

# 数字基础设施如何重塑“中心-外围”经济地理格局？

## ——“距离衰减法则”的消解

### 作者信息：

**钞小静**，西北大学中国西部经济发展研究院核心成员，西北大学经济管理学院教授、博士生导师，陕西宏观经济与经济增长质量协同创新研究中心首席专家。入选教育部“新世纪优秀人才支持计划”、陕西省高层次人才特殊支持计划、陕西省“三秦学者”创新团队支持计划、陕西省普通高校青年杰出人才支持计划和陕西高校人文社会科学青年英才支持计划。长期围绕数字经济与高质量发展问题进行研究，在《经济研究》《数量经济技术经济研究》《经济学动态》等国内外一流权威学术期刊发表论文 70 余篇，被《新华文摘》《中国社会科学文摘》《人大报刊复印资料》转载或索引 30 余篇，其中作为第一作者发表的论文累计被引次数达 4000 余次，单篇最高被引 1008 次；以独立作者身份出版专著 3 部，以主编身份出版专著 10 余部；主持科研项目 10 余项，其中国家社科基金项目 4 项；获得陕西省哲学社会科学优秀成果奖一等奖、西安市社会科学优秀成果一等奖、“洪银兴”经济学奖等奖励 20 余项，多项成果获得省部级以上领导批示。

**王灿**，西北大学经济管理学院西方经济学专业研究生。研究方向：数字经济；经济高质量发展。

**薛志欣（通讯作者）**，西北大学经济管理学院西方经济学专业研究生。以数字经济为研究方向，在《数量经济技术经济研究》《经济科学》等国内外一流重要学术期刊发表相关论文，作为核心成员参与教育部重点研究基地重大项目、国家社会科学基金项目等省部级及以上课题 7 项；参与撰写《我国要素收入分配结构对经济增长质量的影响及其调整对策研究》《中国经济增长质量报告》《中国西部发展报告》等学术著作 8 部；获得 2022 年西安市哲学社会科学三等奖、2019 年陕西外国经济学会一等奖、2021 年西北大学“何炼成”奖等奖项。

通讯地址：陕西省西安市长安区学府大街 1 号西北大学长安校区

联系电话：13572810144；电子邮箱：[xuezhixin0106@163.com](mailto:xuezhixin0106@163.com)

**基金项目**：教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“西部地区数字经济与实体经济的融合路径与政策”（22JJD790063）。

# 数字基础设施如何重塑“中心-外围”经济地理格局？

## ——“距离衰减法则”的消解

**内容提要：**从传统基建转向数字基建，作为数字经济时代的公共品，数字基础设施普及会对区域经济地理格局产生新的冲击？基于“距离衰减法则”的视角，本文分析数字基础设施影响“中心-外围”经济地理格局的内在机制，并手工收集整理我国4G基站分布数据，以4G开通作为准自然实验构建GDID模型进行实证检验。本文研究发现：总体上，数字基础设施具有渗透性和外部性，可以产生知识溢出效应和市场整合效应，知识溢出的传导效应高于市场整合，缩小了“中心-外围”城市经济差距；基于空间距离异质性的考察发现，数字基建产生的知识溢出效应打破传统的“距离衰减法则”，促进了远距离中心城市地区经济发展；但是数字基建形成的市场整合效应依然伴随着距离“衰减”，阻碍了近距离中心城市地区经济发展。在理论层面上，本文研究揭示了在技术赋能下的数字基础设施消解了“距离衰减法则”，虹吸效应和涓滴效应在空间层面走向分离而不是综合，形成的数字经济地理格局是对传统“中心-外围”经济地理格局的结构调整。在现实层面上，本文研究表明数字基础设施普及一方面可以普惠欠发达地区发展，输入现代化、数字生产要素，另一方面可以促进经济在“集聚中走向平衡”，做到了区域经济协调发展的公平与效率统一。

**关键词：**数字基础设施；距离衰减法则；“中心-外围”经济地理格局

## 一、引言

党的二十大报告指出，要加快建设数字中国，优化基础设施布局。数字基础设施是发展数字经济的基础支撑，完善的数字基础设施能够促使数字技术更加快速地扩散到各种应用场景，能够推动数据要素更加全面地融合到经济运行全过程。《数字中国建设整体布局规划》强调，数字基础设施高效联通是数字中国建设的首要任务。近年来，我国加快推进数字基础设施的普及，全国所有地级市城区、超过97%的县城城区和40%的乡镇镇区实现5G网络覆盖，建成了世界一流、质优价廉的全球规模最大的数字信息通信网络，并超前部署了大数据、物联网、人工智能等新型数字基础设施建设。<sup>①</sup>作为公共品，交通基础条件改善也会引导经济资源和经济活动的空间转移，改变区域经济空间分布结构和格局，与此同时，进入数字经济时代，数字技术渗透到生产、流通、消费、分配等经济社会活动各个环节，也对区域经济地理格局产生新的冲击。那么，作为数字技术赋能的公共品——数字基础设施对区域地理地

<sup>①</sup> 数据来源：2021年11月16日工业和信息化部召开《“十四五”信息通信行业发展规划》新闻发布会。

理格局产生什么影响？内在机制是什么？有何异质性影响？

经济活动在空间的分布是高度不均衡的，新经济地理理论（Krugman, 1991）指出，由于规模报酬递增存在，伴随着市场开放度提升，要素会逐渐集聚到中心发达城市，形成“中心-外围”式经济地理格局，区域经济差距不断扩大。改革开放以来，中国区域经济发展在不同空间尺度下表现出“中心-外围”式经济地理格局，沿海发达城市的集聚经济优势不断提升，而内陆城市则成为发展相对落后的外围城市（许政等，2010）；区域内中心城市首位度不断提升，外围城市人力、物力和财力资源不断流失，发展相对缓慢（张航和丁任重，2020）。中心城市形成的集聚经济优势，可以提升经济发展效率（陆铭，2017），但是会对外围城市形成“虹吸效应”，拉大区域经济发展的不平衡，损失了经济发展的公平（张航和丁任重，2020）。在数字经济时代背景下，深入考察数字基础设施建设如何影响我国区域经济地理格局，是否会进一步极化“中心-外围”城市经济差距，有助于更全面地评估我国未来基础设施建设的合理性，更有效地发挥基础设施对于数字经济的底层支撑作用，更深入地理解基础设施与区域经济地理格局之间的新机制。

考察“中心-外围”经济地理格局形成机制，不可忽视地理距离的因素。早期关于区域经济差距的研究，Perroux（1950）、Hirschman（1958）在不平衡增长理论中提出，发达地区经济增长会对欠发达地区产生虹吸效应或涓滴效应两种相反作用力。随后，相关学者从知识溢出效应、本地市场效应等角度对涓滴和虹吸效应进行刻画，论证地区经济差距能否走向收敛，但是并没有得到一致结论（Barro and Sala-I-Martin, 1992; Krugman, 1991）。根据经济地理学第一定律，由于空间“非中性”特征，地区间的相互影响与相互间的距离呈反比，也就是“距离衰减法则”。由于“本地知识溢出效应”，中心发达城市产生的知识溢出效应被区位锁定且伴随距离衰减，很难普惠到外围欠发达地区，反而加剧了空间经济的不均等（Martin & Ottaviano, 1999; Keller, 2004; Andersson et al., 2021）；同时由于“本地市场效应”，中心城市边缘地带虽然更加容易接受本地知识溢出，但是受到虹吸效应影响更大，形成集聚下的阴影（Fujita et al., 2001; Hodgson, 2018 张晶和陈海山, 2022），最终区域经济差距走向发散，形成“中心-外围”区域经济地理格局（Krugman, 1991）。

区别于传统基础设施，技术赋能的数字基础设施形成的“虚拟连接”打破了地理距离限制，为欠发达地区输入现代化、数字化的生产要素。事实上，2013-2018年间贵州等中西部省份数字经济发展的年均增长率高达25%左右，其大数据、电子信息等特色数字产业得到快速发展（王军等，2021）。电商、直播带货等新兴数字业态在中心城市的边缘地带也蓬勃发展，2021年中国农村网络零售额达到2.05万亿元，同比增长11.3%<sup>①</sup>，有效带动了欠发达

<sup>①</sup> 数据来源：国家统计局历年《国民经济和社会发展统计公报》，以及商务部发布的历年《中国电子商务报告》。

地区的经济发展（王奇等，2021；秦芳等，2022）。基于以上理论梳理和典型事实，本文拟探讨我国数字基础设施影响“中心-外围”过程中消解地理距离限制的内在机制，分析其对区域经济地理格局调整的独特作用，并利用我国4G基站分布数据，构建广义双重差分模型（GDID）进行实证检验。

