带中国”示范城市建设能促进城镇和农村居民的收入增长,但是不利于缩小城乡收入差距,“宽带中国”试点政策会通过差异化的就业效应产生城乡收入差距扩大效应^[5](P96-110),因此,应通过城乡融合发展减小和消除数字鸿沟,进而缩小城乡收入差距。第四,少部分研究认为,数字经济对不同地区居民收入水平和地区收入差距的作用效果不同。比如刘伟丽和陈腾鹏认为,“宽带中国”试点政策对东部地区和中部地区居民收入水平提高和地区收入差距缩小的促进效果强于西部地区,同时,经济发展水平较高的城市更能通过数字基础设施建设提升居民收入水平^[6](P1-10)。第五,其他研究认为,数字经济能通过传导机制影响共同富裕。有学者认为,数字基础设施建设能够通过提高生产率^[7](P1-20)^[8](P1-30)^[9](P1-15)与影响投资者决策等渠道间接提高居民收入水平^[10](P1-20)^[11](P1-40)。

由此可见,大多数研究认为,数字基础设施建设能促进城镇和农村居民的收入增长,但也存在分歧:第一,现有文献试图通过构建城乡收入差距和共同富裕的评价指标体系来衡量共同富裕,这种做法虽然在一定程度上能反映共同富裕,但研究结果并不能深入解释数字基础设施建设给共同富裕带来的影响,相反,反映共同富裕的其他变量如区域协调发展,却被现有文献忽略。第二,从理论上讲,数字基础设施建设能促进共同富裕,但这只是一种可能的政策结果,而探索数字基础设施建设通过哪些方式或渠道影响共同富裕,才是揭开试验区政策成效背后“黑箱”的关键,但鲜有文献深入研究此问题。探索这些问题,不仅要熟悉政府已出台的有关数字基础设施建设的政策文件,也要对数字基础设施建设所产生的后果作出前瞻性的预测,而这些内容恰恰是本文对现有文献的补充。

本文借助数字基础设施建设的准自然实验,利用多时点DID模型评估其对共同富裕的影响及作用机制,试图找到数字基础设施建设促进共同富裕的经验证据,并进一步分析其中可能存在的传导机制。本文的贡献体现在两个方面:第一,从包容性增长、公共服务质量、劳动配置效率等角度分析了数字基础设施建设与共同富裕的关系;第二,从技术创新和产业结构升级角度检验了我国数字基础设施建设影响共同富裕的渠道,不仅验证了“宽带中国”试点政策的有效性,也为中国在数字基础设施建设条件下缩小地区收入差距提供政策参考。

二、理论分析与研究假设

数字基础设施作为我国经济社会高质量发展的战略基石,在缩小数字鸿沟、提高效率等方面发挥着重要的作用。数字基础设施建设既直接推动共同富裕,也通过间接效应支撑其发展,双重作用下加速实现社会财富的均衡分配。

(一) 数字基础设施建设对共同富裕的直接影响机制

数字经济可以通过强化数字化治理和推动科技创新来提升公共服务质量水平^[12](P66-79),也能破解农村公共服务高质量发展困境^[13](P117-123)。数字基础设施建设能提高公共服务的效率和质量,提高公共服务普及普惠水平,帮助贫困地区和弱势群体享受更好的社会福利^[14](P61-72),从而缩小地区收入差距。在我国农村,基本公共服务供给薄弱,农村公共服务供给严重不足,因此,在共同富裕目标下,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》指出要促进基本公共服务资源向农村覆盖,向边远地区和生活困难群众倾斜^[15](P27-41)。所以,加强数字赋能农民农村,利

用大数据、人工智能、互联网等新兴数字技术参与高效农村治理,推动农村公共服务的高质量发展,是当务之急。深入运用数字技术,才能将优质公共服务扩展到更多的农村地区。

关于包容性增长,当前没有权威的定义。笔者认为,“改善贫困人口和弱势群体的收入和生活水平”应当是包容性增长、共同富裕的内涵之一。中国数字经济和数字金融快速发展,尤其在落后地区,数字金融发展速度更快。数字金融显著提高了这些地区的人均家庭收入,因而有助于促进包容性增长^[16](P71-86)。“宽带中国”试点政策与数字经济之间紧密关联,数字经济能显著促进农村居民收入增长,但是对城市居民和城市移民收入的影响并不显著^[17](P55-74),因此数字经济能通过促进农村居民收入增长等渠道改善城乡收入差距。在我国经济高质量发展的进程中,“宽带中国”试点政策能够提高信息的透明度,促进资源的高效配置,促进非农就业,从而有助于减少资源浪费和缩小贫富差距,实现共同富裕目标。

数字经济能够通过提高劳动配置效率来缩小城乡收入差距。数字经济在一定程度上打破了劳动力流动的地域限制^[18](P77-87),促进农村剩余劳动力获得更多的工作机会和信息,推动农村剩余劳动力向非农部门转移,改善农村居民的工作条件和收入水平,进一步缩小城乡收入差距。另外,“宽带中国”试点政策能够打破生产要素流动的地域限制。包括互联网在内的数字基础设施具有促使信息传播跨越地域限制的优势^[17](P55-74)，“宽带中国”试点政策有助于推动信息资源跨地区流动,即使在贫困地区或偏远地区,人们也能够获取与其他地区相似的信息,高技能创业人才也能在当地创业,从而缩小地区收入差距。基于以上分析,本文提出假设1。

假设1:数字基础设施建设对共同富裕具有促进作用。

(二)数字基础设施建设对共同富裕的间接影响机制

数字基础设施建设不仅通过提升技术创新效应和推动产业结构升级对共同富裕产生积极影响,还能够缩小周边城市之间的贫富差距。

1. 数字基础设施建设影响共同富裕的本地效应

数字基础设施建设为企业提供创新的土壤,能驱动新技术、新业态和新模式等领域快速兴起,从而提升居民收入水平、缩减地区收入差距。此外,数字基础设施建设还促进了传统产业转型升级,提高生产效率,因此数字基础设施建设能够通过促进产业结构升级间接促进共同富裕。在这一过程中,技术创新效应和产业结构升级在数字基础设施建设与共同富裕之间起着显著的中介作用。

第一,数字基础设施建设不但能通过促进技术创新间接提升居民收入水平,还能通过促进技术创新间接缩减地区收入差距。

科技创新不但有助于改善和促进社会生产、做大做强“蛋糕”,也能夯实共同富裕的物质基础^[19](P8-14)。从增长理论来看,科技进步对经济增长的贡献率不断提升。从创新理论来看,技术创新能使经济结构发生质变,每一次的科技创新不但会推动产业结构升级,也会促进新兴产业发展,从而对于实现共同富裕中做大和做好“蛋糕”具有重要意义。科技创新能有效提升公平效率水平,有助于切好分好“蛋糕”。科技创新能拓宽不同社会群体参与发展、共享成果的渠道和途径,能有效缩小区域之间、城乡之间的发展差距。数字经济能够打破地域限制,降低交易成本,对欠发达地区的区域协调发展促进作用尤为明显。产业的数字化能创造更多的直接和间接就业机会,有利于缩小城乡收入差距和地区收入差距。

