

欢迎按以下格式引用:张治栋,章孙.数字基础设施建设与共同富裕——准自然实验与空间溢出的经验证据[J].长江大学学报(社会科学版),2025,48(1):98-112.

数字基础设施建设与共同富裕

——准自然实验与空间溢出的经验证据

张治栋 章孙

(安徽大学 经济学院,安徽 合肥 230601)

摘要:作为数字经济蓬勃发展阶段中国基础设施建设的重点,数字基础设施建设如何提升物质富有、推动精神富足,进而助力共同富裕实现成为亟待研究的课题。文章基于中国2009~2021年284个城市面板数据,利用“宽带中国”战略的准自然实验和多时点双重差分模型,实证探究数字基础设施建设对共同富裕的影响及作用机制。研究发现:数字基础设施建设显著促进了共同富裕进程,既能提升物质富有又能推动精神富足;数字基础设施可以通过缩小数字鸿沟和增强经济韧性方式助力共同富裕;数字基础设施的赋能效应在较小等级城市的促进作用更大,在数字经济发展相对滞后的中西部地区更为明显;空间视角下,数字基础设施对共同富裕赋能效应仍然存在。

关键词:数字基础设施;共同富裕;数字鸿沟;经济韧性;空间溢出效应

分类号:F124.7;F49 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2025)01-0098-15

一、引言

中共十九届五中全会为全体人民共同富裕描绘了一幅至2035年的壮丽画卷,党的十九大进一步擎画了在本世纪中叶全体人民共同富裕基本实现的宏伟蓝图,党的二十大报告也强调要扎实推进共同富裕。共同富裕是全体人民的富裕,是人民群众物质生活和精神生活都富裕。习近平总书记强调:“只有物质文明建设和精神文明建设都搞好,国家物质力量和精神力量都增强,全国各族人民物质生活和精神生活都改善,中国特色社会主义事业才能顺利向前推进。”扎实推进共同富裕,一个重要方面就是要处理好“富口袋”和“富脑袋”的关系,既要家家“仓廩实衣食足”,实现物质生活水平提高,也要人人“知礼

节明荣辱”,实现精神文化生活丰富,最终促进人的全面发展和社会全面进步。如何稳中求进地推进共同富裕,契合人民与日俱增的美好生活需求?2023年国家发展改革委和国家数据局颁布的《数字经济促进共同富裕实施方案》指出“推进数字基础设施建设是实现共同富裕的有效路径”。随着数智化时代科技革命和产业变革的持续推进,我国逐渐布局建设创新基础设施、信息基础设施、融合基础设施等新型基础设施。其中,数字基础设施作为新型基础设施的核心,能为其他基础设施提供技术支撑^[1]。数字基础设施能充分发挥新一代信息技术优势,为数字经济时代经济高质量均衡发展提供基建保障,敦促全民共建共享发展。以强化数字基础设施建设为核心的“宽带中国”战略为推动共同富裕开拓了新方向。

收稿日期:2024-11-19

基金项目:安徽省科学编制计划重大项目“推动长三角一体化经济高质量发展的实施评估与政策优化研究”(2022AH040005);
安徽省社会科学创新发展重大课题“全面贯彻新发展理念安徽实践研究”(2022ZD003)

第一作者简介:张治栋(1965-),男,安徽天长人,教授,博士生导师,主要从事产业集聚和区域经济发展研究。

通信作者:章孙(2001-),女,安徽池州人,主要从事区域经济发展研究,E-mail:2023075790@qq.com。

作为数字基础设施构建的关键表征,“宽带中国”战略在打破信息传播时空壁垒、拓宽城乡网络接入边界并深化应用层次,促进经济高质量发展^[2]等方面展现了显著效能。一方面,“宽带中国”试点政策引致的宽带网络的跨越式发展能缩小城乡居民的数字鸿沟,有效收敛城乡收入差距^[3],推进城乡基本公共服务均等化^[4],为扎实推进物质富有和精神富足扫除障碍;另一方面,相较于传统基础设施,宽带网络以其近乎零边际成本的特征,能加速传统产业数字化、网络化、智能化转型,助力产业结构合理化^[5],带动经济协调发展^[6],为中国迈向共同富裕的目标增添动力。

现阶段,我国正处于数字经济迅猛发展与共同富裕扎实推进的历史交汇期。作为数字中国建设、数字经济发展的底层架构和技术支撑,数字基础设施建设与共同富裕发展存在高度契合性。数字基础设施建设能为物质和精神共富提供共享机制。数字基础设施是促进经济均衡增长的新引擎^[6],其信息化和普惠性特征能为解决不平衡不充分的发展提供新思路,为全民物质共富奠定基础。而人工智能、云计算等新一代信息数字技术的不断升级和广泛应用能弥合数字鸿沟,让更多人分享数字红利。此外,互联网海量优质资讯和服务的低门槛可及性有助于精神生活共同富裕的实现,能满足人民日益增长的对美好生活的向往。由此,厘清数字时代背景下数字基础设施如何助力共同富裕具有重大实际价值。

二、文献综述

近年来,“共同富裕”和“数字基础设施”这两个主题均得到学界的高度关注,但鲜有文献针对二者关系展开深入讨论,相关文献主要集中在以下两方面:

一是共同富裕的相关研究。一方面,共同富裕的内涵随生产力发展而动态演变,在经济发展水平较低时,其核心聚焦于物质富裕,经济达到一定水平后,则转向强调人的全面发展^[7]。因此,共同富裕的核心要义在于人民共创共享日益繁盛的物质财富和精神硕果^[8]。已有文献在深入剖析共同富裕内涵的基础上,致力于构建多维度的指标体系测度共同富裕的实现水平^[9~12];另一方面是对共同富裕实践路径的研究。梳理相关文献可得,全面推进乡村振兴^[11]、构建以人民为中心的收入分配机制^[12]、加强数字化转型^[12~14]等主题是共同富裕的现实性问题研究热点。

二是数字基础设施相关研究。在数字经济助力经济提质提量、推动共同富裕的时代背景下,作为数字中国发展的底层架构,数字基础设施的重要性日渐凸显。现有文献聚焦于数字基础设施的经济效应,研究表明数字基础设施有利于经济高质量发展^[15]、促进经济韧性提升^[16]。进一步分析发现,产业结构升级^[17]、数字金融覆盖面扩大是数字基础设施促进经济包容性增长的重要机制^[18]。此外,有学者指出数字基础设施建设能降低家庭陷入贫困的概率^[19]、提高农村人力资本水平^[20]、助力农业经济发展、缩小城乡收入差距^[21]。现有文献少有直接论述数字基础设施与共同富裕的关系,更多的研究围绕以数字基础设施为子系统之一的数字经济的共同富裕效应。在数字化浪潮下,部分学者考察发现数字经济的发展对共同富裕有正向影响^[22]、数字技术的普及应用为实现共同富裕铺设了新的技术基石^[23]、数字金融发展能够显著促进共同富裕^[12],而数字乡村建设可以推进经济包容性增长^[24]、缩小城乡收入差距^[20]、弥合数字鸿沟进而推动共同富裕的实现。

综上所述,已有研究范式主要是将数字基础设施内嵌于数字经济展开分析,较少从共同富裕的视角展开探讨。具体而言,相关研究聚焦于数字基础设施建设对物质生活共同富裕的影响,尚未有文献探究“宽带中国”战略对精神生活共同富裕方面的作用效果,且缺乏对这一影响背后的具体运作机制和差异化效果的深入研究。基于此,本文利用中国 284 个城市的面板数据,以“宽带中国”战略为切入点,在分析数字基础设施促进共同富裕影响机理的基础上,从物质生活富有和精神生活富足两维度构建共同富裕发展的测度指标,采用多时点双重差分模型研究数字基础设施建设共同富裕效应,并进一步分析其空间溢出效应。