本文认为，数字基础设施不仅具有连接市场的外部性，还具有知识创新生产与溢出的渗透性。实证检验结果表明，我国数字基础设施建设产生的知识溢出效应高于市场整合效应，从而在总体上缩小了“中心-外围”城市间经济差距。基于空间距离异质性的考察发现，数字基础设施可以有效打破中心城市的知识垄断并降低知识传输的边际成本，消解了知识溢出的“距离衰减法则”，为远离中心城市的欠发达地区发展提供新的可能；但是数字基础设施产生的市场整合效应却呈现依“中心城市距离”效应递减，中心城市的边缘地带生产要素依然会向中心城市集聚。在理论层面上，本文研究揭示了不同的空间距离范围内，数字基础设施对区域经济发展产生影响是非对称的而非综合效果，涓滴效应和虹吸效应的作用力会随着距离而分离，数字基础设施形成的数字经济地理格局对传统“中心-外围”经济地理格局进行了结构性调整。在现实层面，数字基础设施既能打破距离限制为远离中心城市的落后地区提供更多数字化、现代化发展要素（洪银兴，2022），又能促进城市边缘的区域市场整合实现在“集聚中走向平衡”（陆铭和李鹏飞，2022），促进了区域经济协调发展。

本文可能的创新之处主要有：第一，本文将研究维度从传统交通基础设施进一步拓展到数字基础设施。已有文献主要聚焦于高铁、高速公路等传统交通基础设施对区域经济地理格局的影响（Baum-Snow, 2010; Faber, 2014; 刘冲等, 2019）。本文立足于我国基础设施投资从传统基建转向新型基建的现实背景，挖掘数字基础设施所具有的独特属性，探讨其影响区域经济差距的内在机制以及对区域经济地理格局的重塑作用，在研究维度上实现从“传统”到“新型”的拓展。

第二，本文尝试探讨数字基础设施塑造的数字经济地理格局新形态。与本文直接相关的理论讨论是互联网等信息基础设施能否重塑“中心-外围”的经济地理格局。一些研究认为互联网降低了区际“冰山”运输成本，增加了企业选址自由，产业布局将呈现分散趋势，由此惠及外围地区经济发展（Goolsbee, 2000; Choi et al., 2006; 安同良和杨晨, 2020; 郭峰等, 2023）。但也有研究发现，由于信息资源的非均匀分布，中心城市的集聚优势和互联网的网络效应会相互强化，导致中心-外围城市的经济活动空间不平衡进一步拉大（Katz & Shapiro, 1985; Paunov & Rollo, 2016; 张杰等, 2022）。已有研究忽视了距离因素在区域经济地理格局塑造中的关键作用。本文基于距离因素在空间经济地理格局塑造中的关键作用，揭示了数字基础设施产生的涓滴效应和虹吸效应会随着距离而分离，对不同区位的经济

发展产生非对称影响，数字基础设施形成的数字地理格局对传统“中心-外围”经济地理格局进行了结构性调整。

第三，本文关注到数字基础设施作为公共品可能产生的分配效应，补充了关于数字技术带来“不平等”问题的研究，深化了对中国式“基础设施建设”独特优势的认识。近年来，数字经济发展虽然带来巨大的“红利”，但是引发的不平等也日益突出，尤其是现阶段我国既要做强做优做大数字经济，又要扎实推进共同富裕，着力解决发展不平衡不充分问题，需要格外关注。已有文献分别从人工智能对劳动力市场冲击（Acemoglu & Restrepo, 2018），数字普惠金融、农村电商对落后地区发展（张勋等，2019；邱泽奇和乔天宇，2021）等方面作了初步的探讨。本文聚焦数字基础设施对区域经济差距的影响，揭示了我国数字基础设施建设可以有效打破数字鸿沟，消解空间距离限制，促进区域经济协调发展，再次彰显我国在基础设施建设中的独特优势。

## 二、理论分析与研究假说

数字经济时代，由于网络外部性的存在，空间经济活动的不可分性被进一步强化，因此推进不同地区协同迈入数字经济新形态，需要打通信息“大动脉”，发挥基础设施的互联互通和底层支撑的作用。数字基础设施是由5G、大数据、工业互联网等通用数字技术迭代升级为驱动，为地区数字经济发展提供融合渗透、网络互联、数字转型等公共服务的基础设施体系（钞小静等，2019；郭凯明等，2020）。除具有公共性、强外部性等基础设施的一般特征外，数字基础设施最突出的特点是技术赋能，并由此衍生出一系列的新技术经济特征。一方面，作为公共品，数字基础设施构建的“虚拟”网络体系，消解传统空间距离的阻碍，强化了不同空间经济活动的联动，具有连接性；另一方面，作为通用技术（GPT），数字基础设施普及作为底层支撑，有效削弱不同地区使用数字技术的门槛，促进技术扩散和知识溢出，具强渗透性。接下来，本文立足于数字基础设施的新内涵特征，分析其影响区域经济格局的新机制。

### （一）数字基础设施影响“中心-外围”城市间经济差距的内在机制

作为公共品的有机组成部分，数字基础设施能够克服物理时空的限制，有效改善生产要素和产品的空间可达性，加强经济活动的地区关联度。区域间市场开放的阻碍主要包括两方面：由信息不对称造成的“隐形”市场交易成本和由地理、制度阻碍造成的“显性”市场交易成本（Anderson & Van Wincoop, 2004）。以5G网络、物联网、云计算等代表的数字基础设施可以实现人、机、物的全面互联，为产品供需双方提供零距离接触平台，显著降低供需双方的信息不完全和信息不对称程度，削弱信息搜寻、匹配及物流等“冰山”贸易成本（Lendle et al., 2016；Goldfarb & Tucker, 2019）。与此同时，数字基础设施构造的虚拟网

络市场可以与线下市场形成互补，有效地打破由于制度性因素形成的市场分割（马述忠和房超，2020；余文涛和吴士炜，2020；白俊红等，2022）。由于中心（发达）地区具有本地市场规模大，享受规模报酬递增的优势，当数字基础设施降低贸易成本并提升市场开放度时，外围欠发达地区的优质生产要素会进一步跨地区迁移到中心（发达）地区，形成虹吸效应从而抑制了外围（欠发达）地区的经济发展，扩大了区域经济差距（Helpman & Krugman, 1985；Krugman, 1991）。

作为一种基础性数字资源和通用目的技术（GPT），数字基础设施的普及能够实现数字技术在区域间的知识溢出，为欠发达地区数字经济发展创造良好的环境。知识溢出是不同主体之间通过互动、交流、交换而产生的超越目标边界的无意识的传播过程，除合作创新平台、知识产权保护等影响因素外，空间阻隔也被视为制约知识溢出的瓶颈（Kerr & Kominers, 2015；Figueiredo et al., 2015）。大数据、云计算等数字基础设施能够实现信息在云服务器中超低延时的高效互通，知识信息的复制、储存以及传输的边际成本接近于零，最大限度地削弱不可编码知识传播的空间局限性（王如玉等，2018；蔡跃洲和马文君，2021）。以工业互联网、物联网等为代表的数字基础设施平台可以使复杂技术相对标准化、模块化，降低了欠发达地区参与生产链所需的“干中学”以及互补技能的数量，从而削弱技术门槛，加快了显性或隐性知识的生产、交流与溢出（江小涓和靳景，2022）。因此，伴随着数字基础设施的普及带来的知识技术的流动和溢出，外围（欠发达）地区通过吸收中心（发达）地区的知识溢出，能够快速掌握新技能、积累新知识，采取“干中学”的方式模仿吸收先进技术，缩短与发达地区的“技术距离”，形成涓滴效应从而缩小区域间经济差距。

假设 1a：数字基础设施可以有效提高区域市场开放度，促进要素流动集聚中心城市，扩大了“中心-外围”城市间经济差距。

假说 1b：数字基础设施能够有效促进知识技术的流动和溢出，赋能外围（欠发达）城市，缩小了“中心-外围”城市间经济差距。

## （二）空间经济地理格局的调整：“距离衰减法则”的消解

当考虑空间距离因素时，“距离衰减法则”在塑造区域经济地理格局中起到关键作用。Martin & Ottaviano（1999）、Baldwin et al.（2001）提出，中心城市的知识溢出存在区位锁定效应，会伴随着距离增加而效应衰减，呈现空间“非中性”特征。另一方面，“中心-外围”的经济地理格局也遵循“距离衰减法则”，中心城市边缘地带虽然更加容易接受本地知识溢出，但是受到虹吸效应影响更大（Hodgson, 2018），因此受到“距离衰减法则”的限制，在传统的“中心-外围”经济地理格局，中心城市与边缘区和外围区的经济差距都是不断扩大的。