数字基础设施建设可以促进技术创新。熊彼特将创新分为四种类型:产品创新、生产方法(生产过程)创新、市场创新、组织创新。其一,数字产业化推动了传统生产要素与数字生产要素的结合,带来了生产方式和管理模式的变革,从而有助于提高生产效率、降低成本、提升产品质量和创新能力,该途径就内嵌着熊彼特提出的四种创新类型中的产品创新^[20](P11-15)。其二,产业数字化打破了传统产业间的壁垒,推动了数字经济与实体经济的深度融合,进而形成了产业融合效应和产业关联效应。这种融合促使企业在运营管理和人力资源配置等方面采用新的方法或模式,提高运营效率或自主创新能力,从而带

来组织模式的创新。其三,数字经济会降低信息获取成本、提高数据分析能力、扩大市场规模,从而推动产品创新和市场创新。

“宽带中国”试点政策能够提升城市创新水平。“宽带中国”试点政策会通过集聚驱动机制、结构优化机制、数字金融助推机制来提升城市创新水平^[21](P1-14)。该政策会吸引中高端生产性服务业的企业和人才集聚,催生和加速新一代信息服务业发展,并通过集聚驱动效应助力城市创新。数字基础设施包括三大维度:信息基础设施、平台基础设施和智能基础设施^[22](P1-9),以宽带为信息载体的数字基础设施建设赋予现代机器设备更强大的识别、学习、计算和协作能力,这有利于将新型信息技术嵌入制造业生产价值链,推动制造业向“微笑曲线”的两端迈进,进而实现产业结构升级,最终通过优化产业结构提升城市创新水平。“宽带中国”试点政策促进了数字技术与金融服务的跨界融合,能显著扩大金融服务的涵盖范围,有助于缓解企业技术创新面临的融资约束困境。同时,该政策为欠发达地区的科技发展和金融机构数字化转型提供了契机,为产品创新和金融科技基础设施布局提供了技术支撑,促使金融机构更加精准地支持企业技术创新活动。

第二,数字基础设施建设能通过促进产业结构升级间接提升居民收入水平,缩减地区收入差距。

首先,产业结构升级能促进共同富裕。产业结构升级能提高劳动生产率和企业技术水平,从而提高劳动者的工资收入,促进共同富裕。传统产业的结构调整会推动劳动者通过培训和转岗来适应新型产业发展需求,从而提高其工资收入^[23](P140-156)。另外,传统产业结构升级可以促进各地区之间的互相合作,从而推动地区经济的协调发展,还有助于缩小地区间和城乡间的差距,实现共同富裕。产业结构升级能提升农村富裕水平^[24](P78-88),产业结构升级能促进农村劳动力向城市流动。同时,产业结构升级还促进经济的稳健增长,而经济发展水平的提高会为农村公共服务水平发展提供财政支持。产业结构升级的溢出效应会带动周边地区的产业结构升级,即城市的产业结构升级会带动周边农村的产业结构升级,从而会促进农村经济发展,实现农民农村共同富裕。

其次,数字经济对第三产业的渗透程度超过第一产业和第二产业,数字经济将促使产业结构不断优化。同时,由于数字经济对第一产业的深度渗透相对滞后,而中部地区和西部地区第一产业占比显著高于东部地区,因此数字经济对中部和西部地区产业结构升级的促进作用大于东部地区^[25](P73-79)^[26](P20-29)。根据产业集聚理论,数字经济使得产业集聚不再完全依赖于地理位置,数字经济渗透致力于产业结构与市场结构、能源结构之间的协调度提升^[27](P118-128),平台经济模式推动了产业集聚,从而促进了产业结构升级。

再次,数字经济发展通过促进技术创新对产业结构升级产生积极影响。根据新经济增长理论,内生技术进步是经济增长的主要动力^[28](P80-97),数字经济加速知识和技术的溢出和吸收,对于技术创新水平较高的企业,数字经济会进一步强化技术溢出效应,从而推动产业结构升级。基于以上分析,本文提出假设2和假设3。

假设2:数字基础设施建设能够通过促进技术创新间接提升居民收入水平,缩减地区收入差距。

假设3:数字基础设施建设能够通过促进产业结构升级间接提升居民收入水平,缩减地区收入差距。

2. 数字基础设施建设影响共同富裕的周边效应

数字基础设施建设通过增加周边地区的就业机会、提高教育的普及程度、增加周边地区居民的收入来源、缩小城乡数字鸿沟等渠道,促进周边地区居民收入水平不断提升,缩减周边城市的贫富差距。第一,数字基础设施建设促进了数字经济的发展,为周边地区创造了更多的就业机会。数字基础设施建设使得周边地区能够更好地接入互联网,共享数字经济发展成果。同时,随着宽带网络的覆盖范围不断扩大,数字基础设施建设会带动相关产业的就业需求不断增加,与数字经济相关的岗位会提供更多的就业机会,从而会增加与数字经济相关的岗位的居民收入水平。第二,数字基础设施建设有助于缩小城乡数字鸿沟。数字基础设施建设能辅助农村地区将城市先进技术运用到农业产业发展中,能有效提升农业

技术进步水平^[29](P33-44)。基于以上分析,本文提出假设4。

假设4:数字基础设施建设对周边城市的居民收入水平有正向空间溢出效应。

三、模型设定及变量选择

为了检验数字基础设施建设与共同富裕的内在传导机制,本部分将运用我国2005-2022年292个地级市(未含我国香港、澳门、台湾地区)的数据,具体考察数字基础设施建设对居民收入水平和地区收入差距产生的实际影响。

(一) 研究方法与模型

本文使用双重差分法,建立中介效应模型研究数字基础设施建设对居民收入水平和地区收入差距的影响。

1. 双重差分法

为了验证假设1,本文首先选择“宽带中国”试点名单的城市为处理组,其他城市为对照组,参考孔令池和张智的研究^[30](P139-152),构建多期双重差分模型,研究共同富裕背景下数字基础设施建设与居民收入、地区收入差距间的因果关系,设定如下双重差分模型:

$$Comy_{it} = \delta_0 + \delta_1 \times Treat_i \times Post_t + \delta \times Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Comy为共同富裕,包括居民收入水平(Inco)和地区收入差距(Gap)。根据各城市所在位置在不同时间入选“宽带中国”试点城市这一外生事件,设置核心解释变量($Treat \times Post$)为数字基础设施建设,当城市*i*在第*t*年入选“宽带中国”试点城市, $Treat_i \times Post_t$ 就为1,否则赋值为0。若系数大于0,表明与未实施“宽带中国”试点政策的地区相比,实施“宽带中国”试点政策的地区居民收入水平提升很快(或地区收入差距扩大),换言之,数字基础设施建设有利于促进地区居民收入水平提升(不利于缩减地区收入差距)。引入控制变量集合 $Control_{it}$ 以降低遗漏变量的干扰。