本文可能的边际贡献主要有:(1)研究议题上,丰富扩展了数字基础设施与共同富裕的理论关联。通过理论论证和模型构建,将数字基础设施纳入共同富裕的分析框架,从物质生活富有和精神生活富足两方面分析数字基础设施建设共同富裕效应,对数字基础设施和共同富裕关系的理论研究作出了边际拓展;(2)研究观点上,本研究在检验数字基础设施赋能共同富裕的基础上,还从数字鸿沟缩小效应和经济韧性增强效应两方面分析其内在作用机制并进行了异质性分析;(3)研究内容上,进一步分析考察了数字基础设施建设的空间溢出效应、示范推广效应及其对共同富裕的影响,为共同富裕的实证

研究提供新视角。相关研究结论为新发展阶段数字基础设施建设科学合理布局,实现数字驱动共同富裕提供新的理论与实践启示。

三、政策背景与理论机制

(一)政策背景

依据国家互联网办公室的定义并结合相关文献的梳理,数字基础设施是以数据为驱动,以 5G、物联网为基础和以人工智能、存储、计算、数据中心等算力基础设施为核心的基础设施体系^[25]。在数字经济的宏伟蓝图中,数字基础设施正以其广泛覆盖的普惠性宽带网络体系,日益成为推动数字经济持续繁荣与可持续发展的强劲引擎。为加速这一进程,工业和信息化部与国家发展和改革委员会根据《2006-2020 年国家信息化发展战略》《国务院关于大力推进信息化发展和切实保障信息安全的若干意见》和《“十二五”国家战略性新兴产业发展规划》的总体要求,在 2014~2016 年间,精心策划并分三批次在全国范围内遴选了 120 个具有代表性的城市(群),全面铺开“宽带中国”这一战略宏图。旨在通过深度优化宽带用户基数、显著提升网络传输速度、广泛增强网络覆盖的广度与深度,构建起更加坚实、高效的信息高速公路,从而为地方经济的飞跃式发展与社会各领域的全面进步提供强有力的信息化支撑与赋能。

(二)数字基础建设影响共同富裕的直接作用机制

数字基础设施作为连接智慧城市与数字乡村的“数字动脉”,能在城乡间建立结实的“数字纽带”^[20],从而合理控制与缩小不同群体间的差距,推动全民共富的实现。首先,数字基础设施的日益完善衍生出大量就业新岗位,这些新兴工作直接增大了农村居民就业机会和增收的可能性,城乡收入差距得以收敛,从而“做大蛋糕”,促进物质生活富足。同时,数字基础设施的不断进步能有效畅通数据流,减少经济活动中的信息摩擦^[6],优化信息传递机制,进而提高劳动力要素市场供需匹配效率和总体就业率。

其次,相较于传统基础设施,数字基础设施不仅具备公共性、正外部性等基础属性,更展现出普惠性、网络连接性等鲜明的“数字化”特质^[25]。由此,数字基础设施承载的应用服务能赋能任何个体、组织为其提供平等参与和创造的机会^[26],减贫效应得以发挥。以数字技术为发展底座的数字普惠金融能通过降低信贷门槛、增加金融的可及性和可负担性来

助力有创业精神的居民自主创业。以此,数字基础设施产生的经济红利能惠及各个社会阶层的民众^[27],实现广泛共享,推动共同富裕发展目标的实现。

最后,就精神生活共同富裕方面,数字基础设施的全域普及能便捷全体居民对互联网等信息数字技术的接入和使用,农村居民可以获得与城镇居民相匹配的线上教育、娱乐等资源,区域和城乡间的数字接入鸿沟和融入鸿沟得以弥合。随着数字基础设施的进一步发展,为满足各年龄段特定需求的适应性改造工程持续推进,“个性化定制”数字产品成为常态,全民“信息无障碍”得以实现。此外,包罗万象的互联网资讯也能满足人民多样、多层次、多方面的精神文化需求,为精神文化的协同富有推进创造了条件。综上,本文提出假设:

H1:数字基础设施建设是实现共同富裕目标的重要驱动力。

(三)数字基础设施建设影响共同富裕的间接作用机制

1.数字鸿沟缩小效应

在数字经济时代,共同富裕不是意味着个别地区的经济高速发展和少数人的高品质生活,而是全体人民的共同富裕,是物质富足和精神富裕的统一。然而,随着新一代信息技术在全球范围爆炸式铺开,数字基础设施在不同国家、地区和群体间之间呈现出显著差异,某些地区或群体在数字化进程中被边缘化,数字鸿沟由此产生。“数字鸿沟”指不同社会群体因信息、网络技术发展与应用差异及创新能力差别导致的知识和财富的不平等^[28]。数字鸿沟的存在及由此引发的数字不平等严重影响了数字基础设施在促进实现全体人民共同富裕进程中的作用。

数字基础设施的普及和应用有助于缩小不同社会群体和区域之间的数字鸿沟来助力共同富裕的实现。从群体层面来看,通过提供广泛的 ICT(通信技术)接入、数字教育和培训机会,数字基础设施能够帮助弱势群体获得更多的信息和资源,提高他们的数字技能和参与数字经济的能力,从而加速个体物质富裕量和精神富足量的积累^[29]。此外,互联网等平台中的优质教育资源的可及性能帮助他们掌握 ICT 的使用技能,精神生活富有度得以增强。从区域层面来看,数字基础设施能以其独特的后发优势对数字发展滞后地区产生显著的拉动效应,从而为共同富裕的实现提供重要支撑。欠发达地区通过集中力量发展数字基础设施,不仅能促进当地数字经济的发展,增强其内生增长动力,提高市场的自我造

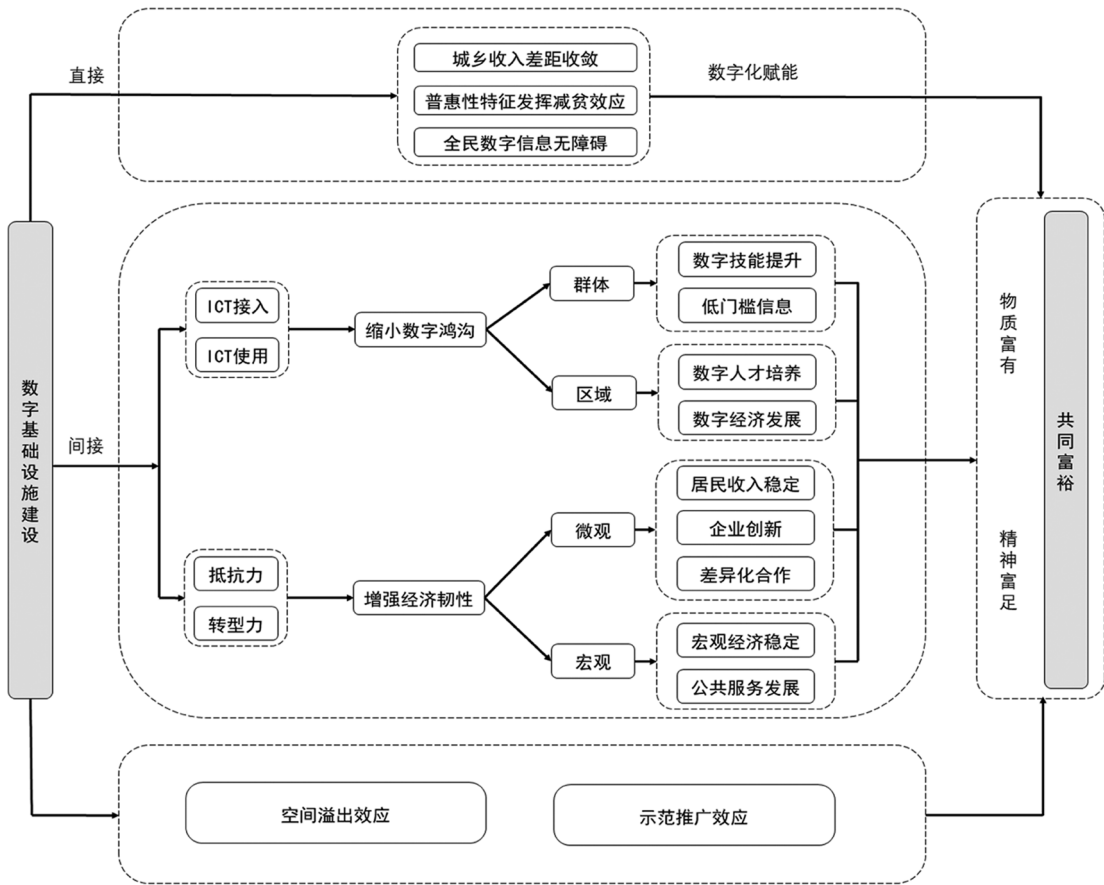


图 1 理论框架

血机能,而且能推动当地数字人才的培养和引进,为其他行业的进步提供智力支持,从而摆脱地理劣势的先天束缚实现跨越式发展,弥合发展鸿沟实现共同富裕。综上,本文提出假设:

H2:数字基础设施建设可以通过缩小“数字鸿沟”来助力共同富裕目标的实现。

2.经济韧性增强效应

数字基础设施是释放数字化生产力的核心引擎,对经济量质并齐发展和共同富裕起着关键作用。在新冠疫情等冲击下,它更是提升经济韧性、统筹经济安全的重要支撑。经济韧性是区域经济遭受危机后恢复如初的速度或是维持自身系统稳定的能力,具体包括:抵抗冲击的能力、遭到冲击时整合和适应能力以及受到冲击后的恢复和更新能力^[30]。数字基础设施的经济韧性增强效应主要表现在抵抗力和转型力两维度。一方面,基于梅特卡夫法则的几何倍增原理,数字基础设施通过泛在连接、弹性互补与高效融合数据、技术等要素,顺畅要素资源在各类经济主体间的流通与连接,从而优化区域资源配置,提升经济韧性。特别是当经济受到外部冲击时,传统

生产要素作用可能受限,而数字基础设施则通过新型生产要素——数据突破时空限制有效提高全要素生产率,为经济发展注入了新活力,使其更具抵抗不确定风险的能力^[31];另一方面,基于 5G 网络、物联网等新一代通信技术,数字基础设施的网络效应不仅有助于促进技术、知识的扩散与创新,还将进一步降低产业链上下游企业沟通成本,推进产业高级化转型,进而提升经济再发展的韧性。

强经济韧性的共同富裕效应可以从宏观和微观层面分析:宏观层面的经济韧性增强意味着国家或地区能更好地应对外部冲击从而保持整体经济的稳定,这为区域协调发展提供了基础,能使资源得到合理的流动和配置。随着经济韧性的增强,政府有更多的资源和能力来完善社会保障体系,保障公民的基本生活,人民的精神文化生活空间得以扩展。此外,政府和企业也更有动力精准施策,为实现“富口袋”的经济高质量发展和“富脑袋”的公共文化服务建设提供可靠的软环境支撑;在微观层面,稳健的经济韧性保障了居民家庭收入的稳定与增长,个体的资源网络也因不同地区之间的合作和交流成本的降

低得以扩展。这种有韧性的市场环境鼓励个体勇于尝试新颖的商业模式和产品创新,进而促进经济的多元化发展,稳定有活力的商业环境,也激励个体在竞争中寻求差异化合作实现共赢。个人物质财富基础得到保障后,居民文化参与和文化消费的积极性也能得到进一步提升。综上,本文提出假设:

H3:数字基础设施建设可以通过增强经济韧性来助力共同富裕目标的实现。

(四)数字基础设施建设影响共同富裕的空间溢出效应

Anselin(1988)明确指出,在地理单元相互依存的经济体系中,独立观测值的概念难以立足^[32];《创建“宽带中国”示范城市(城市群)工作管理办法》也强调,“宽带中国”示范城市应作为全国范围内的标杆,发挥引领和示范作用。数字基础设施的建设效应超越了单纯的地域性增长范畴,依托于技术外溢、启迪效应以及资源的高效再配置机制,广泛渗透并影响周边区域,对实现邻近地区的共同富裕施加显著的外部作用力。具体而言,数字基础设施建设破除了信息技术传播的地域限制^[17],通过强化数据流通的即时性与可获取性,降低了技术交流的地域壁垒。这促使先行发展数字基础设施的区域,在经济增长与收入提升方面取得成效后,能向邻近地区传递积极的信号,激发模仿与学习行为,形成所谓的“示范效应”与“学习浪潮”。另一方面,针对我国传统产业中劳动力、资本、土地等生产要素配置效率低下,市场价格机制未能充分反映供需关系与资源稀缺性的问题,新型数字基础设施不仅拓宽了传统资源配置的边界,使生产要素的流动不再受地理空间的严格限制,还促进了资源在极短时间内实现跨区域的优化配置与重组^[17]。这一过程不仅构建了资源高效集聚与循环的生态系统,还激发了新产业、新业态、新模式的不断涌现,通过规模经济效应及创新驱动的乘数作用,加速毗邻城市的经济发展步伐,共同迈向更加包容与可持续的经济增长路径,助力共同富裕的实现。综上,本文提出假设:

H4:数字基础设施建设推进共同富裕存在空间溢出效应和示范推广效应。

本文的理论框架如图 1 所示。

四、模型构建与变量说明

(一)模型构建

为考察数字基础设施建设对共同富裕实现的作用机制和影响效应,本文构建多期双重差分模型

如下:

$$COM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \epsilon_{it} \tag{1}$$

$$Policy_{it} = Treat_i \times Post_t \tag{2}$$

其中, i 为城市, t 为年份, COM_{it} 为各城市共同富裕发展水平, $Policy_{it}$ 为政策虚拟变量, $Treat_i$ 为处理组的虚拟变量,如果城市 i 在 2009 ~ 2021 年间被选为“宽带中国”示范城市则赋值为 1,否则赋值为 0。 $Post_t$ 为政策实施年份虚拟变量,在政策冲击之前的年份取值为 0,之后取值为 1。 X 为方程中的控制变量,包含人口密度(POP)、经济发展水平(GDP)、产业结构(IS)、对外开放程度($OPEN$)、财政投资力度(FD), φ_i 控制各城市固定效应, μ_t 控制年份固定效应,将 $\epsilon_{i,t}$ 作为扰动项。

(二)变量选取与说明

1.被解释变量

共同富裕发展水平(COM)。依据前文理论分析,本文参考刘培林等(2021)^[7]、韩亮亮等(2023)^[8]的研究成果,从物质生活富有和精神生活富足两个类别出发,基于数据的可得性、系统客观、科学全面的原则,构建了涵盖 1 个一级指标、2 个二级指标和 14 个三级指标的共同富裕测度体系,如表 1 所示。就“富口袋”层面而言,收入和消费是衡量居民物质生活的基础,因此从人均可支配收入、人均消费支出和人均可支配收入占 GDP 的比重对居民物质财富的获得与实现进行测度。考虑到共同富裕的共享属性^[7],分别采用城镇、农村人均可支配收入,农村、城镇恩格尔系数,城镇化率这五个维度加以衡量,将物质生活富有记为 ML_COM 。就“富脑袋”层面而言,参考既有研究^[7,8],采用代表精神文化生活的人均拥有公共图书馆藏书量、博物馆机构数、高等学校平均在校学生数、互联网端口接入数进行测度,辅以为精神生活提供保障的医疗健康,即每万人中卫生技术人员、森林覆盖率进行测度,并记为 SL_COM 。

本文采用主成分分析法进行赋权确定各指标的权重,得到各城市的共同富裕发展指数,结果如表 2、图 2 所示。整体来看,在样本考察期间,中国共同富裕发展态势稳健上升,年均增长率达到 6.45%,展现出积极的增长潜力。然而,不容忽视的是,由图 2 可见,地区间的差异显著,东部地区共同富裕水平明显高于中西部地区,凸显出共同富裕发展在地域层面上的不均衡性。

2.解释变量

数字基础设施建设。本文核心解释变量为“宽

带中国”战略示范城市的虚拟变量(*Policy*)。具体地,若城市被选为“宽带中国”示范城市,则当年及之后年份赋值为 1,否则为 0。其中实验组城市 108 个,对照组城市 176 个。