当考虑距离因素，数字基础设施带来的市场开放度不能完全突破“衰减法则”中地理距离的限制（Blum & Goldfarb, 2006; Goldfarb & Tucker, 2019; Akerman et al., 2022），因此产生的虹吸效应会随着距离的衰减。一方面，数字网络基础设施对贸易成本各组成部分的影响存在差异，其中运输成本、支付成本、信息甄别成本等贸易成本无法随着虚拟网络联系提高而持续降低，甚至会产生如包裹寄送、线上支付等新的贸易成本，贸易壁垒会弱化但很难消失，数字基础设施对贸易成本的降低作用“边际效应”伴随距离递减（Hortasu et al., 2009; Akerman et al., 2022）。例如，Akerman et al. (2022) 基于挪威企业宽带网络普及为试点研究发现，宽带网络普及使得贸易对地理距离更具有弹性，意味着城市更倾向于地理距离更近的经济体进行贸易。另一方面，在市场贸易活动中，个人偏好的空间相关性、个人社会网络和信任本地倾向等微观因素构成的“本地市场效应”仍然受到距离因素制约，而不能被数字网络的“虚拟”连接所消解（Blum & Goldfarb, 2006; Forman et al., 2009; Agrawal et al., 2015; Goldfarb & Tucker, 2019）。例如，Blum & Goldfarb (2006) 研究发现，受到个人偏好的影响，美国居民会更多选择距离近地区的数字产品和服务，距离产生的“衰减法则”在虚拟产品贸易中依然发挥作用。综上，即使数字基础设施增进了区域间的“虚拟”连接，但是市场开放度和本地市场效应依然遵循“距离衰减法则”，因此产生虹吸效应也主要作用于中心城市的边缘地带。

但是，数字技术在其他方面削弱了距离的作用。在 Martin & Ottaviano (1999)、Baldwin et al. (2001) 构建的知识资本溢出模型中，空间知识溢出具有“本地化”特征主要有以下两方面原因：知识生产的部分竞争性和排他性；知识传播成本伴随距离递增。但是，伴随着数字基础设施的普及，限制性条件均发生改变，依托数据要素形成的知识生产与创新呈现非竞争性和非排他性的特征，传播复制成本趋零（蔡跃洲和马文君，2021；张文魁，2022）。具体而言：首先，基于数字网络平台形成的知识创新生产模式中，知识自生成之时起就同时栖息于多个不同主体，加上比特形式易于在互联网传播的物理特性，极大地增加了知识的扩散范围，形成了知识创新过程中非排他性（Varian, 2018; Jones & Tonetti, 2019）；其次，伴随着数字基础设施的普及，知识数据不仅能够被不同主体在多个场景下同时使用，同时由于网络扩散效应（梅特卡夫法则），被使用后知识（使用）价值不被削弱甚至实现增值，具有非竞争性（Jones & Tonetti, 2019; 熊巧琴和汤珂，2021）；最后，以大数据、云计算为代表的数字基础设施普及使得知识信息的复制、储存以及传输的边际成本接近于零，较为完全的克服知识溢出的空间障碍。也正是由于依托数字技术形成的现代知识生产创新模式具有非竞争性和非排他性，数字基础设施必然要承担公共品的角色。<sup>①</sup>因此相较于传统基建，数字

---

<sup>①</sup> 近年来，由于垄断，产权不明确等因素，基于数字技术形成的知识溢出也存在流动限制。但是一些学者也提出，对于这一问题，市场力量难以形成有效的激励，需要政府发挥数字基础设施作为公共品的作用，超前布局，降低数字经济本身发展的

基础设施可以有效克服知识溢出的空间障碍，产生涓滴效应促进远离中心城区的欠发达地区发展。<sup>①</sup>

综上，如图 1 所示，伴随着限制性条件的突破，数字基础设施部分地改变了空间距离限制，产生的虹吸效应主要作用于中心城市边缘区，而对外围区影响有限；产生的虹吸效应可以同时普惠到中心城市边缘区和外围区，对外围区影响更加显著，最终涓滴效应和虹吸效应作用力会随着距离增加而趋于“分离”而不是综合，形成对传统中心-外围空间经济地理格局的结构性调整。

假设 2：数字基础设施普及一方面可以打破知识溢出的空间距离限制，促进远离中心发达地区的城市经济发展；但是产生的市场整合效应却随着距离“衰减”，对中心发达城市的边缘地带产生“虹吸效应”。

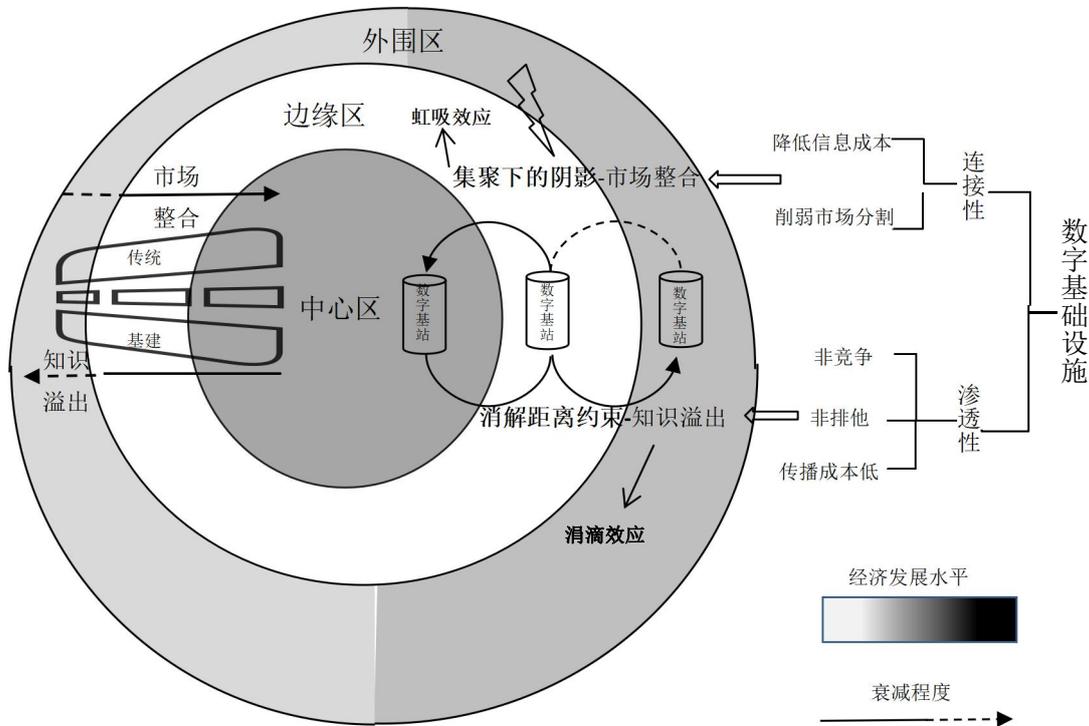


图 1 从传统基建到数字基建，“中心-外围”的空间经济格局的结构性调整

### 三、实证设计与数据

交易成本，打破限制性条件，实现数据、知识等要素充分流动（龚强等，2022），这与本文强调要发挥数字基础设施公共品属性的理念相契合。

<sup>①</sup> 值得注意的是，“面对面”式近距离交流在知识溢出中仍然发挥重要作用（Andrews and Lensing, 2020）。但是，一方面，在数字网络时代，线上交流也可以很大程度替代线下知识交流溢出的功能，甚至当线下活动受到不可抗力影响时，线上交流可以形成迅速弥补。另一方面，本文强调的数字基础设施消解了知识溢出的“距离衰减法则”是大尺度、远距离意义上，为欠发达地区输入现代化生产要素，弥补一级“数字鸿沟”，提供发展的新机遇。与传统基建不同的是，数字基建产生的知识溢出是非排他和非竞争性的，其与近距离知识溢出并不互斥而是互补关系，是一种“帕累托改进”式的知识溢出。

### （一）识别策略

4G 基站是我国现有数字基础设施的重要组成部分，普及数量大、覆盖程度广。本文手工收集约 21 万条来自 Open CellID（全球最大的手机基站开放数据库）数据库中数字基站的相关信息，提取其中地理位置数据并利用 ArGIS 投射坐标的方法测算我国城市层面的 4G 基站数目。进一步，本文以工信部 2013 年 12 月向三大运营商发放 4G 运行牌照作为准自然实验，以各城市的人均 4G 基站数作为连续分组变量的依据，构建广义双重差分法（GDID）对以上理论假说进行实证检验，具体模型为：

$$|Eoc\_gap_{ct}| = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Digins_c + \lambda(X_c \times \theta_t) + \theta_t + \sigma_c + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中， $Post_t$  表示 4G 运行时间的虚拟变量，本文以 2014 年作为冲击年份，将 2014 年及其以后年份设为 1，否则取 0； $Digins_c$  是分组变量为城市  $c$  的 4G 基站数数目； $|Eoc\_gap_{ct}|$  表示地区间经济发展差距；核心待估系数  $\beta_1$  衡量数字基础设施对缩小区域经济差距边际效应； $X_c$  表示一系列控制变量； $\theta_t$ 、 $\sigma_c$  分别表示时间和城市的固定效应分别用来控制所有地区共同面临的年度宏观冲击和不随时间变化的城市固有特征等不可观测因素；考虑到地区数字基建数目会受到其他因素干扰，本文参考 Duflo（2001）做法，引入控制变量与年份固定效应的交互项  $X_c \times \theta_t$  以控制地区层面因素在各年度对被解释变量产生的异质性影响，结合本文的识别策略，这样处理就使 DID 放松为条件平行趋势假定； $\varepsilon_{ct}$  为随机扰动项。