2. 中介效应模型

为了检验数字基础设施建设能否通过产业结构升级、技术创新对共同富裕产生积极作用,本研究构建中介效应模型。为了规避中介效应检验不可靠,本文参考江艇的做法^[31](P100-120),在Y、D、M分别为结果变量、处理变量、中介变量的情形下,只考虑D对Y、D对M的计量关系,不考虑M对Y的计量关系,从而避免区分出在间接效应之外无法解释的直接效应。

$$Medi_{it} = f_1 + f_2 \times Treat_i \times Post_t + f_c \times Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Comy_{it} = d_1 + d_2 \times Treat_i \times Post_t + d_c \times Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $Medi$ 为中介变量,其他变量的定义与前文一致,中介变量包括产业结构升级(产业结构高级化和产业结构合理化)与技术创新(绿色发明专利申请量、高新技术产业增加值、发明专利申请量)。

(二) 变量测度

本文的主要被解释变量、控制变量、中介变量的具体测度如下。

1. 被解释变量。本文从居民收入水平(Inco)和地区收入差距(Gap)两个维度描述共同富裕,居民收入水平越高,富裕程度越高;使用各地区各年人均收入与该年全国人均收入之间的绝对差值来测算地区收入差距,绝对差值越大,共同富裕程度越低。

2. 控制变量。为了控制影响共同富裕的其他因素,本文进一步控制以下变量:经济发展水平(Lnpgdp)用人均GDP表示;对外贸易水平(Lnexim)用人均进出口额表示;政府干预程度(Finc)用财政预算支出占GDP比重表示;固定资产投资水平(Fixe)用固定资产投资总额占GDP比重表示;外商直接投资(Fdip)用外商直接投资占GDP比重表示。

3. 中介变量。本文使用的中介变量包括产业结构高级化和产业结构合理化、技术创新。第一,为验证产业结构高级化和产业结构合理化是否在数字基础设施建设对共同富裕的影响中存在中介效应,笔者使用霍忻的方法计算我国产业结构层次系数(Induh)^[32](P49-56)。产业结构层次系数越大,表明该省产业结构高级化程度越高。同时,使用以下公式计算产业结构合理化(Rati):

$$Rati = \sum_{i=1}^3 \frac{y_i}{y} Ln\left(\frac{y_i L_i}{y L_i}\right) \quad (4)$$

其中 L_i 和 y_i 分别表示各地区第 i 产业的就业人数和产值,泰尔指数越大,表明产业结构偏离程度越高;泰尔指数越小,表明偏离程度越小;泰尔指数为零,表明经济结构处于理想的均衡状态。其数值越小,说明产业结构越合理。

第二,为验证技术创新是否在数字基础设施建设对共同富裕的影响中存在中介效应,本文使用绿色发明专利申请量(Greenin)、高新技术产业增加值(Highte)、发明专利申请量(Invent)来测算技术创新。

(三) 数据来源

本文选取我国2005-2022年292个地级市(未含我国香港、澳门、台湾地区)作为研究对象,其中“人均GDP、人均进出口额、财政预算支出、固定资产投资总额、外商直接投资额、三次产业所占比重、居民收入水平、绿色发明专利申请量、高新技术产业增加值、发明专利申请量”的数据分别来自《中国统计年鉴》、Wind数据库与CEIC数据库。

四、实证结果与分析

基于上文模型设定和变量界定,笔者进一步进行基准回归和稳健性检验,以期验证本文所提出的四个研究假设。

(一) 基准回归

表1为数字基础设施建设影响共同富裕的基准回归结果,列(1)和列(3)为基准回归结果,列(2)和列(4)报告了聚类标准误检验结果。观察列(1)可以发现,数字基础设施建设的回归系数显著为正,通过了1%的显著性检验,这表明数字基础设施建设能显著提高居民收入水平;观察列(3)可以发现,数字基础设施建设能显著缩小地区收入差距。借鉴张子尧等的方法^[33](P167-196),本文在基准回归结果中将标注误调整到城市和年份层面的双重聚类标准误(twoway-cluster standard error)。列(2)和列(4)使用了城市和年度的双重聚类标准误,再次证明了数字基础设施建设不但能促进居民收入水平增长,还能缩小地区收入差距。

(二) 稳健性检验

为了避免过度拟合,确保研究结果的可靠性和一致性,笔者进一步使用工具变量法、交叠DID偏误的诊断与解决法、替换被解释变量法、用宽带基础设施建设代替数字基础设施建设等方法进行稳健性检验。

1. 平行趋势检验

前文使用双重差分法进行分析的前提是,实验组和对照组城市在“宽带中国”战略实施前的居民收入水平(地区收入差距)的变化趋势是平行的。图1和图2分别为居民收入水平平行趋势及动态检验、地区收入差距平行趋势及动态检验。观察两图可以发现,在“宽带中国”战略实施之前,时间虚拟变量与地区虚拟变量的交互项是不显著的,处理组和对照组在政策实施前并没有显著差异,因此,处理组和对照组在政策实施前存在平行的趋势。在“宽带中国”战略实施后,处理组和对照组存在显著差异,“宽带中国”试点政策对居民收入水平的促进作用不断增强,并且随着我国不断推进数字基础设施建设,地区收入差距持续缩小,这支持了双重差分模型的平行趋势假定。

表1 数字基础设施建设影响共同富裕的基准回归结果

变量	居民收入水平		地区收入差距	
	基准回归(1)	聚类标准误(2)	基准回归(3)	聚类标准误(4)
<i>Treat×Post</i>	0.1682*** (0.0165)	0.1331*** (0.0190)	-0.0205*** (0.0067)	-0.0389*** (0.0101)
<i>Lnpgdp</i>	5.0276*** (0.2007)	2.8902*** (0.5301)	0.5245*** (0.1284)	2.2947*** (0.1351)
<i>Lnexim</i>	0.0337 (0.0338)	-0.2269*** (0.0531)	0.0348** (0.0161)	-0.0160 (0.0249)
<i>Finc</i>	-0.2432*** (0.0509)	0.7815*** (0.2060)	-0.1679*** (0.0343)	0.2518*** (0.0610)
<i>Fixe</i>	0.0277 (0.0177)	-0.0019 (0.0261)	-0.0195** (0.0083)	-0.1369*** (0.0141)
<i>Fdip</i>	3.0163*** (0.2852)	0.6518* (0.3848)	-0.3778** (0.1499)	1.0455*** (0.2653)
<i>_cons</i>	9.2887*** (0.0471)	9.5821*** (0.0601)	0.3187*** (0.0261)	0.0739 (0.0461)
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
R ²	0.3553	0.1580	0.0286	0.1290
样本数	5256	5256	5256	5256