表 1 共同富裕发展的测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	指标属性
共 同 富 裕	物质 生活 富有	城镇人均可支配收入	元/人	+
		农村人均可支配收入	元/人	+
		人均可支配收入与人均 GDP 比值	/	+
		人均可支配收入	元/人	+
		人均消费支出	元/人	+
		城镇恩格尔系数	%	—
		农村恩格尔系数	%	—
		城镇化率	%	+
	精神 生活 富足	人均拥有公共图书馆藏书量	册/万人	+
		博物馆机构数	个	+
		高等学校平均在校学生数	万人	+
		每万人中卫生技术人员	人	+
		互联网端口接入数	万个	+
		森林覆盖率	%	+

表 2 共同富裕发展水平

年份	均值	标准差	最小值	最大值	年份	均值	标准差	最小值	最大值
2009	0.740	0.590	0.150	2.980	2016	1.310	0.540	0.310	3.820
2010	0.810	0.570	0.040	3.790	2017	1.430	0.550	0.350	3.770
2011	0.820	0.460	0.130	3.490	2018	1.550	0.530	0.520	3.440
2012	0.860	0.470	0.090	2.940	2019	1.690	0.620	0.760	4.940
2013	1.020	0.520	0.350	3.920	2020	1.770	0.570	0.620	3.780
2014	1.100	0.490	1.140	3.510	2021	1.790	0.640	0.680	4.440
2015	1.200	0.570	0.230	4.880					

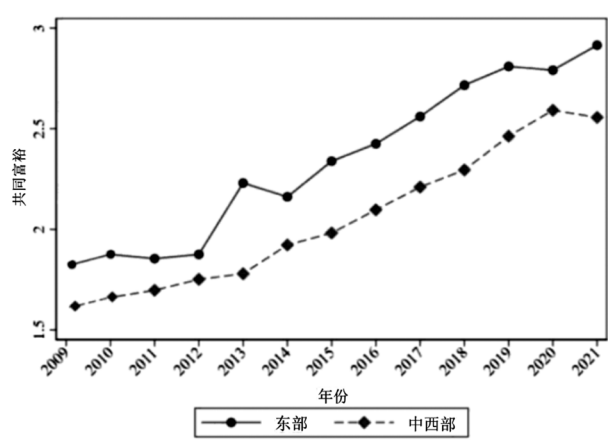


图 2 分区域共同富裕发展水平

3. 机制变量

(1)数字鸿沟指数(*DDI*)。基于数字鸿沟的内涵,本研究参照王军等(2023)^[29]将 ICT(信息通信

技术)接入与使用差距称为“数字鸿沟”。故从 ICT 接入与使用两方面构建数字鸿沟评价指标体系。

(2)经济韧性指数(*RES*)。依托经济韧性内涵^[30],参考曹瑞丽等(2023)^[31]的研究,从抵御力、适应力和转型力三维度构建经济韧性评价指标体系,具体指标选取如表 3 所示。进一步,使用熵值法对各城市的数字鸿沟和经济韧性展开测度。

4. 控制变量

为缓解遗漏变量引致的内生性问题,本研究借鉴共同富裕和数字经济相关研究成果^[33~35],设定如下可能对共同富裕产生影响的控制变量:人口密度(*POP*),用每平方公里户籍人口数衡量;经济发展水平(*GDP*),使用城市人均 GDP 衡量;产业结构(*IS*),使用第二产业和第三产业增加值之比表征;对外开放程度(*OPEN*),采用外进出口总额与地区生产总值之比表示;财政自主程度(*FD*),以财政预

算内收入与支出之比反映。为避免量纲不同造成估计偏差,对上述控制变量进行取对数处理。

表 3 数字鸿沟、经济韧性指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	属性
数字鸿沟	ICT 接入	移动电话普及率	/	—
		互联网宽带接入用户	万户	—
	ICT 使用	高等教育毕业人数	人	—
		文盲半文盲占 15 岁及以上人口的比例	/	+
经济韧性	抵御力	人均 GDP	元/人	+
		城镇化率	%	+
	适应力	社会消费品零售总额	万元	+
		医疗保险参保人数	万人	+
		失业保险参保人数	万人	+
		建成区绿化覆盖率	%	+
		普通高校在校人数	万人	+
	转型力	科研人员	万人	+
		科学技术公共财政支出	万元	+
		专利受理量	万个	+

(三)数据来源和描述性统计

本研究以全国为观测样本(不含西藏和港澳台地区),基于数据的可得性、系统客观、科学全面的原则,选取 2009~2021 年作为时间跨度,个别数据缺失值采用插值法补充,最终得到 2009~2021 年 284 个城市的面板数据。数据主要来源于:国家统计局网站、历年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等。表 4 为各变量的描述性统计结果。

表 4 变量设定与描述性统计

变量类型	符号	变量名称	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	COM	共同富裕	3692	2.200	0.652	0.098	7.656
核心解释变量	Policy	数字基础设施	3692	0.205	0.404	0.000	1.000
机制变量	DDI	数字鸿沟	3692	0.059	0.074	0.0001	0.572
	RES	经济韧性	3692	0.038	0.046	0.004	0.586
控制变量	POP	人口密度	3692	5.723	0.953	0.683	7.882
	GDP	经济发展水平	3692	10.660	0.628	4.595	13.060
	IS	产业结构	3692	0.415	0.102	0.098	0.839
	OPEN	对外开放程度	3692	0.178	0.293	2.720e-6	2.491
	FD	财政自主程度	3692	4.817	2.132	0.120	17.170

注:表中数字中的 e 表示科学计数法。下同。

五、实证分析

(一)基准回归结果分析

基于前述基准模型设定,本研究使用固定效应模型展开实证检验,基准回归结果见表 5。其中,第(1)列为仅加入核心解释变量数字基础设施建设(Policy)的回归结果,第(2)列和第(3)列分别以共同富裕的两个维度,即物质生活富有和美好生活富

足为被解释变量的回归结果,回归系数均为正值且均通过了 1%的显著性水平检验,表明数字基础设施建设对共同富裕有促进作用。第(4)~(6)列为加入控制变量的回归结果,说明考虑人口密度、经济发展水平等影响差异的情况下,数字基础设施对共同富裕存在显著正向效应。从回归系数大小看,数字基础设施对物质生活共富的影响效应更大。这一结果初步验证了假设 H1,即数字基础设施建设能助力共同富裕的实现,既能保障物质生活富有,又能推

进精神生活富足。

在控制变量方面,产业结构、对外开放程度和财政自主程度对共同富裕存在正向促进作用,对物质富足和精神富有作用也显著,且均在 1% 的水平正向显著,表明在充分发挥举国体制优势的基础上,合理的产业结构、适度的对外开放和财政分自主有助于全面共同富裕的实现。经济发展水平显著促进物质共同富裕,但对精神富足作用不显著。原因可能在于经济提质提效发展阶段人们精神生活与物质生

活的割裂,即随着经济发展,人们可能过于追求物质生活的富足而忽视了精神生活的提升。人口密度在 5% 的显著水平上正向促进共同富裕,对物质富足和精神富有作用不显著,原因可能在于人口密集区域形成的规模效应和集聚效应有利于推动社会扩大再生产,从而为共同富裕创造更坚实的物质基础。然而考虑到城乡、区域发展不平衡,分配机制不完善或存在不公平现象,使得人口密度的增加可能无法显著提升每个人的物质和精神富足感。