### （二）变量选取

被解释变量：本文参考卞元超等（2018）做法检验，采用经济发展水平的离差指标来衡量区域间经济差距，具体做法为：将各年度欠发达（外围）城市人均 GDP 与发达（中心）城市经济发展水平进行差值计算并取绝对值，构造为  $|y_{outside-city,t} - \overline{y_{centre-city,t}}|$ ，其中  $y_{ct}$  为城市  $c$  在  $t$  年的经济发展水平，本文选用人均 GDP 的对数值和城市全要素生产率表示，并用夜间灯光数据进行稳健性检验。 $y_{centre-city}$  和  $y_{outside-city}$  分别表示中心城市和外围城市的发展水平，本文参考兰秀娟等（2021）等做法将省会城市和副省级城市定义为中心城市，其余为非中心城市，并参考谢地等（2022）做法，选用中国十九大城市群中心城市和外围城市差距作为稳健性检验。相比于卞元超等（2018）的做法，本文选用发达（中心）城市人均 GDP（TFP）均值而不是所有城市均值作为离差标准并进行取绝对值处理，可以规避离差标准值过小导致的偏差问题。

值得注意的是，本文选用城市全要素生产率作为衡量指标之一，考虑到在我国进入高质量发展阶段，区域经济发展和竞争的动力已经转变为生产率层面的比较，地区间生产率差距也逐渐成为我国地区经济发展不平衡的主要表现（吕大国等，2019）；另一方面，基于技术-经济的分析范式，数字基础设施对经济社会的影响直接作用于增进经济效率层面。本文利用非参数估计 DEA 模型测度城市全要素生产率。

与此同时，中国区域经济差距问题包含多个维度，既存在区域间差距，也存在区域内部差距，还存在东中西、南北等层面的经济差距，虽然可以利用泰尔指数、基尼系数等指标对我国地区经济差距趋势进行整体测算研究，但是由于微观数据缺乏的问题，难以精准地识别其他经济变量对地区经济差距影响效果。本文选用中心-外围城市之间的经济差距作为区域经济差距的衡量指标，主要基于本文考察的核心理论命题是立足于“中心-外围”的理论框架分析数字基础设施对区域经济差距的影响机制。本文在稳健性检验部分构建收敛模型并纳入数字基建变量，考察数字基建对整体地区间经济差距收敛的影响。

核心解释变量：本文以 4G 运行开通时间点和各城市人均 4G 基站分布数量的交互项  $Post_t \times Digins_c$  作为核心解释变量，考虑到不同城市人口的差距可能带来的样本选择偏误问题，本文测算城市人均基站数目作为衡量指标。

控制变量：本文首先纳入关于生产要素的变量：资本要素 *Capital*：用剔除价格因素后的城市经济产出除以同一时期全部资本存量来表示；人力资本要素 *High*：用高等教育人口与总受教育人口之比表示；环境变量 *Envir*：用工业二氧化硫排放量自然对数值衡量。其次，产业结构 *Industr*：用第三产业与第二产业产值之比表示；开放程度 *Open*：用进出口总额与经济产出之比表示。最后纳入其他相关变量：地方干预程度 *Gov*，本文选用财政支出与经济产出之比表示；传统交通基础设施 *Tran* 和信息基础设施 *Inter*：本文分别选用城市公路里程与行政区划面积之比和互联网接入用户端口数的自然对数值进行表示。

### （三）典型事实及有效性测试：新时代以来中国数字基建的跨越式发展

根据工业与信息部发布的历年的《通信业统计公报》数据显示，新时代十年以来，我国互联网宽带接口数从 3.21 亿个增加到 10.7 亿个，移动电话基站数从 207 万个增加到 1083 万个，分别扩张了 3 倍和 5 倍，年均增长率达到 12% 和 17%，其中 2014 年左右（本文政策冲击年份）年均增长速度最快，达到 40% 左右。4G 基站是移动互联网的核心基础设施，自 2014 年开始商用以来获得了迅速的发展，截至 2022 年底，全国已经建成 603 万个 4G 基站，基站数目占全球 4G 基站的一半以上。同时，我国发挥独特的制度优势积极推进欠发达地区的数字网络覆盖，以期消解“数字鸿沟”问题。“十三五”期间，按照“中央资金引导、地方协调支持、企业主体推进”的总体原则，基础电信企业积极发挥“国家队”作用，不断增

加欠发达地区的建设投资,实现了全国行政村、“三区三州”地区通光纤和4G比例达到98%以上,基本实现“同网同速”。<sup>①</sup>数字基础设施的快速普及,带动了我国数字经济的跨越式发展,根据中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展报告(2022)》显示,2021年我国数字经济规模达到45.5万亿元,占GDP比重高达39.8%,已经成为国民经济形态中的重要组成部分,中国数字经济发展指数在2013-2021年间年复合增长率达到24.06%,远超同期GDP指数的增速,数字经济发展速度之快前所未有。

已有研究关于数字基础设施的研究大多采用“宽带中国”城市试点作为准自然实验,这一政策试点起始于2014年旨在加强宽带网络的普及,完善数字公共基础设施体系,刺激数字经济发展,相继在全国117个城市(群)试点应用,覆盖范围广,影响程度高。本文进一步对4G基站作为数字基础设施的衡量变量进行有效性测试,将其与“宽带中国”试点城市的空间分布态势进行对比,考察该指标与我国其他数字基建相关投入之间的关联程度。根据图3显示,两者空间分布趋势相近,基站数目较多的城市也是“宽带中国”早期试点城市,并且普及覆盖程度高,这也进一步说明本文核心变量选取的稳健性。

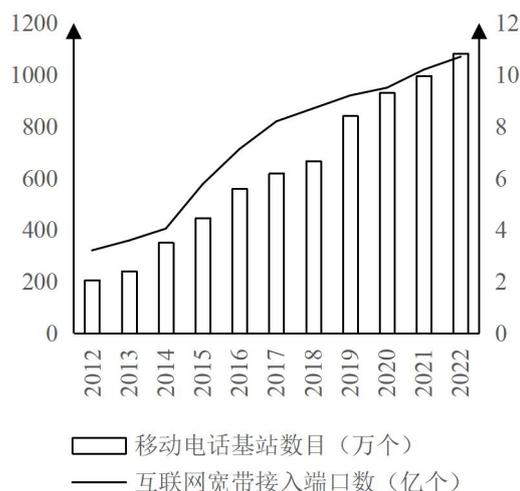


图2 2012-2022年中国宽带网络及基站建设数

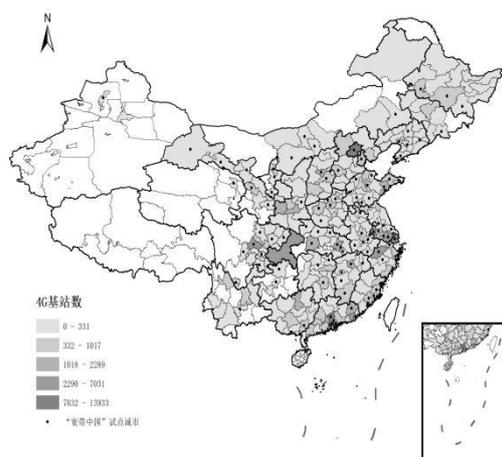


图3 4G基站以及“宽带中国”试点的分布

#### (四) 数据来源以及统计性描述

本文数据主要包括2010-2020年地级市和县级层面的各类经济、社会、地理数据,具体来源如下:

数字基础设施数据来源于OpenCelliD(全球最大的手机基站开放数据库)。OpenCelliD是一个由社区驱动和启发的开放蜂窝数据集,通过定位设备地理信息反映当地网络覆盖模式,是全球最大的手机基站开放数据库,其中包括4G、3G、2G基站的具体经纬度坐标等信息,本文手工整理中国4G基站数据并匹配到城市层面。