注:***、**、*分别表示通过1%、5%和10%的显著性检验,括号中数字为异方差稳健标准误。下表同。

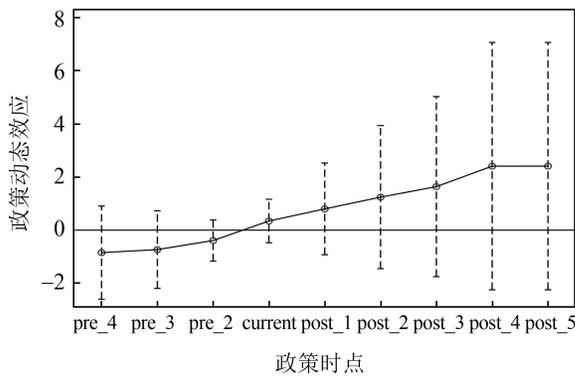


图1 居民收入水平平行趋势及动态检验

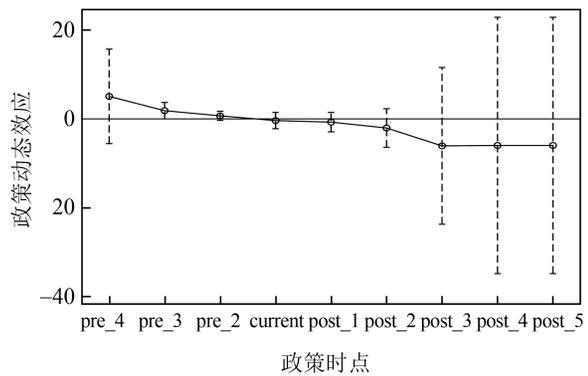


图2 地区收入差距平行趋势及动态检验

2. 工具变量法

为了确保结果的稳健性,本文选择1984年^①的每百人固定电话数量与上一年的互联网宽带接入用户数的交互项(IV_1)、1984年的每百万人邮局数量与上一年度的互联网宽带接入用户数的交互项(IV_2)作为工具变量。这是因为:第一,在我国,数字基础设施建设离不开互联网技术的支持。互联网技术和互联网普及率与每百人固定电话数量、每百万人邮局数量紧密关联。第二,满足工具变量与随机误差项不相关的条件,选择的1984年的每百万人邮局数、1984年的每百人固定电话数量与上一年度的互联网宽带接入用户数不会对居民收入水平产生直接影响,符合工具变量外生性假设。

使用工具变量法的回归结果见表2。在第一阶段回归结果中,笔者选择的两个工具变量和内生解释变量之间具有较强的相关性,两个工具变量均通过了1%的显著性检验,说明两个工具变量与数字基

① 选择1984年的每百人固定电话数量作为工具变量是为了满足排他性要求。

基础设施建设显著正相关。过度识别检验(Hansen J statistic、Sargan statistic)均接受原假设,因此可以得知本文使用的所有工具变量都外生,Anderson LM 检验结果的P值为0,说明在1%的显著性水平上拒绝“工具变量识别不足”的原假设,Cragg-Donald Wald F 统计量(CDW 检验)大于10%的临界值,通过了弱工具变量检验。由此可知,两阶段最小二乘法能够控制内生性问题,并提供更准确的回归系数估计值。

表2 稳健性检验

变量	工具变量法			替换被解释变量	
	第一阶段	第二阶段		(4)	(5)
	Treat×Post (1)	Inco (2)	Gap (3)		
<i>IV1</i>	0.1006*** (0.0181)				
<i>IV2</i>	-0.2309*** (0.0865)				
<i>Treat×Post</i>		0.9312*** (0.1624)	-0.2110** (0.0840)	-0.0704*** (0.0074)	-0.0683*** (0.0103)
<i>Hansen J statistic</i>		0.0010 [0.9709]	1.5590 [0.2110]		
<i>Cragg-Donald Wald F</i>		29.4770 [19.9300]	29.4770 [19.9300]		
<i>Anderson LM</i>		57.5630 [0.0000]	57.563 [0.0000]		
控制变量	是	是	是	否	是
固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.1669	0.9980	0.6041	0.0176	0.1627
样本数	5256	5256	5256	5256	5256

3. 交叠DID偏误的诊断与解决

本文通过使用Callaway和Anna提出的组别时间估计量^[34](P200-230),解决了DID方法中处理组和对照组在政策实施前后的交叠部分可能不完全匹配所带来的问题,使用交叠DID稳健估计量就能得到更精确的处理效应估计量,具体结果见表3和表4。分析表3可以发现,2014年的试点政策对居民收入水平的影响结果既满足平行趋势,也存在动态效应。而2015年和2016年的试点政策不满足平行趋势,也不存在动态效应。这可能是因为“宽带中国”试点政策对居民收入水平的政策效果不会立即显现,因此制定较晚的2015年和2016年的试点政策对居民收入水平的作用效果不显著。

使用交叠DID稳健估计量时试点政策对地区收入差距的影响结果见表4。分析表4可以发现,2015年的试点政策对地区收入差距的影响结果既满足平行趋势,也存在动态效应,但2014年与2016年的试点政策不满足平行趋势,也不存在动态效应。这可能是因为2016年的试点政策对地区收入差距的影响需要更长时间才能显现,同时,2014年的试点政策存在执行困难。

4. 替换被解释变量

本文使用城市居民人均可支配收入占农村居民人均可支配收入的比重来测算城乡收入差距。不断缩小城乡收入差距是实现共同富裕的重要途径,因此笔者使用城乡收入差距替换地区收入差距。分析表2的列(4)和列(5)可以发现,“宽带中国”试点政策能显著缩减城乡收入差距。

表3 交叠DID稳健估计量:居民收入水平

g2014	系数	z值	P> z	g2015	系数	z值	P> z	g2016	系数	z值	P> z
t_2005_2006	0.0032	0.73	0.464	t_2005_2006	-0.0015	-0.46	0.642	t_2005_2006	0.0030	0.58	0.563
t_2006_2007	0.0025	0.59	0.554	t_2006_2007	-0.0016	-0.34	0.732	t_2006_2007	0.0035	0.54	0.590
t_2007_2008	0.0033	0.70	0.486	t_2007_2008	-0.0021	-0.64	0.525	t_2007_2008	0.0038	0.60	0.545
t_2008_2009	0.0020	0.70	0.485	t_2008_2009	-0.0024	-1.72	0.086	t_2008_2009	0.0024	0.59	0.555
t_2009_2010	0.0021	0.61	0.539	t_2009_2010	-0.0019	-0.60	0.550	t_2009_2010	0.0018	0.38	0.703
t_2010_2011	0.0118	1.38	0.167	t_2010_2011	0.0066	0.85	0.393	t_2010_2011	0.0045	0.56	0.578
t_2011_2012	0.0112	1.55	0.121	t_2011_2012	0.0055	0.82	0.412	t_2011_2012	0.0019	0.31	0.755
t_2012_2013	0.0107	1.73	0.084	t_2012_2013	0.0064	1.13	0.256	t_2012_2013	0.0020	0.44	0.657
t_2013_2014	-0.0240	-1.91	0.056	t_2013_2014	0.0028	0.39	0.697	t_2013_2014	0.0027	0.34	0.733
t_2013_2015	-0.0376	-2.00	0.045	t_2014_2015	-0.0006	-0.09	0.925	t_2014_2015	0.0058	0.97	0.334
t_2013_2016	-0.0441	-1.76	0.079	t_2014_2016	-0.0090	-0.73	0.467	t_2015_2016	-0.0030	-0.61	0.543
t_2013_2017	-0.0611	-2.12	0.034	t_2014_2017	-0.0028	-0.20	0.838	t_2015_2017	-0.0067	-0.75	0.453
t_2013_2018	-0.0685	-2.02	0.044	t_2014_2018	0.0028	0.18	0.858	t_2015_2018	-0.0061	-0.44	0.657
t_2013_2019	-0.0824	-2.10	0.036	t_2014_2019	0.0074	0.41	0.681	t_2015_2019	-0.0112	-0.61	0.542
t_2013_2020	-0.0777	-1.95	0.051	t_2014_2020	0.0032	0.16	0.870	t_2015_2020	-0.0085	-0.42	0.672
t_2013_2021	-0.0922	-2.14	0.033	t_2014_2021	-0.0057	-0.25	0.800	t_2015_2021	-0.0123	-0.51	0.612