表 5 基准模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	COM	MI_COM	SI_COM	COM	MI_COM	SI_COM
Policy	0.543 *** (19.490)	1.186 *** (29.620)	0.215 *** (7.800)	0.271 *** (9.210)	0.705 *** (17.330)	0.134 *** (4.360)
POP	—	—	—	0.046 ** (2.110)	0.036 (1.210)	0.002 (0.080)
GDP	—	—	—	0.101 *** (4.100)	0.149 *** (4.370)	0.023 (0.880)
IS	—	—	—	2.249 *** (16.210)	4.124 *** (21.450)	0.634 *** (4.360)
OPEN	—	—	—	0.455 *** (−7.900)	0.735 *** (−9.210)	0.166 *** (−2.750)
FD	—	—	—	0.017 *** (2.58)	0.035 *** (3.84)	0.019 *** (2.85)
常数项	2.089 *** (204.010)	2.458 *** (166.950)	0.856 *** (84.450)	−0.123 (−0.480)	−0.985 *** (−2.790)	0.293 (1.100)
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
调整的 R ²	0.100	0.139	0.018	0.142	0.351	0.031
观测数	3692	3692	3692	3692	3692	3692

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著,括号内数字为 t 统计量。下同。

(二)平行趋势检验

采用多时点双重差分模型评估政策需满足平行趋势检验,即确保实验组与控制组在接受处理前后有相同的变化趋势。本文借鉴 Beck et al.(2010)^[36]的做法,采用事件分析法进行平行趋势检验,构建模型如下所示:

$$COM_{it} = \alpha_0 + \sum_{b=-2}^{-4} \beta_b pre_{ib} + \beta_0 current_{i0}$$
$$+ \sum_{a=1}^5 \beta_a post_{ia} + \gamma X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

(3)

其中,pre_{ib} 表示试点城市 i“宽带中国”政策实施前 b 年,current_{i0} 表示试点城市 i“宽带中国”政策实施当年,post_{ia} 表示试点城市 i“宽带中国”政策实

施后 a 年,非试点城市的时间虚拟变量均为 0。其他变量定义与基准模型(1)一致。

为避免共线性问题,本文选择去除 1(pre_1)期。由图 3 中的平行趋势走向所示,在“宽带中国”政策实施之前,两组样本在统计上并无显著差距,而在“宽带中国”政策实施当期及之后年份,共同富裕水平在处理组与对照组之间表现出明显差异,其对共同富裕的政策效果均表现为显著正向促进作用,通过了平行趋势检验,证实使用多时点双重差分模型评估本研究是有效的。

(三)稳健性检验

1.倾向得分匹配差分法(PSM-DID)

为避免可能存在的样本自选择偏误造成的回归结果偏差,本文利用多时点(PSM-DID)模型分析,

使用近邻匹配后,重新评估“宽带中国”示范城市创建对共同富裕的影响,回归结果如表 6(1)、(2)所列。可以发现,“宽带中国”政策的虚拟变量对共同富裕的估计系数在 1%的水平上显著为正,即以共同富裕为匹配变量进行匹配后实施“宽带中国”政策仍可以显著推动共同富裕的发展,表明了前文结论的稳健性。

2.安慰剂检验

为排除其他随机因素对回归结果的影响,本文通过随机抽取“宽带中国”示范城市处理组的方式进行安慰剂检验。即在所有样本中随机生成实验组,

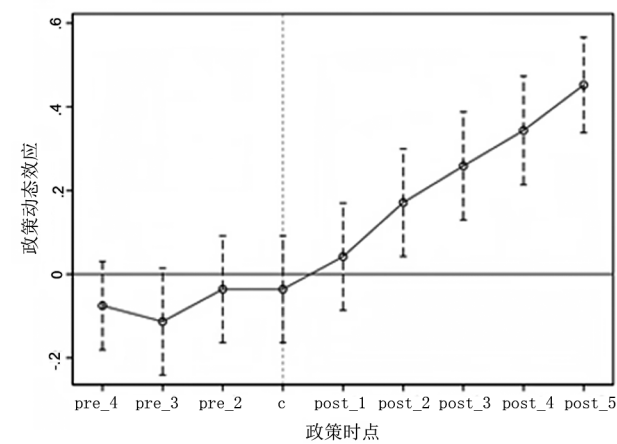


图 3 平行趋势检验结果

3.内生性检验

共同富裕受多种变量影响,尽管在基准回归时考虑了财政自主程度等控制变量,但仍可能存在一些未被考虑到的关键变量。此外,随着共同富裕水平的提升,对数字基础设施建设的要求也会相应提高,这可能会引发反向的因果关系问题。有鉴于此,需要对内生性问题进行处理。考虑到研究样本为面板数据,本研究借鉴 Nuun 等(2014)^[37]的研究,利用各城市 1984 年邮电业务总量与上一年全国互联网用户数的交互项做工具变量。在此基础上,用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归,结果如表 6 第(3)、(4)列所示。第(3)列为第一阶段回归结果,数字基础设施对邮电业务总量的回归系数在 1%的水平上显著;第(4)列为对共同富裕的第二阶段回归结果,回归系数为 0.273 且在 1%的水平上显著,说明数字基础设施建设有利于共同富裕实现这一结论仍然成立。

4.其他稳健性检验

(1)排除极端值影响。考虑到城市经济发展的不平衡不充分,共同富裕的物质基础存在差异。由

其余城市设置为对照组,且每次抽取时,随机赋予政策实施年份,将上述随机抽样过程重复进行 500 次,并基于模型(1)进行双重差分回归,由此得到模拟的抽样结果如图 4 所示,可以发现随机抽取的政策处理组估计得到的估计系数构成一条核密度曲线,该曲线在 0 处两侧呈现正态分布趋势,“宽带中国”实际政策处理组的估计系数也明显异于随机抽样检验的估计系数,且绝大多数 p 值大于 0.1,即在置信水平 10%以上不显著,通过了安慰剂检验,从反事实角度说明本文回归结果并非偶然所得,前文研究结论是稳健的。

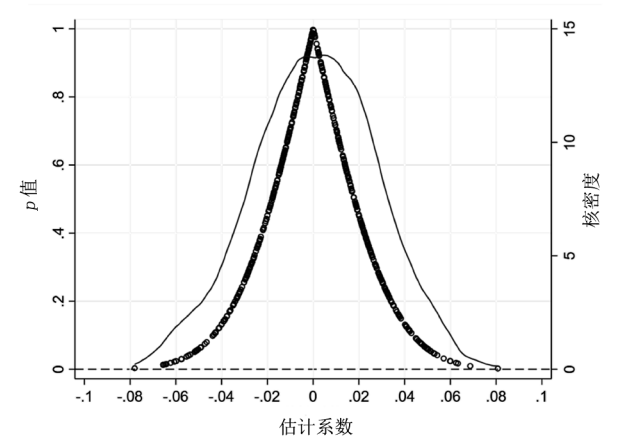


图 4 安慰剂检验结果

此,本文对被解释变量共同富裕进行上下 1%的缩尾处理并重新评估“宽带中国”示范城市政策对共同富裕的影响,结果见表 6 第(5)列。可以发现,“宽带中国”政策对共同富裕的估计系数仍显著为正,一定程度上表明前文研究结论是稳健的。

(2)改变样本。相较于普通地级市,直辖市的经济规模较大,相关变量的数值普遍远高于普通地级市,这可能导致回归分析结果出现一定的偏差。由此,本文用剔除北京市、天津市、上海市、重庆市后的城市样本重新进行回归,结果见表 6 第(6)列。可以发现,核心解释变量估计系数仍在 1%的水平上显著,即在剔除 4 个直辖市后的其他普通地级市中实施“宽带中国”政策仍可以显著推动共同富裕发展,与基准回归结果一致。

(3)排除同期政策干扰。在 2009~2021 年样本期内,千兆城市等政策与本文有一定的相关性,也可能干扰本文的基准回归结果。为此,本文在基准回归中增加是否属于千兆城市的虚拟变量,重新评估“宽带中国”示范城市的政策效果,估计系数见表 6 第(7)列。结果显示“宽带中国”政策的估计系数仍