<sup>①</sup> 数据来源:“十三五”工业通信业发展成就新闻发布会。

文中使用城市层面的经济变量，例如，人均 GDP、固定资产投资、人力资本水平等，数据来源于《中国城市统计年鉴》、CCER 数据库以及国研网数据库；本文在扩展性分析部分测算城市内部区域经济差距选用中国县域的人口、国内生产总值、产业结构相关经济变量，数据来源于《中国县市经济社会统计年鉴》，并手工整理各省份和城市的统计年鉴作为补充完善。

为了消除价格因素的影响，使用 GDP 平减指数将各项价格可变指标调整为以 2010 年价格计价的水平。此外，考虑到西藏地区的缺失值较多，本文删除了西藏自治区所在城市的相关数据，为了避免异常值对回归结果的影响，对所有连续变量进行 1% 的双边缩尾处理。表 1 汇报了核心解释变量和控制变量的基本统计特征。

**表 1** 描述性统计

变量	符号	均值	标准差	最小值	最大值	样本
人均 GDP	<i>pgdp</i>	9.5596	0.6142	8.0716	11.0541	3102
全要素生产率	<i>tfp</i>	0.2660	0.1067	0.0348	1.0000	3102
人均基站	<i>Digins</i>	2.2981	4.3890	0.0000	66.3752	3102
资本要素	<i>Capital</i>	0.1679	0.1162	0.0485	0.8204	3102
人力资本	<i>High</i>	0.0990	0.0970	0.0000	0.5622	3102
环境因素	<i>Envir</i>	3.2169	1.5466	0.0000	6.8732	3102
产业结构	<i>Industr</i>	1.0263	0.5285	0.2958	3.4067	3102
开放程度	<i>Open</i>	0.0404	0.0374	0.0023	0.1977	3102
地方干预程度	<i>Gov</i>	0.2005	0.0972	0.0704	0.6024	3102
传统交通基础设施	<i>Tran</i>	1.0712	0.5011	0.0655	2.6297	3102
信息基础设施	<i>Inter</i>	6.4297	0.9523	3.4404	9.5639	3102
夜间灯光	<i>Nli</i>	10.8374	0.8253	8.4027	12.9363	3102

## 四、实证结果及分析

### （一）基准回归结果

数字基础设施对于中心-外围城市经济差距影响的基准回归结果报告于表 2 中。所有结果均控制了年份、城市固定效应，并将聚类标准误调整到城市层面。第（1）-（3）检验数字基建对于中心-外围城市人均 GDP 差距的影响，第（1）列仅纳入核心解释变量，*Post-Digins* 系数在 1% 的水平显著为负，第（2）列纳入资本等全部控制变量，核心解释变量的回归系数依然在 1% 显著为负，第（3）列进一步纳入控制变量与时间固定效应的交互后，回归系数依然显著为负，且数值有所上升，说明数字基础设施普及有效缩小了中心-外围城市人均 GDP 的差距。第（4）-（6）列以相同方式检验了数字基建对中心-外围城市 TFP 差距的影响，核心解释变量结果依然显著为负，说明数字基础设施同时缩小了地区间全要素生产率的

差距。结合描述性统计结果可估计结果的经济显著性，当数字基础设施每提高 1 个单位标准差，中心-外围城市的人均 GDP 经济差距将平均下降 3.5 个百分点，TFP 差距下降 1.2 个百分点。综上，基准回归结果验证了假说 1b，数字基础设施有效缩小中心-外围地区的经济差距。

**表 2** 基准回归结果

变量	人均 GDP			TFP		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Post-Digins</i>	-0.0089*** (0.0022)	-0.0052*** (0.0014)	-0.0081*** (0.0024)	-0.0036*** (0.0012)	-0.0026** (0.0011)	-0.0027*** (0.0010)
常数项	1.3181*** (0.0029)	1.1209*** (0.1101)	1.6351*** (0.0869)	0.0708*** (0.0016)	-0.0704 (0.0654)	0.2184*** (0.0496)
控制变量× 年份固定	否	否	是	否	否	是
城市固定效 应	是	是	是	是	是	是
年份固定效 应	是	是	是	是	是	是
样本量	3102	3102	3102	3102	3102	3102
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.9705	0.9870	0.9768	0.6131	0.6882	0.6424

注：括号中的值为聚类在市级层面的稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%及 1%的显著性水平上显著，如未做特殊说明，以下各表均同。

## (二) 平行趋势与安慰剂检验

本文在基准模型估计中使用广义双重差分法，该方法的处理组和控制组需要在实验前满足事前平行趋势假定。基于此，本文通过设立时间虚拟变量的方法检验数字基础设施对区域经济差距的影响在政策实施前后的动态效果。具体而言，本文分别在城市受到数字基础设施建设和政策冲击影响的前四年到后四年，针对每一年份分别设立了一个时间虚拟变量，从而对模型的平行趋势假定进行检验，本文借鉴 Beck et al. (2010) 的方法构建模型：

$$|Eoc\_gap_{ct}| = \alpha_0 + \alpha_i \sum_{i=-4}^9 Digins_c \times D_i^i + X + \theta_i + \sigma_c + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

其中， $D_i^i$  为一系列虚拟变量，当  $i > 0$ ，为政策实施后的年份；当  $i < 0$ ，为政策实施前的年份，本文选择政策实施前一年为基准年，因此  $i \neq -1$ 。图 2 显示了本文数字基础设施对区域经济差距的影响在政策实施前后的动态效应。由结果可知，变量在前 4 期均没有在统计学上表现出显著性，这表明在 4G 政策实施之前，实验组与控制组地区在 4G 基站建设方面并不存在显著差距。同时，也可以看到，在政策实施后的四年后，无论是人均 GDP 还是

城市生产率的差距，数字基础设施对于区域经济差距缩小的影响逐渐开始显现，图 2、3 的结果验证了平行趋势的假设是成立的，也进一步为表 2 结果的稳健性提供了支撑。

考虑到数字基础设施和区域经济差距可能并不存在直接关系，同时，在推行 4G 政策的时期内也出台了各种政策，这些政策也会影响区域经济差距。因此，为了排除这些因素干扰导致的估计偏误，本文进一步采取安慰剂检验。具体做法是本文将 282 个地级市随机分配进行数字基础设施建设，把该过程重复 1000 次，得到 1000 个估计系数，由此绘制出估计系数分布图，具体如图 3 所示。可以看出，随机处理下的系数估计值集中在 $[-0.005, 0.005]$ 之间，估计系数值较小，主要分布在 0 附近，也即意味着模型设定中并未遗漏掉足够重要的影响因素，换言之，基准回归分析中的影响效应的确是由于 4G 推广政策发生带来的结果。同时也表明在模型表设定中并不存在严重的遗漏变量问题，上述结论仍旧稳健。