注:以g2014为例,t_2005_2006、t_2006_2007、t_2007_2008、t_2008_2009、t_2009_2010、t_2010_2011、t_2011_2012、t_2012_2013表示试点政策实施前逐年组间差异。t_2013_2014、t_2013_2015、t_2013_2016、t_2013_2017、t_2013_2018、t_2013_2019、t_2013_2020、t_2013_2021表示以2013年为基准,政策发生年和政策发生年后的政策动态效应。下表同。

表4 交叠DID稳健估计量:地区收入差距

g2014	系数	z值	P> z	g2015	系数	z值	P> z	g2016	系数	z值	P> z
t_2005_2006	0.0025	0.92	0.360	t_2005_2006	0.0006	0.20	0.843	t_2005_2006	-0.0032	-0.65	0.516
t_2006_2007	0.0060	1.47	0.142	t_2006_2007	0.0014	0.31	0.759	t_2006_2007	-0.0038	-0.59	0.557
t_2007_2008	0.0033	0.99	0.324	t_2007_2008	0.0031	0.88	0.378	t_2007_2008	-0.0044	-0.70	0.483
t_2008_2009	0.0024	1.08	0.279	t_2008_2009	0.0029	1.94	0.052	t_2008_2009	-0.0029	-0.74	0.462
t_2009_2010	0.0021	0.83	0.407	t_2009_2010	0.0021	0.66	0.512	t_2009_2010	-0.0022	-0.46	0.644
t_2010_2011	-0.0089	-1.39	0.165	t_2010_2011	-0.0057	-0.74	0.458	t_2010_2011	-0.0066	-0.84	0.403
t_2011_2012	-0.0069	-1.17	0.244	t_2011_2012	-0.0042	-0.65	0.516	t_2011_2012	-0.0028	-0.45	0.650
t_2012_2013	-0.0041	-0.91	0.363	t_2012_2013	-0.0008	-0.15	0.881	t_2012_2013	-0.0024	-0.52	0.602
t_2013_2014	0.0056	0.37	0.713	t_2013_2014	-0.0039	-0.52	0.605	t_2013_2014	0.0072	0.94	0.348
t_2013_2015	0.0064	0.31	0.760	t_2014_2015	-0.0039	-0.67	0.504	t_2014_2015	-0.0011	-0.19	0.853
t_2013_2016	0.0085	0.30	0.761	t_2014_2016	-0.0092	-0.93	0.351	t_2015_2016	0.0073	1.48	0.140
t_2013_2017	0.0021	0.07	0.945	t_2014_2017	-0.0203	-1.76	0.079	t_2015_2017	0.0099	1.12	0.262
t_2013_2018	0.0049	0.13	0.895	t_2014_2018	-0.0284	-2.08	0.038	t_2015_2018	0.0154	1.19	0.233
t_2013_2019	0.0041	0.10	0.917	t_2014_2019	-0.0357	-2.25	0.024	t_2015_2019	0.0213	1.27	0.205
t_2013_2020	0.0082	0.21	0.837	t_2014_2020	-0.0332	-1.98	0.048	t_2015_2020	0.0170	0.93	0.352
t_2013_2021	0.0085	0.21	0.835	t_2014_2021	-0.0277	-1.48	0.140	t_2015_2021	0.0202	0.91	0.362

(三) 异质性检验

为了进一步考察“宽带中国”试点政策对共同富裕的异质性作用,本文主要从地区异质性、城镇化的异质性视角开展分析。

1. 地区异质性

当被解释变量为居民收入水平时,东部地区和中部地区的组间系数差异检验的经验P值大于0.1,由此可见,针对“宽带中国”试点政策对居民收入水平的影响而言,东部地区和中部地区的差异不大。这是

因为“宽带中国”试点政策实施后,宽带网络在中部地区快速普及应用,促进了中部地区数字经济发展,有助于提升居民收入水平。东部和西部地区的组间系数差异检验的经验P值显著小于0.01,可见针对“宽带中国”试点政策对居民收入水平的影响而言,东部与西部地区之间的差异大。中部地区和西部地区的组间系数差异检验的经验P值也小于0.05,说明在这方面,中部地区和西部地区之间的差异也较大。

当被解释变量为地区收入差距时,东部地区和中部地区的组间系数差异检验的经验P值为0.149,针对“宽带中国”试点政策对地区收入差距的影响而言,东部地区和中部地区的差异不大。东部地区和西部地区的组间系数差异检验的经验P值为0.049,表明在这方面,东部地区和西部地区的差异大。中部地区和西部地区的组间系数差异检验的经验P值为0.01,说明针对“宽带中国”试点政策对地区收入差距的影响而言,中部地区和西部地区的差异也较大。

虽然数字基础设施建设对西部地区居民收入水平的促进作用小于其他地区,但西部地区的双重交互项对该地区收入差距的系数绝对值最大,由此可见,数字基础设施建设对西部地区居民收入水平的促进作用较小,但试点政策对该地区收入差距的缩减作用最明显。笔者推测,这是因为西部地区经济发展水平相对较低,虽然西部地区农村居民人均可支配收入较低,但数字基础设施建设有助于西部地区农村居民通过新的渠道实现收入快速增加,从而快速缩小其与其他地区的差距。

2. 城镇化的异质性

在城镇化率高的地区和城镇化率低的地区,数字基础设施建设均能促进居民收入水平提升(立足于城镇化的差异性,“宽带中国”试点政策对居民收入水平的异质性作用如表5所示),城镇化率高的地区和城镇化率低的地区的组间系数差异检验的经验P值小于10%,这说明数字基础设施建设对城镇化率高的地区的居民收入水平的促进作用大于其对城镇化率低的地区的居民收入水平的促进作用。笔者分析这是因为,在城镇化率高的地区,宽带网络的快速普及扩大了居民的就业渠道,为该地区的居民提供了更多远程办公的机会,有助于提高居民收入水平。当被解释变量为地区收入差距时,观察城镇化率高的地区和城镇化率低的地区的组间系数差异检验的经验P值可以发现,城镇化率高的地区和城镇化率低的地区之间的差异不大,这说明数字基础设施建设均能缩减地区收入差距。