显著为正,而千兆城市政策的估计系数不显著,由此再次得证。
说明共同富裕是受“宽带中国”政策影响,研究结论

表 6 稳健性检验结果

变量	PSM-DID		工具变量法		对被解释变 量缩尾处理	剔除 4 个 直辖市	排除同期 政策干扰
	(1)	(2)	(3)	(3)	(5)	(6)	(7)
<i>Policy</i>	0.554*** (14,400)	0.198*** (5,360)	2.145*** (3,350)	0.273*** (10,730)	0.260*** (9,460)	0.289*** (9,880)	0.482*** (4,830)
<i>IV</i>	—	—	−9.150e−10*** (−6.400)	—	—	—	—
千兆城市	—	—	—	—	—	—	0.050 (0.470)
常数项	2.122*** (131,250)	−4.530*** (−10,470)	2.194*** (7,090)	2.382*** (11,340)	0.412* (1,730)	−0.239 (−0,950)	2.087*** (204,440)
控制变量	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
调整的 <i>R</i> ²	0.093	0.298	0.513	0.515	0.222	0.223	0.032
观测数	2302	2302	3692	3692	3692	3640	3692

(四)异质性分析

1.城市等级异质性

鉴于各地区在经济发展水平、资源条件等方面存在的差异,数字基础设施建设的共同富裕效应可能会存在区域差异性。因此,本文参照蒋仁爱等(2023)^[38]将样本城市分为四个类别进行深入分析:超大型城市、特大城市、大城市以及中小型城市,旨在探究“宽带中国”示范城市的创建对不同区域共同富裕发展的差异化影响。

表 7 中第(1)、(2)列报告了“宽带中国”示范城市政策实施对超大型城市和大城市共同富裕发展影响的估计系数,可以看出,在超大型城市组,核心解释变量的估计系数并不显著,而在特大城市组,核心解释变量的估计系数为 0.279,且在 5%的水平上显著。第(3)、(4)列展示了创建“宽带中国”示范城市对大城市以及中小型城市共同富裕发展影响的估计系数。结果显示,相较于大型城市,“宽带中国”示范城市政策的实施对大城市以及中小型城市影响的估计系数更大,也更为显著,表明数字基础设施对特大城市的共同富裕边际效应显著降低,与实际情况相符。原因可能在于超大型城市大数据、物联网等数字基础设施“硬件”相对完善,使得超大型城市共同富裕物质基础较高,因此,创建“宽带中国”示范城市对超大型城市共同富裕发展的边际贡献较低;而大城市和中小型城市原先的数字基础设施布局相对薄

弱,创建“宽带中国”示范城市能对当地共同富裕发展带来较高的边际贡献。

2.地理区位异质性

本文进一步将样本划分为东部和中西部两个区域进行考察。从表 7 第(5)、(6)列结果看,该政策可显著提高中西部地区城市共同富裕水平,但对东部地区共同富裕发展的促进作用不显著。这可能是由于东部沿海地区活跃的经济在发展过程中出现马太效应导致“做大蛋糕”而未“分好蛋糕”,只实现了“先富”而未做好“带后富”。尽管中西部地区的经济发展稍落后于东部,但随着中部崛起和西部大开发等战略的落实,中西部地区在快速追赶的同时也处理好效率和公平的关系,使得数字红利充分发挥,敦促全民共同富裕实现。此外,中西部地区较多为等级较低的城市,其数字基础设施建设对共同富裕的作用力和显著度都更强一些,与前文城市等级异质性结果相一致。

(五)作用机制检验

由假设 H2 和 H3 可知,数字基础设施可以通过数字鸿沟缩小效应、经济韧性增强效应两个传导机制对共同富裕产生间接影响。因此,本文构建如下模型进行作用机制检验:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$
$$COM_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

其中, M 代表数字鸿沟(DDI) 和经济韧性(RES), β_1 、 γ_2 分别表示数字鸿沟和经济韧性的间接中介效应, γ_1 代表数字鸿沟指数缩小和经济韧性增强角度下数字基础设施赋能共同富裕的直接效应,式(1) 主回归模型中 α_1 表示数字基础设施建设水平对共同富裕的总效应,在 α_1 显著的基础上,若

β_1 、 γ_1 、 γ_2 均显著,则 M 存在部分中介效应;若 γ_1 不显著,则为完全中介效应;若 β_1 、 γ_2 至少一个不显著,则进行 Bootstrap 检验,检验通过则表示存在部分中介效应。 X 表示控制变量,其余变量与基准模型一致。

表 7 异质性回归结果

变量	城市等级异质性				地理区位异质性	
	超大型城市 (1)	特大城市 (2)	大城市 (3)	中小型城市 (4)	东部 (5)	中西部 (6)
<i>Policy</i>	0.112 (0.720)	0.279** (2.620)	0.328*** (7.050)	0.347*** (9.210)	0.039 (0.800)	0.117** (3.770)
常数项	13.950*** (5.580)	1.457 (1.310)	−0.762 (−1.540)	0.296 (1.150)	4.169*** (8.340)	1.826*** (6.370)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
调整的 R^2	0.3480	0.159	0.092	0.216	0.481	0.385
观测数	91	182	1053	2366	1200	2492

1.数字鸿沟缩小效应

表 8 报告了模型的回归结果。根据数字鸿沟缩小效应回归结果,第(2)列核心解释变量的估计系数在 1% 的显著性水平下为负,表明数字基础设施建设有利于缩小数字鸿沟。第(3)列数字鸿沟对共同富裕的回归系数在 1% 的水平下显著,且系数为 $-1.183(\gamma_2)$,由此计算出中介效应值为 $0.051(\beta_1 \times \gamma_2)$ 。上述结果表明,数字基础设施建设对共同富裕的影响存在通过缩小数字鸿沟推进共同富裕的间接作用机制,结合基准估计值 $0.271(\alpha_1)$ 可知,数字鸿沟的中介效应占总效应的比重为 $23.2\%(\beta_1 \gamma_2 / \alpha_1)$ 。这说明数字基础设施能缩小数字鸿沟并对共同富裕发展起到正向影响,存在部分中介效应,这与王军(2023)等^[29]的研究结论一致,假设 H2 得以验证。分维度来看,数字鸿沟对物质富有的回归系数值为 -3.251 ,中介效应值为 0.140 ,中介效应占总效应的比重为 14.4% 。经济韧性对精神富足的总效应 γ_1 显著为正, β_1 、 γ_2 至少一个不显著,经 Bootstrap 检验发现间接效应 β_1 、 γ_2 均在 1% 的水平下显著为正($P=0.002$, $P=0.000$),这意味着数字基础设施建设有利于缩小数字鸿沟,进而促进精神生活共同富裕的实现,假设 H2 得以验证。

2.经济韧性增强效应

表 8 第(6)列结果显示,核心解释变量的估计系数在 1% 的显著性水平下为正,说明“宽带中国”政

策实施显著增强了经济韧性。第(7)列的回归结果显示,核心解释变量的估计系仍显著为正,而经济韧性对共同富裕的回归系数在 1% 的显著性水平下为 0.258 ,由此计算出中介效应值为 $0.0116(\beta_1 \times \gamma_2)$,经济韧性增强的中介效应占总效应的比重为 $4.64\%(\beta_1 \gamma_2 / \alpha_1)$ 。进一步地,经济韧性对物质富有的回归系数值为 0.664 ,中介效应值为 $0.044(\beta_1 \times \gamma_2)$,中介效应占总效应的比重为 $16.25\%(\beta_1 \gamma_2 / \alpha_1)$ 。在经济韧性对精神富足的总效应 γ_1 显著为正的基础上, β_1 显著、 γ_2 不显著,经 Bootstrap 检验发现间接效应 β_1 、 γ_2 均在 1% 的水平下显著为正($P=0.000$, $P=0.000$),部分中介效应存在。假设 H3 得证。

六、进一步分析

数字基础设施建设有助于加快信息知识和数字技术的传播,这不仅会提升本地物质富有、推动精神富足,还可能对临近地区城市产生空间溢出效应。那么这种空间溢出效应究竟是“先富带后富”的示范效应? 还是“少数人的共同富裕”? 为了检验“宽带中国”政策对临近城市共同富裕的空间溢出效应,本文参考 Sunak 等(2016)^[39]的研究,建立如下空间双重差分模型:

$$\begin{aligned} Com_{it} = & \omega_0 + \rho WCom_{it} + \omega_1 Policy_{it} \\ & + \omega_2 WPolicy_{it} + \omega_3 X_{it} + \omega_4 WX_{it} \\ & + \varphi_i + \mu_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \tag{6}$$