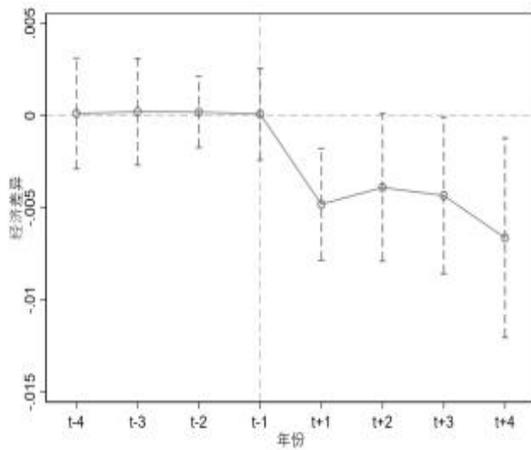


图 4 基于人均 GDP 差距的事前平行趋势检验

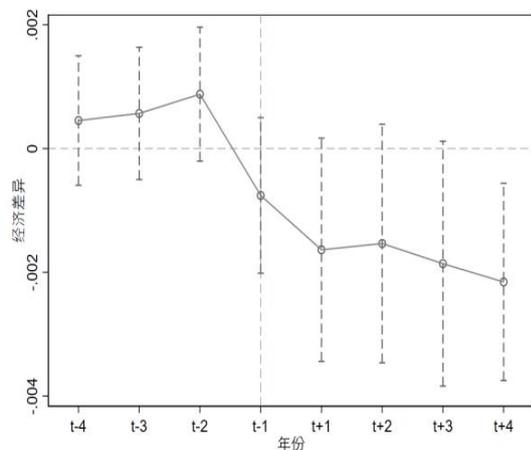


图 5 基于生产率差距的事前平行趋势检验

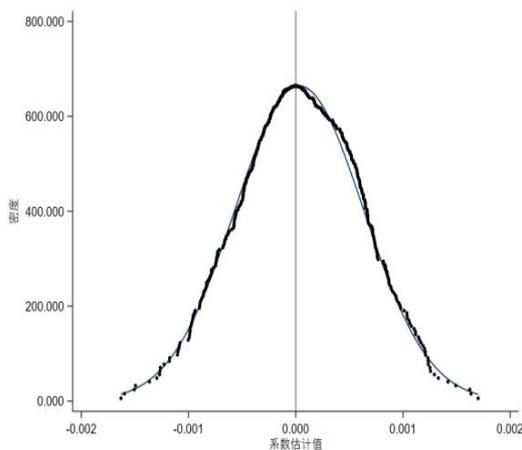


图 6 基于人均 GDP 差距的安慰剂检验

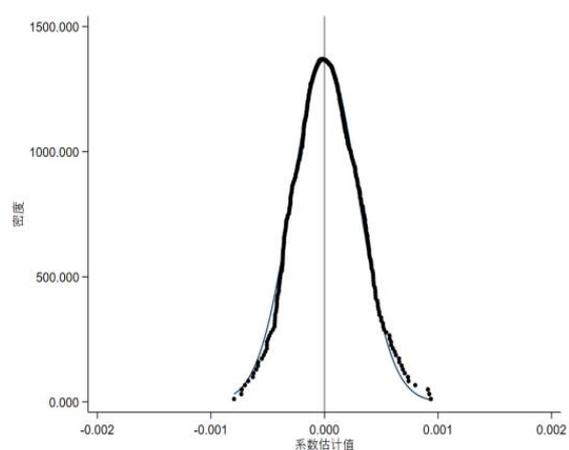


图 7 基于生产率差距的安慰剂检验

### (三) 影响路径检验

根据前文理论分析，数字基础设施可能通过提高市场开放度和知识溢出两条渠道对中心-外围的区域经济差距产生影响。为了增进机制检验的因果识别的可靠性，本文参考江艇

(2022)的建议,直接检验数字基建对于相关机制变量的影响。

根据假说 1a,数字基建可以有效提高市场开放度,产生“虹吸效应”,扩大中心-外围城市间经济差距。本文参考白俊红等(2022)思路和测算方法,从商品市场整合、要素流动和配置三个维度检验数字基建对于市场开放度的影响。市场一体化分为商品市场一体化与要素市场一体化,本文利用“价格法”测算各省商品市场分割指数并利用各城市 GDP 占该省 GDP 的比重进行加权,衡量各城市的商品市场整合程度;我国要素市场分割的主要表现在于资本、劳动力等生产要素流动受阻且存在错配的情况(刘志彪,2022),因此本文基于引力模型测算资本和劳动力流动量,并利用 Heish & Klenow(2009)的理论框架测算资本和劳动力的错配程度进行衡量。

根据表 3 的 Panel A 的实证结果显示,在商品市场整合层面,第(1)列结果的核心变量系数显著为正,说明数字基础设施普及可以显著促进区域商品市场整合。在要素市场整合层面,第(2)和(4)列检验了数字基础设施对于资本要素流动和配置的影响,结果依然显著,说明数字基础设施进一步促进资本要素的流动并削弱其错配程度。但是根据第(3)和(5)列的结果显示,数字基建并不能有效促进劳动要素配置并可能导致其反向流动。这一结论与白俊红等(2022)研究发现基本一致,事实上,我国劳动力流动和配置还长期受制于户籍、房价等制度性因素的阻碍(陆铭和李鹏飞,2022),数字基础设施普及也很难破除劳动力流动的制度性阻碍,实现劳动要素优化配置需要着力于制度性改革。综上,数字基础设施普及可以有效实现区域商品市场整合,促进要素充分流动与配置,验证了假说 1a 中的机制渠道。

根据假说 1b,数字基础设施可以有效促进知识溢出和流动,产生涓滴效应,缩小中心-外围城市间经济差距。已有研究关于知识溢出机制的检验多采用地方创新专利相关指标(白俊红等,2017;赵奎等,2021),本文参考赵奎等(2021)做法,选用非中心城市地方上市企业年度申请的专利信息检验数字基础设施是否有效带动非中心城市的创新水平提升,反映中心城市对外围城市的知识溢出水平。与此同时,与传统基础设施不同的是,数字基础设施产生知识溢出效应不局限于创新专利层面,其有效为欠发达地区提供现代化、数字化的生产要素,弥合数字发展的“鸿沟”,促进欠发达地区经济的转型升级。本文进一步从非中心城市的数字化水平等维度侧面衡量知识溢出程度。本文从国泰安数据库收集当地电子商务企业数量和企业数字化程度分别衡量当地新兴数字产业发展和产业数字化转型程度。数字产业化与产业数字化转型是区域数字经济的重要组成部分,电商的发展是我国欠发达地区数字产业蓬勃兴起的典型代表,企业数字化转型又是产业数字化转型的微观基础,因此本文从这

两个维度衡量数字基础设施普及能否促进知识溢出，为欠发达地区提供“数字化”动力。

根据表 3 Panel B 的实证结果显示，在专利申请层面，第（1）列的核心系数显著为正，表明数字基础设施有效提升了非中心城市的专利申请水平，促进了创新专利在中心-外围城市之间的溢出。郑江淮等（2023）测算发现，近年来创新集群中心-外围城市间的技术联系呈现从技术竞争向技术互补的转变，并且有效促进中心-外围城市间经济差距收敛，相关文献研究与本文发现基本一致并提供进一步证据，说明数字基础设施促进了创新要素在区域间流动并催生了中心-外围城市创新要素互补的新形态。与此同时，第（2）-（3）列结果显示，数字基础设施还可以有效带动欠发达地区的数字产业兴起与企业数字化转型，实现当地经济数字产业化和产业数字化转型升级。以上结果说明了数字基建可以为欠发达地区输入现代化、数字化生产要素，缩小数字鸿沟，促进当地经济结构转型升级，这也是数字基础设施区别于传统交通基础设施产生知识溢出效应的独特表现。综上，本文发现数字基础设施均可以有效促进市场整合和知识溢出，验证了假说 1，根据基准回归结果，知识溢出的传导效应占优市场整合，缩小了中心-外围城市间经济差距。

**表 3** 数字基建影响区域经济差距的路径检验

Panel A: 数字基建对市场开放影响					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	商品市场	资本流动	劳动流动	资本配置	劳动配置
<i>Post-Digins</i>	0.0107*	0.0014*	-0.0361***	-0.1562***	-0.3318
	(0.0059)	(0.0008)	(0.0136)	(0.0369)	(0.6305)
常数项	0.7201***	1.0688***	8.0719***	9.5496***	-109.7357**
	(0.1100)	(0.0563)	(1.6378)	(2.9396)	(45.1725)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3102	2538	2538	3102	3102
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.9304	0.8924	0.8240	0.9193	0.8622
Panel B: 数字基建对知识溢出影响					
	(1)	(2)	(3)		
	创新专利	数字产业	企业数字化		
<i>Post-Digins</i>	0.0058*	0.0120***	0.0564***		
	(0.0032)	(0.0034)	(0.0188)		
常数项	0.0320	7.0978***	2.8421***		
	(0.0491)	(0.0937)	(0.4321)		

控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	2772	1577	2772
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.7245	0.9882	0.8002

#### (四) 空间距离异质性检验：距离衰减法则的消解

以上实证研究验证了数字基础设施整体上会缩小区域经济差距,本文在理论分析中提出数字基础设施对区域经济差距的影响可能存在空间距离的异质性,对于距离中心城市较近的边缘地带,数字基础设施可以通过市场整合效应扩大经济差距,但是对于远离中心城市的外围地带,数字基础设施会打破知识溢出的限制,缩小经济差距。为了进一步验证这一空间距离的异质性,本文参考张晶和陈海山(2022)的做法,对计量模型做出以下调整:

$$|Eoc\_gap_{ct}| = \gamma_0 + \gamma_1 Digins_c \times Post_t + \sum_{j=1}^4 \gamma dis_{cj} \times Digins_c \times Post_t + X + \sigma_c + \theta_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

其中,  $\sum_{i=1}^4 dis_{cj}$  是一组衡量实验组各城市距离中心城市的距离,具体构造方法如下:首先将各城市距离中心城市从小到大排序,  $dis_1$  表示一个城市距离最近中心城市的距离在左端 25%分位数以内,则  $dis_1$  为 1, 否则为 0。  $dis_2$  表示一个城市距离最近中心城市的距离在左端 25%-50%, 则  $dis_2$  为 1, 否则为 0, 以此类推。为了测算城市距离最近中心城市的距离,本文首先利用 Arcgis 软件计算城市的质心坐标,利用 R 计算识别各地级市质心到最近的中心城市距离。与此同时,模型 3 主要根据实际距离的“数值”大小划分中心城市的边缘地带与外围地带,但是会存在不同距离范围的样本分布不均衡的情况,可能会存在样本选择偏差的问题,因此本文进一步以与中心城市实际距离的“排序”大小划分边缘地带和外围地带进行分组回归检验。