表5 城镇化的异质性

变量	城镇化的异质性			
	居民收入水平		地区收入差距	
	城镇化率高的地区 (1)	城镇化率低的地区 (2)	城镇化率高的地区 (3)	城镇化率低的地区 (4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.1970*** (0.0146)	0.1193*** (0.0199)	-0.0159*** (0.0066)	-0.0209** (0.0099)
<i>_cons</i>	9.2136*** (0.0622)	9.5517*** (0.0526)	0.2824*** (0.0288)	0.2658*** (0.0273)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R ²	0.4544	0.2351	0.0348	0.0015
样本数	2482	2482	2482	2482
组间系数差异检验	-0.052 [0.070]		0.002 [0.450]	

五、机制分析

为进一步探究数字基础设施建设作用于共同富裕的内在机理,本文从产业结构升级与技术创新双

重视角检验中介传导机制,并分析数字基础设施建设的空间溢出机制对居民收入水平和地区收入差距的空间影响。

(一) 影响机制分析

为了进一步探究“宽带中国”试点政策通过何种路径对居民收入水平和地区收入差距产生影响,笔者开展影响机制分析,以期验证假设2与假设3。表6是“宽带中国”试点政策通过促进产业结构升级、技术创新间接影响居民收入水平和地区收入差距的检验结果。

表6 产业结构升级、技术创新影响机制检验

变量	产业结构升级		技术创新		
	产业结构高级化 (1)	产业结构合理化 (2)	绿色发明专利申请量 (3)	高技术产业增加值 (4)	发明专利申请量 (5)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	3.9549*** (0.4742)	-0.0299*** (0.0071)	0.1131*** (0.0342)	0.6634*** (0.1155)	0.1115*** (0.0096)
<i>Lnpgdp</i>	126.5023*** (5.7409)	-0.3364*** (0.0855)	27.8641*** (0.4311)	11.2595*** (1.3986)	2.4095*** (0.1872)
<i>Lnexim</i>	-6.0456*** (0.9688)	0.2013*** (0.0153)	0.4723*** (0.0692)	3.4751*** (0.2360)	-0.1693*** (0.0231)
<i>Finc</i>	26.2838*** (1.4575)	0.2543*** (0.0239)	0.8285*** (0.1043)	-0.0703 (0.3551)	0.6386*** (0.0503)
<i>Fixe</i>	-2.1098*** (0.5083)	0.0212*** (0.0077)	-0.0857** (0.0366)	0.5885*** (0.1238)	-0.0736*** (0.0119)
<i>Fdip</i>	56.1727*** (8.1582)	-1.9212*** (0.1235)	-4.1839*** (0.5877)	31.4021*** (1.9875)	-0.3050 (0.2158)
<i>_cons</i>	24.5764*** (1.3492)	0.4919*** (0.0207)	0.2722*** (0.0968)	-4.5076*** (0.3287)	8.1718*** (0.0626)
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.3001	0.2350	0.6119	0.1803	0.9915
样本数	3959	3959	5256	3959	5256

1. 基于产业结构升级的分析

产业结构升级是提高共同富裕水平的最有效措施。产业结构升级能通过增加就业机会、改善收入分配状况、促进产业多元化发展、提供高品质的产品和服务等渠道提高共同富裕水平。因此,产业结构升级不但能促进共同富裕,还能促进增长、提升城镇化率、提高劳动生产率,从而不断提升居民收入水平,缩减地区收入差距和城乡收入差距^[23](P140-156)。分析表6的列(1)和列(2)可以发现,“宽带中国”试点政策对产业结构高级化的系数估计值为正,对产业结构合理化的系数估计值为负,均通过了1%的显著性检验。泰尔指数越小,说明产业结构相对合理化。因此,“宽带中国”试点政策对产业升级具有正向促进作用,该政策能通过促进产业结构升级来推动实现共同富裕。

2. 基于技术创新的分析

技术创新对共同富裕具有正向影响。邵宜航和游杰研究了技术创新影响共同富裕的具体路径^[35](P191-208),认为技术创新能促进共同富裕发展性指标明显提升,能降低共同富裕共享性指标,因此技术创新能提高社会成员物质文明、精神文明与生态文明方面的发展水平^[36](P90-103),并显著降低这些方面发展的离散性。观察表6的列(3)、列(4)与列(5)可以发现,数字基础设施建设对绿色发明专利申请量、高技术产业增加值、发明专利申请量的系数估计值为正,均通过了1%的显著性检验,由此可见,数

字基础设施建设能促进技术创新,并通过技术创新对共同富裕产生积极影响。

(二) 数字基础设施建设的空间溢出机制对居民收入水平和地区收入差距的空间影响

为了验证假设4,笔者进一步运用空间杜宾模型分析数字基础设施建设的空间溢出机制对居民收入水平和地区收入差距的空间影响。

1. 使用三种空间权重矩阵情形下的SDM估计结果

从居民收入水平的滞后项来看,在笔者分别使用三种空间权重矩阵(是否相邻空间权重矩阵、经济权重矩阵、地理距离空间权重矩阵)时,居民收入水平的一期滞后项分别为0.9762、0.9827、0.9679(如表7所示),并均通过了1%的显著性检验,由此可见,往期居民收入水平能显著影响当期居民收入水平。在笔者分别使用三种空间权重矩阵时,地区收入差距的一阶滞后项也显著为正,由此可知,往期地区收入差距同时也显著影响当期地区收入差距。

表7 SDM估计结果

变量	是否相邻空间权重矩阵		经济权重矩阵		地理距离空间权重矩阵	
	Inco (1)	Gap (2)	Inco (3)	Gap (4)	Inco (5)	Gap (6)
被解释变量滞后1期	0.9762*** (0.0050)	1.0718*** (0.0049)	0.9827*** (0.0050)	1.0619*** (0.0050)	0.9679*** (0.0050)	1.0765*** (0.0050)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0048*** (0.0017)	-0.0068*** (0.0016)	0.0035** (0.0017)	-0.0061*** (0.0010)	0.0057*** (0.0017)	-0.0083*** (0.0010)
<i>Lnpgdp</i>	0.3974*** (0.0328)	0.1325*** (0.0301)	0.2295*** (0.0322)	0.1639*** (0.0301)	0.4266*** (0.0327)	0.3230*** (0.0291)
<i>Lnexim</i>	-0.0076* (0.0046)	0.0117*** (0.0042)	-0.0043 (0.0045)	0.0131*** (0.0040)	-0.0116** (0.0046)	0.0124*** (0.0040)
<i>Finc</i>	0.0544*** (0.0092)	-0.0023 (0.0086)	0.0330*** (0.0091)	0.0032 (0.0080)	0.0606*** (0.0092)	0.0081 (0.0080)
<i>Fixe</i>	0.0224*** (0.0022)	0.0059*** (0.0020)	0.0228*** (0.0021)	0.0051*** (0.0020)	0.0221*** (0.0022)	0.0040** (0.0022)
<i>Fdip</i>	0.4229*** (0.0357)	0.3013*** (0.0330)	0.2512*** (0.0350)	0.3485*** (0.0332)	0.4379*** (0.0356)	0.5501*** (0.0330)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> 空间滞后项	0.0267*** (0.0029)	-0.0044** (0.0020)	0.0343*** (0.0030)	-0.0079*** (0.0020)	0.0345*** (0.0028)	-0.0160*** (0.0022)
<i>rho</i>	0.0851*** (0.0056)	0.1115*** (0.0089)	0.0883*** (0.0057)	0.1392*** (0.0091)	0.0757*** (0.0056)	0.1110*** (0.0070)
<i>sigma2_e</i>	0.0009*** (0.0000)	0.0008*** (0.0000)	0.0008*** (0.0000)	0.0016*** (0.0000)	0.0009*** (0.0000)	0.0013*** (0.0000)
年份效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是