其中, ρ 为空间自相关系数, W 为空间权重矩阵。 X 表示控制变量,其余变量与基准模型一致。

本文引用地理距离权重矩阵,全面揭示数字基础设施与共同富裕的空间关系。

表 8 机制分析检验结果

变量	数字鸿沟缩小效应					经济韧性增强效应			
	(1) COM	(2) DDI	(3) COM	(4) MI_COM	(5) SI_COM	(6) RES	(7) COM	(8) MI_COM	(9) SI_COM
Policy	0.271 *** (9.210)	-0.043 *** (-15.970)	0.219 *** (7.230)	0.567 *** (13.740)	0.084 * (1.820)	0.008 *** (4.950)	0.258 *** (8.970)	0.664 *** (16.610)	0.136 *** (4.410)
DDI	—	—	-1.183 *** (-6.320)	-3.251 *** (-12.740)	-0.050 (0.250)	—	—	—	—
RES	—	—	—	—	—	—	1.441 *** (4.440)	5.506 *** (12.390)	-0.259 (-0.750)
常数项	-0.123 (-0.480)	0.094 *** (4.050)	-0.010 (-0.040)	-0.680 * (-1.970)	0.288 (1.080)	0.010 (0.730)	-0.137 (-0.540)	-1.038 *** (-3.010)	0.296 (1.110)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
调整的 R^2	0.142	0.120	0.153	0.327	-0.052	-0.054	0.147	0.326	-0.052
观测数	3692	3692	3692	3692	3692	3692	3692	3692	3692

(一)空间相关性检验

相较于传统双重差分法,空间双重差分可以解决政策效应的空间溢出问题。首先,由表 9 数据可见,全局 $Moran's I$ 指数均在 1% 的水平上显著为正,表明共同富裕在空间维度上存在正相关性。其次,LM 检验、Wald 检验、LR 检验、Hausman 检验等的检验结果均拒绝空间杜宾双重差分模型(SDM-DID)可以退化为空间滞后双重差分模型(SLM-DID)和空间误差双重差分模型(SEM-DID)的假设,因此最终选择空间杜宾模型(SDM)展开分析。为保证结论稳健,文章仍然列示了空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)的估计结果(表 10)。同时,考虑到空间计量模型中简单的点估计系数对分析空间溢出效应存在误差,我们将采用偏微分方法,基于公式(6)对空间效应进行分解。

表 9 空间相关性检验

年份	$Moran's I$	Z 值	P 值	年份	$Moran's I$	Z 值	P 值
2009	0.151	4.945	0.000	2016	0.191	6.072	0.000
2010	0.113	3.928	0.0001	2017	0.241	7.634	0.000
2011	0.151	4.865	0.000	2018	0.277	8.748	0.000
2012	0.116	3.769	0.0002	2019	0.272	8.631	0.000
2013	0.232	7.422	0.000	2020	0.211	6.680	0.000
2014	0.202	6.442	0.000	2021	0.237	7.528	0.000
2015	0.212	6.817	0.000				

(二)空间溢出效应检验

为全方位分析空间溢出效应,本文采用双重差分方法和 SDM、SAR 和 SEM 等不同模型结合下的各变量估计系数,采用地理距离权重矩阵的结果见表 11。核心解释变量宽带中国政策的实施能显著促进本地共同富裕。

从表 11 的回归结果来看,考虑空间溢出效应后,Policy 的系数仍在 1% 的统计水平下显著为正,进一步表明基准结论是稳健的。空间自相关系数也显著为正,说明城市共同富裕存在明显的正向空间关联。将效应分解后发现,“宽带中国”试点政策促进共同富裕的本地效应(直接效应)为 0.0320,来自临近城市的空间溢出效应(间接效应)为 0.248,总效应为 0.280,且三者的系数均在 1% 的统计水平下显著为正。结果显示,间接效应显著为正且大于直接效应,说明数字基础设施建设对邻近城市的溢出效

应大于对本地区的溢出。因此,数字基础设施建设对共同富裕存在空间溢出效应。从共同富裕分维度来看,物质生活富足结果与共同富裕结果大致相同,说明数字基础设施建设不仅具有显著的本地物质共同富裕,而且会对临近城市较强的正向空间溢出效应,带动相邻城市物质生活富足水平提高。精神生

活富足的溢出效应并不显著,原因可能在于本文选取衡量精神文化生活共同富裕指标(表 1),如人均拥有公共图书馆藏书量、博物馆机构数、高等学校平均在校学生数、互联网端口接入数等更多是受本地数字基础设施影响更大,故而没有明显的空间溢出效应。

表 10 面板空间双重差分模型基准回归结果

变量	DID (1)	SDM-DID (2)	SAR-DID (3)	SEM-DID (4)
<i>Policy</i>	0.271*** (9.210)	0.070** (2.640)	0.157*** (6.290)	0.034 (1.260)
<i>W * Policy</i>	—	0.431*** (8.970)	—	—
<i>rho</i>	—	0.543*** (26.680)	0.588*** (30.360)	0.123*** (4.140)
<i>lambda</i>	—	—	—	0.182*** (6.090)
<i>sigma2_e</i>	—	0.184*** (40.740)	0.185*** (40.730)	0.161*** (42.860)
常数项	−0.123 (−0.480)	0.550** (2.590)	−0.012 (−0.060)	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald SAR	14.530**			
Wald SEM	18.410***			
调整的 <i>R</i> ²	0.209	0.234	0.187	0.024
观测数	3692	3692	3692	3692

表 11 空间效应分解

变量	地理距离权重矩阵					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>COM</i>	<i>MI_COM</i>	<i>SI_COM</i>	<i>COM</i>	<i>MI_COM</i>	<i>SI_COM</i>
<i>Policy</i>	0.054* (0.026)	0.347*** (0.030)	0.077** (0.032)	0.026*** (0.027)	0.203*** (0.032)	0.068*** (0.033)
<i>W * Policy</i>	1.855*** (0.373)	4.767*** (0.437)	0.610 (0.461)	0.206*** (0.060)	0.584*** (0.072)	0.0637 (0.072)
<i>rho</i>	0.898*** (0.028)	0.953*** (0.013)	0.0319 (0.150)	0.172*** (0.030)	0.456*** (0.024)	−0.010 (0.032)
直接效应	0.129*** (0.040)	0.785*** (0.163)	0.078** (0.033)	0.032*** (0.028)	0.257*** (0.034)	0.070** (0.034)
溢出效应	20.620** (8.290)	122.100*** (0.163)	0.637 (0.489)	0.248*** (0.073)	1.188*** (0.130)	0.062 (0.074)
总效应	20.750** (8.320)	122.900*** (45.460)	0.715 (0.490)	0.280*** (0.079)	1.445*** (0.142)	0.132* (0.078)
控制变量	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
调整的 <i>R</i> ²	0.166	0.258	0.035	0.008	0.177	0.0004
观测数	3692	3692	3692	3692	3692	3692

(三)示范推广效果评估
评估“宽带中国”战略是否能够有效且持续地推

动全民共同富裕的实现,是衡量该政策实施成效的关键维度之一。为了精准捕捉并量化“宽带中国”政

策的推广效果,本文遵循了种照辉等(2022)^[40]的研究方法,采取了分阶段、分批次的分析策略评估政策效果的动态变化。换言之,通过将样本划分为 2009~2014、2009~2015、2009~2019 三个批次,分别将各批次的示范城市虚拟变量与时间虚拟变量相乘得到交互项 $Policy \times Group$ 。如表 12 所示,随着示范政策向外部推广,初期政策效果不显著,原因可能在于政策效应发挥的滞后性,后续年份从交互项的系数及其显著性来看均呈现出上升趋势,这表明“宽带中国”示范政策具有显著的推广效应。由此,假设 H4 得证。