根据表 4 和图 4 的实证结果显示,数字基础设施扩大距离最近中心城市 25%分位以内的地带与中心城市的人均 GDP 差距,但是对于距离中心城市 25%以上分位的地带,估计系数转为显著为负,并且伴随着距离增大而稳定,说明数字基础设施主要缩小了距离中心城市 25%以上分位地区与中心城市的经济差距。可以看出,数字基础设施产生的虹吸效应在 25%距离附近呈衰减趋势,但是产生的涓滴效应在 25%距离以上发挥了作用并不伴随距离而衰减,因此验证了假说 2。表 4 中第(2)列实证结果显示,数字基础设施缩小中心-外围城市间 TFP 差距主要作用于 25%-50%分位和 75%以上分位距离的地带。表 4 的 Panel B 按照“排序”方式进行距离分组回归检验,结果基本一致。

表 4

数字基础设施对区域经济差距影响的距离异质性检验

		Panel A “数值”距离分组						
变量	(1)	(2)						
	人均 GDP	TFP						
<i>Post-Digins-D<sub>11</sub></i>	0.0045 (0.0095)	-0.0001 (0.0032)						
<i>Post-Digins-D<sub>12</sub></i>	-0.0095*** (0.0035)	-0.0052** (0.0022)						
<i>Post-Digins-D<sub>13</sub></i>	-0.0106** (0.0050)	0.0000 (0.0014)						
<i>Post-Digins-D<sub>14</sub></i>	-0.0070*** (0.0027)	-0.0015** (0.0006)						
常数项	1.6742*** (0.0857)	0.2206*** (0.0524)						
控制变量	是	是						
控制变量×年份固定	是	是						
城市固定效应	是	是						
年份固定效应	是	是						
样本量	3102	3102						
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.9769	0.6452						
		Panel B “排序”距离分组						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	人均 GDP				TFP			
	1 等分	2 等分	3 等分	4 等分	1 等分	2 等分	3 等分	4 等分
<i>Post-Digins</i>	0.0015 (0.0042)	-0.0225*** (0.0059)	-0.0032 (0.0064)	-0.0059** (0.0028)	-0.0021 (0.0030)	-0.0057*** (0.0020)	0.0000 (0.0013)	-0.0022*** (0.0008)
常数项	0.7609*** (0.1284)	2.0553*** (0.1578)	1.7985*** (0.2476)	1.9129*** (0.1815)	0.2360** (0.1051)	0.2811*** (0.0776)	0.2520*** (0.0455)	0.1150* (0.0604)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
基期控制变量×年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	781	781	770	770	781	781	770	770
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.9881	0.9626	0.9589	0.9748	0.5162	0.6855	0.5870	0.7776

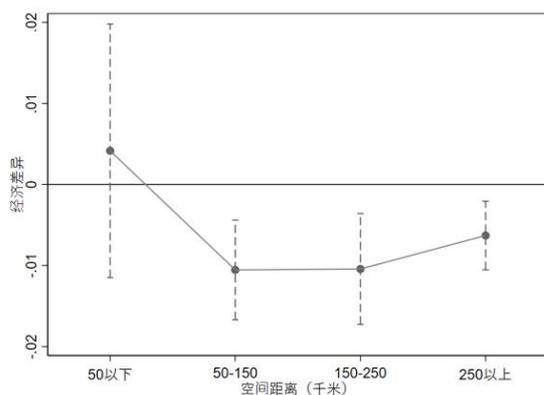


图 8 基于人均 GDP 的空间异质性

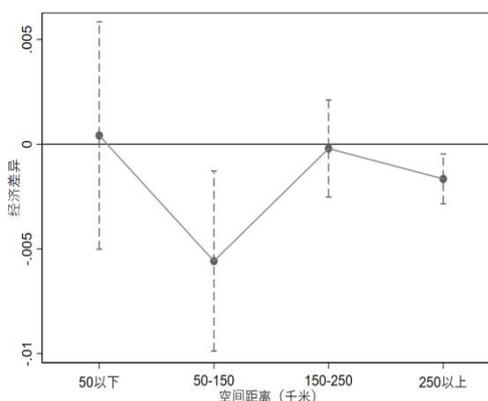


图 9 基于生产效率的空间异质性

### (五) 虹吸效应与涓滴效应的分离

本文进一步验证数字基础设施对中心-外围城市经济差距影响的内在机制是否也同样具有距离异质性，为距离异质性分析提供进一步的经验证据。根据假说 2，数字基础设施产生的市场整合效应依然伴随着距离衰减，但是产生的知识溢出效应却能打破“距离衰减法则”。和上文做法一致，一方面按照到最近中心城市实际距离的“数值”差距进行划分，将模型（2）的被解释变量换为机制变量进行回归分析；另一方面依据到中心城市实际距离的“排序”差距划分不同样本组，将模型（1）中被解释变量换成机制变量进行分组回归检验。参考前文表 3 的机制分析的结果，这一部分本文分别选用商品市场整合指数和资本要素配置和流动作为市场开放的衡量指标，选用创新专利、电商数量和企业数字化指数作为知识溢出的衡量指标。

在市场开放方面，根据表（5）Panel A 第（1）列结果显示，数字基础设施与 25%分位距离交互项的回归系数在 1%水平上正向显著，说明数字基础设施对于距离中心城市 25%分位的边缘地带的商品市场整合有促进作用，但是并没有促进远离中心城市的外围地带的商品市场整合。第（2）列结果显示，数字基础设施对于距离中心城市 75%分位以内的边缘地带的资本要素错配都具有显著的缓解作用，但是对于更远距离的外围地带没有产生显著影响，说明数字基础设施也同样整合了近距离的要素市场，对于远距离地带要素市场影响不显著。第（3）列结果显示，数字基础设施对资本要素流动的影响范围主要在距离中心城市 25%-50%分位的地区显著，对于更远距离地区的影响不显著。对比（1）-（3）列的回归结果可以发现，要素市场开放的范围比商品市场范围更大，主要由于我国商品市场整合在传统基建时代已经有所完善，但是要素市场整合现阶段仍存在较多阻碍（刘志彪，2022）。综上说明，数字基础设施产生的市场整合效应并没有打破“距离衰减法则”，对中心城市的边缘地带影响更大，形成“集聚下的阴影”。

在知识溢出方面，根据表（5）Panel A 第（4）-（6）列结果显示，数字基础设施对于

距离中心城市不同地带都产生了知识溢出效应，并且回归系数还会随着距离不断增加，说明数字基础设施对于远距离的边缘地带产生的知识溢出效应的作用力更大。但是，对比第（4）列创新专利和第（5）-（6）列数字化变量作为机制变量的回归结果，本文发现，数字基础设施并没有显著促进远离中心城市的边缘地带创新水平提升，但是显著促进了距离中心城市较远地带的数字化水平，尤其是电商等数字产业的兴起。这也说明，数字基础设施产生的知识溢出效应更多体现在为欠发达地区提供数字化、现代化生产要素，弥补了“数字鸿沟”。综上所述，数字基础设施阐释的知识溢出效应有效打破了“距离衰减法则”，可以普惠到远离中心城市的边缘地带的数字化发展，弥补了“数字鸿沟”。

在表（5）Panel B 部分，本文根据距离中心城市距离的“排序”差距进行分组，分别选用表（5）Panel A 部分的商品市场整合指数和电商数量作为机制变量进行回归，结果并无显著差距。在市场开放程度方面，根据第（1）-（3）列结果显示，数字基础设施对距离中心城市不同分位点的城市的市场开放度影响的系数有所差距，随着距离的增大而减小甚至转负，只有距离中心城市最近的 1/3 城市样本显著为正，说明数字基础设施产生的市场整合效应伴随着距离而“衰减”，更多作用于中心城市的边缘地带，对外围地带影响不显著。相反的是，在知识溢出方面，数字基础设施对不同距离城市样本的影响均正，并且回归系数随着距离而增大且更显著，说明数字基础设施普及产生的知识溢出效应并没有受到距离远近影响，反而对外围地带的影响程度更大，消解了“距离衰减法则”。Panel A 和 Panel B 结果基本一致，从不同维度验证了假说 2——数字基础设施产生的市场整合效应更多作用于中心城市边缘地带，但是产生的指知识溢出效应有效消解了“距离衰减法则”，对于远离中心城市的边缘地带产生更加显著的影响。