当被解释变量为居民收入水平并分别使用三种空间权重矩阵时, ρ 值分别为0.0851、0.0883、0.0757, 这表明分别使用三种空间权重矩阵时, 本地居民收入水平增长1%, 会带动周边地区居民收入水平分别增长0.0851%、0.0883%、0.0757%。当被解释变量为地区收入差距并分别使用三种空间权重矩阵时, ρ 值也显著为正, 这表明本地收入差距增长1%, 会带动周边地区收入差距分别增长0.1115%、0.1392%、0.1110%。

当被解释变量为居民收入水平并分别使用三种空间权重矩阵时, 城市虚拟变量与时间虚拟变量交互项的空间滞后项的系数估计值显著为正, 均通过了1%的显著性检验, 由此可知, 数字基础设施建设对

周边地区的居民收入水平具有显著的正向影响,“宽带中国”战略能显著提升周边地区的居民收入水平。当被解释变量为地区收入差距并分别使用三种空间权重矩阵时,城市虚拟变量与时间虚拟变量交互项的空间滞后项的系数估计值显著为负,而且至少通过了5%的显著性检验,由此推知,数字基础设施建设对周边地区的地区收入差距具有显著的负向影响,数字基础设施建设能降低周边地区的地区收入差距。

当被解释变量为居民收入水平并分别使用三种空间权重矩阵时,交互项的系数估计值为正,并通过至少5%的显著性检验,由此可知,各地区的数字基础设施建设能直接提升该地区的居民收入水平。当被解释变量为地区收入差距时,交互项的系数估计值显著为负,并通过了1%的显著性检验,由此推知,各地区的数字基础设施建设对该地区的收入差距具有显著的负向影响,数字基础设施建设能降低各地区的收入差距。

2. 多时点双重差分空间溢出效应分解

笔者分别使用是否相邻空间权重矩阵、经济权重矩阵、地理距离空间权重矩阵时,数字基础设施建设对地区收入差距的直接效应、间接效应和总效应均为负,并通过了1%的显著性检验。由此可以推知,本城市的数字基础设施建设能显著降低本城市和其他城市的地区收入差距。

当分别使用是否相邻空间权重矩阵、经济权重矩阵、地理距离空间权重矩阵时,数字基础设施建设对居民收入水平的间接效应和总效应为正,并通过了1%的显著性检验;数字基础设施建设对居民收入水平的直接效应也显著为正,并至少通过了5%的显著性检验,而且数字基础设施建设对居民收入水平的间接效应大于直接效应。分析可知,本城市的数字基础设施建设不但能显著提升本城市的居民收入水平,还能提升其他城市的居民收入水平。

六、研究结论与政策建议

本文采用双重差分法研究了数字基础设施建设对我国共同富裕的影响效应、作用机制及其空间效应,研究发现,数字基础设施建设能显著提高居民收入水平,并缩小地区收入差距;数字基础设施建设能够通过推动产业结构升级、提升技术创新水平两个渠道促进共同富裕;数字基础设施建设不但对周边地区的居民收入水平具有显著的正向影响,还能降低周边地区的地区收入差距;数字基础设施建设对地区收入差距的直接效应、间接效应和总效应均为负,对居民收入水平的直接效应、间接效应和总效应均为正,并通过了1%的显著性检验;往期居民收入水平不但能显著影响当期居民收入水平,还能显著影响当期地区收入差距。基于以上研究,本文从数字基础设施建设视角为促进共同富裕提出以下政策建议。

第一,建议政府部门加大对数字基础设施建设和宽带网络覆盖的投资力度,鼓励企业参与数字基础设施建设投资。特别是在农村地区和贫困地区,要不断增加资金投入,加快数字基础设施的普及速度,保障农村地区居民能够享受到宽带网络带来的便利和机会;要鼓励和支持电子商务、农村电商等数字化技术的发展,促进农产品销售和农民收入的增加;应逐步推进5G网络向农村和偏远地区延伸覆盖,不断缩小城乡、地区之间的数字鸿沟,让更多人受益于信息通信技术的发展。此外,还应通过提高宽带网络的稳定性以及提升网络覆盖能力,确保不同地区都能平等地享受高质量的网络服务。

第二,加快发展数字经济,加强对数字基础设施建设的监管,确保投资资金的有效使用,同时加大政府各部门之间的协调,推动数字基础设施建设有序发展。各地要加快数字化发展进程,加大新型数字基础设施投资力度,为企业提升数字能力提供税收减免,鼓励更多的民间资金进入数字基础设施建设领域。在产业数字化进程中,既应依托数字经济与第一产业、第二产业和第三产业融合发展,促进产业数字化转型,也要注重加强数字经济基础设施建设,大力培养数字化人才,加快5G网络、数据中心等相关基础设施建设进度。试点城市要加大对数字技术人才的培养和培训力度,提高人民的数字化素养,同时加强数字科技的普及教育,提升公众对数字基础设施建设和宽带网络的认知和理解。与此同时,在推进

数字经济高质量发展的进程中,还应注意加强营商环境、公共服务平台等领域的软实力建设。

第三,充分发挥“宽带中国”试点政策的空间外溢效应,赋能居民收入水平不断提升。我国应拓宽试点政策的空间溢出渠道,扩大“宽带中国”试点政策的覆盖范围;鼓励“宽带中国”试点地区与其他地区的科研结构和企业进行合作与交流,促进技术成果的跨地区转移。政府还应制定科技创新税收优惠政策,健全知识产权保护机制,鼓励企业和个人在数字基础设施领域进行技术创新,推动产学研合作,促进高校、科研院所和企业深度合作,推动科研成果向现实生产力转化;鼓励互联网与智慧农业、智能制造、远程教育和智慧医疗等产业的深度融合,带动产业链优化升级。同时,利用宽带网络改善电子政务、在线教育和远程医疗等公共服务,提升公共服务的效率,改进公共服务的质量。