表 12 “宽带中国”政策推广效果评估

变量	(1) COM	(2) COM	(3) COM
$Policy \times Group$	0.146 (1.580)	0.228 *** (4.150)	0.305 *** (10.220)
控制变量	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
调整的 R^2	0.042	0.028	0.136
观测数	1704	1988	3142

七、研究结论与政策建议

(一)结论

本文在理论分析的基础上,基于 2009~2021 年中国 284 个城市的平衡面板数据,实证检验了数字基础设施建设对共同富裕的促进作用,揭示了其影响的传导机制及异质性,并进一步探究了数字基础设施助力共同富裕的空间溢出效应和示范推广效应。主要结论如下:(1)数字基础设施建设能显著推动共同富裕。数字基础设施建设能通过缩小数字鸿沟和增强经济韧性驱动共同富裕实现,是新时代物质和精神都富裕目标实现的重要驱动力,内生性和稳健性检验均表明这一结果稳健。(2)数字基础设施对共同富裕的影响具有异质性。城市等级异质性检验发现数字基础设施对超大型城市共同富裕作用系数不显著,其作用力随着城市等级的降低逐渐增强;地理区位异质性检验发现数字基础设施对东部地区共同富裕影响不显著,但对中西部地区的共同富裕作用显著。(3)数字基础设施的空间溢出效应及“宽带中国”政策的示范推广效应能增强全民共同富裕发展,能使得“先富带后富”从而更有助于共同富裕目标的实现。

(二)建议

根据上述结论,为充分发挥数字基础设施赋能

共同富裕的红利优势,本研究提出如下政策建议:

第一,加大数字基础设施布局建设。将数字基础设施建设纳入共同富裕政策框架,确保其在政策层面的重视与支持。地方政府需结合当地比较优势加强政策供给和制度保障。在当前阶段,东部地区应侧重于数字基础设施的迭代升级,集中力量攻克关键领域“卡脖子”难题,打造数字经济先行区和示范区;中西部地区则应抢抓政策机遇,积极有序地推进当地基础设施布局,避免低水平重复建设。此外,有关部门还应坚持以中长期规划为引领,适度超前地部署新一代超算、人工智能等前沿科技领域,为数字技术的深度应用奠定坚实基础,从而有效推动共同富裕目标的实现。

第二,加强数字基础设施均衡发展。通过制度鼓励和财政倾斜促进数字化进程欠发达地区数字基础设施建设快速发展,充分发挥其缩小数字鸿沟和增大经济韧性在赋能共同富裕中的中介效应。具体而言,对于东部地区,政策要聚焦于持续优化其数字基础设施建设,并着力弥补其中存在的短板,以期最大化地发挥数字基础设施对共同富裕提升的效能。而对于中西部地区,则着重于推动数字基础设施向基层下沉,消除数字技术接入障碍,确保数字红利能够广泛惠及农村及偏远地区,从而实现发展成果的普遍共享与普惠效应,进一步促进区域经济的均衡与可持续发展。

第三,加深数字基础设施的协同发展。一方面,为最大化发挥数字基础设施建设的空间溢出效应和政策示范效应,要积极探索跨区域数字基础设施布局的创新模式,通过组织专业团队,借助大数据、人工智能等先进数字技术,精准分析并打破阻碍区域共同富裕的壁垒,从而实现各区域间数字基础设施的无缝连接与高效协同;另一方面,推动数字基础设施相关政策向高度动态化、精细化与差异化方向调整,搭建智能化政策评估与调整系统,实时跟踪各城市数字基建与经济发展状况,以智能化引导城市间的协同演进与专业化分工合作,进而提振整体经济发展的品质内涵与综合效能,引领经济体系向更高层次、更高质量的发展阶段跨越。

参考文献:

[1]夏杰长,刘诚.数字经济赋能共同富裕:作用路径与政策设计[J].经济与管理研究,2021(9).
[2]裴尔洁,张治栋.数字基础设施建设对经济高质量发展的影响——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].华东经济管理,2024(2).

[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[J].技术经济,2022(1).

[4]张杰,孔心敏.数字基建对城乡基本公共服务均等化的影响研究——来自“宽带中国”准自然实验的证据[J].管理学刊,2024(4).

[5]张国胜,李文静.矫正效应还是加剧效应——数字基础设施对产业结构与就业结构“失衡”的影响[J].中国人口科学,2022(6).

[6]逯海勇,宋培,李琳,等.数字基础设施与国内市场一体化——对加快建设国内统一大市场的启示[J].南方经济,2023(12).

[7]李实.共同富裕的目标和实现路径选择[J].经济研究,2021(11).

[8]韩亮亮,彭伊,孟庆娜.数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕——基于我国省际面板数据的经验研究[J].软科学,2023(3).

[9]刘培林,钱滔,黄先海,等.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J].管理世界,2021(8).

[10]陈丽君,郁建兴,徐依娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究,2021(4).

[11]胡鞍钢,周绍杰.2035 中国:迈向共同富裕[J].北京工业大学学报(社会科学版),2022(1).

[12]贺立龙,刘丸源.共同富裕与现代化视域下的乡村振兴、城乡融合与区域协调发展研究[J].政治经济学评论,2023(3).

[13]张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019(8).

[14]牛丽娟.数字金融、技术创新与共同富裕[J].统计与决策,2023(10).

[15]尹西明,陈泰伦,金珺,等.数字基础设施如何促进区域高质量发展:基于中国 279 个地级市的实证研究[J].中国软科学,2023(12).

[16]闫绪娟,郭伟.数字基础设施如何影响区域经济韧性? [J].现代经济探讨,2023(10).

[17]袁航,朱承亮.数字基础设施建设加速中国产业结构转型升级了吗? ——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].经济问题探索,2022(10).

[18]邓荣荣,吴云峰.有福同享:城市数字基础设施建设与经济包容性增长[J].上海财经大学学报,2023(1).

[19]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[J].河北经贸大学学报,2022(6).

[20]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? [J].学习与实践,2023(12).

[21]王琴,李敬,丁可可,等.数字基础设施、要素配置效率与城乡收入差距[J].统计与决策,2023(9).

[22]刘娜,肖文琛.城市数字经济对共同富裕的影响机制及作用效果[J].统计与决策,2023(19).

[23]沈文玮.数字技术促进共同富裕的内在机理与实践路径研究[J].政治经济学评论,2022(6).

[24]李实,陈基平,滕阳川.共同富裕路上的乡村振兴:问题、挑战与建议[J].兰州大学学报(社会科学版),2021(3).

[25]李欣珏,管秋俐,李文静.数字基础设施促进生产率增长的网络外溢效应——来自“增量提质”的双重视角[J].产业经济研究,2023(3).

[26]聂长飞,陈志,冯苑.城市数字基础设施建设与经济高质量发展[J].经济问题,2023(10).

[27]李琬,张国胜.跨越“数字鸿沟”的数字基础设施建设供给政策研究[J].当代经济管理,2022(11).

[28]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(8).

[29]王军,罗茜.数字经济影响共同富裕的内在机制与空间溢出效应[J].统计与信息论坛,2023(1).

[30]Martin R.Regional economic resilience,hysteresis and recessionary shocks[J].Journal of Economic Geography,2012(1).

[31]曹瑞丽,贺晓峰.数字基础设施、技术创新与城市经济韧性[J].现代管理科学,2023(6).

[32]Anselin L.Spatial econometrics:Methods and models[M].Whitefish:Kluwer Academic,1988.

[33]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).

[34]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(4).

[35]张佩,孙勇.信息基础设施与融合基础设施协同发展的空间格局及影响因素[J].经济问题探索,2022(10).

[36]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(5).

[37]Nunn N.,Qian N.Us food aid and civil conflict[J].American Economic Review,2014(6).

[38]蒋仁爱,杨圣豪,温军.高铁开通与经济高质量发展——机制及效果[J].南开经济研究,2023(7).

[39]Sunak Y.,Madlener R.The impact of wind farm visibility on property values:A spatial difference-indifferences analysis[J].Energy Economics,2016(5).

[40]种照辉,高志红,覃成林.创新型城市建设的区域协同创新效应研究[J].西部论坛,2022(6).

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com