参考文献

- [1] 刘骏.城乡数字鸿沟持续拉大城乡收入差距的实证研究.统计与决策,2017,(10).
- [2] 胡鞍钢,周绍杰.2035中国:迈向共同富裕.北京工业大学学报(社会科学版),2022,(1).
- [3] 陈阳,王守峰,李勋来.网络基础设施建设对城乡收入差距的影响研究——基于“宽带中国”战略的准自然实验.技术经济,2022,(1).
- [4] 夏杰长,刘诚.数字经济赋能共同富裕:作用路径与政策设计.经济与管理研究,2021,(9).
- [5] 侯瑜,袁鹏姐.“宽带中国”示范城市建设有助于缩小城乡收入差距吗?西部论坛,2023,(2).
- [6] 刘伟丽,陈腾鹏.数字经济是否促进了共同富裕?——基于区域协调发展的研究视角.当代经济管理,2023,(3).
- [7] A. Akerman, I. Gaarder, M. Mogstad. The Skill Complementarity of Broadband Internet. *NBER Working Papers*, 2015, (20826).
- [8] H. K. Hvide, T. G. Meling, M. Mogstad et al. Broadband Internet and the Stock Market Investments of Individual Investors. *NBER Working Papers*, 2022, (30383).
- [9] M. Bhuller, T. Havnes, J. McCauley et al. How the Internet Changed the Market for Print Media. *NBER Working Papers*, 2023, (30939).
- [10] A. Goldfarb, V. F. Que. The Economics of Digital Privacy. *NBER Working Papers*, 2023, (30943).
- [11] X. Jiang, J. Xing, J. Xu et al. Microgiving with Digital Platforms. *NBER Working Papers*, 2022, (30102).
- [12] 鲍鹏程,黄林秀.数字经济与公共服务质量——来自中国城市的经验证据.北京社会科学,2023,(5).
- [13] 胡志平.基本公共服务促进农民农村共同富裕的逻辑与机制.求索,2022,(5).
- [14] 李成明,李大铭,张泽宇昕.数字基础设施、家庭多维减贫与共同富裕.河北经贸大学学报,2022,(6).
- [15] 李实,杨一心.面向共同富裕的基本公共服务均等化:行动逻辑与路径选择.中国工业经济,2022,(2).
- [16] 张勋,万广华,张佳佳等.数字经济、普惠金融与包容性增长.经济研究,2019,(8).
- [17] 方福前,田鸽.数字经济促进了包容性增长吗——基于“宽带中国”的准自然实验.学术界,2021,(10).
- [18] 黄永春,宫尚俊,邹晨等.数字经济、要素配置效率与城乡融合发展.中国人口·资源与环境,2022,(10).
- [19] 陈曦.以科技创新推进全体人民共同富裕的理论机理和现实路径.经济纵横,2022,(11).
- [20] 闵路路,许正中.数字经济、创新绩效与经济高质量发展——基于中国城市的经验证据.统计与决策,2022,(3).
- [21] 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.产业经济研究,2021,(5).
- [22] 周文慧,钞小静.黄河流域数字基础设施、经济发展韧性与生态环境保护的耦合协调发展分析——基于三元系统耦合协调模型.干旱区资源与环境,2023,(9).
- [23] 张凯,曹斌,李容.产业结构升级对共同富裕的影响及机制研究.经济问题探索,2023,(6).
- [24] 徐鹏杰,张文康,曹圣洁.产业结构升级、构建现代产业体系与农民农村共同富裕.经济学家,2023,(5).
- [25] 韩亚峰,付芸嘉.自主研发、中间品进口与制造业出口技术复杂度.经济经纬,2018,(6).
- [26] 陈小辉,张红伟,吴永超.数字经济如何影响产业结构水平?证券市场导报,2020,(7).
- [27] 张修凡,范德成.数字经济发展赋能我国低碳经济转型研究——基于国家级大数据综合试验区的分析.科技进步与对策,2023,(19).
- [28] 黄贇琳,秦淑悦,张雨朦.数字经济如何驱动制造业升级.经济管理,2022,(4).

- [29] 王志凌, 曾洪, 罗蓉. 数字基础设施建设是否增强了农业经济韧性? 学习与实践, 2023, (12).
- [30] 孔令池, 张智. 基础设施升级能够促进企业家精神成长吗? ——来自高铁开通和智慧城市建设的证据. 外国经济与管理, 2020, (10).
- [31] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应. 中国工业经济, 2022, (5).
- [32] 霍忻. 我国OFDI与产业结构优化互动关系研究——基于VAR模型的实证分析. 北京工商大学学报(社会科学版), 2014, (4).
- [33] 张子尧, 黄炜, 丁相元等. 企业社保缴费负担与劳动收入份额: 理论分析与经验证据. 世界经济, 2023, (12).
- [34] B. Callaway, P. H. Sant' Anna. Difference-in-differences with Multiple Time Periods. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2).
- [35] 邵宜航, 游杰. 技术创新如何提升我国共同富裕水平. 经济管理, 2023, (4).
- [36] 王瑞峰. 数字普惠金融、农业农村高质量发展与农民共同富裕. 中国流通经济, 2023, (6).

The Impact of Digital Infrastructure Construction on the Level Of Household Income and Regional Income Disparity Under The Background of Common Prosperity

Yao Zhanqi (Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract The pilot policy of "Broadband China" helps rural labor employment and expands the sources of income for farmers; digital infrastructure construction proves to be an important path to promoting common prosperity and narrowing regional income gaps. Based on data of 292 prefecture-level cities (excluding Hong Kong, Macao, and the Taiwan region) from 2005 to 2022, this study adopts Difference-in-Difference (DID) to analyze the impact and mechanism of digital infrastructure construction on household income levels and regional income disparities. It is found that digital infrastructure can significantly improve household income level and reduce regional income disparities, and the conclusion still holds after considering overlapping DID bias and replacing the dependent variable and the explanatory variable. The construction of digital infrastructure can have a positive impact on common prosperity by promoting technological innovation and upgrading industrial structure. In both areas with high and low urbanization rates, the construction of digital infrastructure can reduce regional income inequality. However, its effect on household income level in areas with low urbanization rates tends to be weaker than in areas with high urbanization rates. Digital infrastructure construction has a significant positive impact on household income level in surrounding cities, and can also reduce the income gap in surrounding areas. In order to further promote the role of digital infrastructure construction in promoting common prosperity, the government should increase investment in digital infrastructure construction and broadband network coverage, provide tax exemptions for enterprises in digital infrastructure construction, increase supervision of digital infrastructure construction, and expand digital technology training programs.

Key words "broadband China" strategy; construction of digital infrastructure; digital finance; digital divide; regional income gap; common prosperity; enterprise technological innovation

■ 作者简介 姚战琪, 中国社会科学院财经战略研究院研究员, 中国社会科学院大学商学院教授, 北京 100028。

■ 责任编辑 李媛