**表 5 数字基础设施产生虹吸效应与涓滴效应随着距离分解**

Panel A “数值”距离分组						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	市场开放			知识溢出		
	商品市场	资本配置	资本流动	创新专利	数字产业	企业数字化
<i>Post-Digins-dis<sub>1</sub></i>	0.0363*** (0.0120)	-0.1311** (0.0520)	0.0001 (0.0009)	0.0151* (0.0077)	0.0087* (0.0049)	0.0887*** (0.0256)
<i>Post-Digins-dis<sub>2</sub></i>	-0.0072** (0.0029)	-0.1566** (0.0666)	0.0033*** (0.0011)	0.0022 (0.0016)	0.0073 (0.0059)	0.0480** (0.0218)
<i>Post-Digins-dis<sub>3</sub></i>	-0.0037** (0.0015)	-0.1823*** (0.0486)	0.0008 (0.0014)	0.0069 (0.0045)	0.0205*** (0.0031)	0.0301 (0.0307)
<i>Post-Digins-dis<sub>4</sub></i>	-0.0681** (0.0331)	1.6414 (2.0913)	-0.0065 (0.0062)	0.0045 (0.0066)	0.0808*** (0.0248)	0.0146 (0.5552)
常数项	0.7195*** (0.1067)	9.2600*** (2.9997)	1.0787*** (0.0568)	0.0428 (0.0765)	7.1156*** (0.0965)	3.2119*** (0.4047)

控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	3102	3102	2538	3102	1764	3102
<i>Adj_R</i> <sup>2</sup>	0.9330	0.9193	0.8924	0.8202	0.9875	0.8555
Panel B “排序”距离分组						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	市场开放			知识溢出		
	1等分	2等分	3等分	1等分	2等分	3等分
<i>Post-Digins</i>	0.0263* (0.0136)	0.0004 (0.0022)	-0.0034* (0.0017)	0.0089 (0.0060)	0.0096 (0.0060)	0.0134** (0.0062)
常数项	0.9604*** (0.3470)	0.5245*** (0.0636)	0.6475*** (0.0593)	7.0941*** (0.1693)	7.1054*** (0.1482)	7.1687*** (0.1516)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1034	1034	1034	612	600	552
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.9297	0.9257	0.9222	0.9852	0.9852	0.9916

## 五、稳健性检验

### (一) 内生性处理

考虑到数字基础设施建设与地区经济发展之间可能存在的反向因果关系以及遗漏变量等问题，本文采用工具变量法来减缓其中的内生性问题。本文参考黄群慧等（2019）做法，选用历史上 1989 年邮电业务量作为工具变量，历史上邮电业务分布也会在一定程度上影响数字基础设施的早期接入，满足工具变量的相关性要求；但是当时的邮电业务量和现阶段地区间经济差距相关性不高，满足工具变量外生性要求。进一步，由于本文数据是为平衡面板数据，历史截面数据作为工具变量会因为固定效应模型的应用出现难以度量的问题，因此本文进一步将各城市 1989 年邮电业务量乘以上一年全国网页数（与时间趋势相关）的交互项，作为数字基础设施的工具变量。

由表 6 第（1）结果列可以看出，1989 年邮电业务量与数字基础设施显著相关，在统计意义上满足相关性假设。这一工具变量不仅通过了弱工具变量检验，而且拒绝不可识别的原假设，通过了外生性检验，满足了工具变量的有效性。根据第（2）列第二阶段回归结果可以看出数字基础设施对中心-外围城市间人均 GDP 差距仍具有负向显著的影响，这与基准回归结果的估计系数符号一致，说明在缓解内生性问题后，基准结果依然稳健。表 6 第（3）列将被解释变量替换为 TFP 进行 2SLS 回归，结果依然稳健，并且估计系数相当于基准回归结果有所增加，说明在缓解内生性后，数字基础设施缩小中心-外围城市间 TFP 差距的效果更加显著。

表 6

工具变量法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Post-Digins	人均GDP	TFP
IV	0.0002*** (0.0001)		
<i>Post-Digins</i>		-0.0181** (0.0074)	-0.0171*** (0.0066)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
Cragg-Donald Wald F statistic		234.129	
Kleibergen-Paap rk LM statistic		13.611	
样本量	2820	2820	2820

## (二) 其他稳健性检验

为了进一步验证基准回归结果的可靠性，本文分别从以下四个方面进行了稳健性检验：

首先，替换核心解释变量。城市层面关于数字基础设施的衡量指标数据获取难度较大，相关数据仅报告到省级层面。本文参考沈坤荣等（2023）做法，借鉴构建 Bartik 方法的思想，以城市 GDP 占全省 GDP 的比重作为外生权重，以各省每百家企业拥有网站数作为基础变量进行交乘，作为 4G 基站的替代指标进行稳健性检验。结果如表 7 中（1）所示，无论是以人均 GDP 还是以 TFP 作为中心-外围城市间经济差距的衡量指标，核心变量估计系数在 5% 和 10% 显著性水平上显著为负，说明前文结果稳健。

其次，替换被解释变量。考虑到地方政府 GDP 统计可能存在“失真”情况，本文选用城市夜间灯光数据的自然对数替换被解释变量进行稳健性检验。根据表 7 Panel A 第（2）列结果显示，数字基础设施依然缩小了外围城市和中心城市的灯光程度。

与此同时，中心-外围的区域经济格局还体现在城市群内部，目前我国已经形成长三角、粤港澳大湾区、京津冀等为代表的十九大城市群的经济地理格局。党的二十大报告中也明确指出，推动区域协调发展要形成“以城市群、都市圈为依托构建大中小城市协调发展格局”。本文参考谢地等（2022）做法，将研究城市样本划分到十九大城市群内部，以城市群内中心城市与非中心城市的差距作为中心-外围城市经济差距的衡量指标进行稳健性检验。结果显示，数字基础设施显著缩小了城市群内部中心-外围城市的生产率差距，与基准结果一致。

最后，排除同期政策干扰的影响。本文政策冲击年份在 2014 年，同期我国提出了“一带一路”倡议，这一倡议虽然是针对外贸格局调整，但是对于国内区域经济格局也产生了重大的影响，尤其是“丝绸之路经济带”对于我国西部欠发达地区对外开放，经济发展产生了重要影响。本文剔除了“一带一路”沿线经过的地区进行稳健性检验，结果依然显著为负，

说明在排除同期其他相关政策后，基准回归结果依然稳健。

表 7 其他稳健性检验

Panel A 人均 GDP				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	核心解释变量替换	被解释变量替换	城市群划分	排除其他政策
<i>Post-Digins</i>	-0.1641** (0.0812)	-0.0004 (0.0005)	0.0100* (0.0055)	-0.0048*** (0.0015)
常数项	1.5395*** (0.1844)	0.1479*** (0.0178)	0.7112*** (0.1919)	1.2265*** (0.1174)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	2256	3102	2827	2827
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.9901	0.9395	0.8410	0.9863
Panel B TFP				
变量	(1)	(2)	(3)	
	核心解释变量替换	城市群划分	排除其他政策	
<i>Post-Digins</i>	-0.0384* (0.0232)	-0.0036* (0.0019)	-0.0029** (0.0014)	
常数项	-0.3485** (0.1637)	-0.3485** (0.1637)	-0.0792 (0.0719)	
控制变量	是	是	是	
城市固定效应	是	是	是	
年份固定效应	是	是	是	
样本量	2256	3102	2827	
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.7943	0.6794	0.6806	

### (三) 替换模型

#### 1. 数字基础设施能否促进区域经济差距“收敛”？

以上研究检验了数字基础设施对于中心-外围城市间经济差距的影响，为了进一步考察数字基础设施对于我国整体城市间经济差距是否走向收敛，本文构建加入数字基础设施变量的收敛模型，具体模型如下：

$$y_{ct} = \delta_0 + \delta_1 y_{c,t-1} + \delta_2 Digins_c \times Post_t + \delta_3 y_{c,t-1} \times Digins_c \times Post_t + X + \sigma_c + \theta_t + \varepsilon_{ct} \quad (4)$$

其中， $\delta_0 + \delta_3 y_{c,t-1}$  衡量数字基建  $Digins_c \times Post_t$  的增长效应，而  $\delta_3$  衡量数字基建  $Digins_c \times Post_t$  的分配效应，如果  $\delta_3 > 0$ ，则经济发展水平较高的地区从数字基建中获益更多，数字基础设施导致经济差距扩大，反之，则经济发展水平较低的地区获益更多，地区间经济差距缩小，其他系数含义与模型（1）一致。根据表 8 的结果显示，第（1）列加入城市、时间固定效应，没有纳入控制变量， $\delta_3$  回归系数显著为负，说明欠发达地区受益于数

字基础设施建设更多。第（2）列纳入全部控制变量后，结果依然稳健，说明数字基础设施在整体层面上促进了区域经济差距走向收敛，这也进一步验证了基准回归结果。

**表 8** 数字基础设施对区域经济收敛的影响

	(1)	(2)
$y_{c,t-1}$	0.8088*** (0.0179)	0.7503*** (0.0221)
<i>Post-Digins</i>	0.0562*** (0.0153)	0.0452*** (0.0137)
<i>Post-Digins</i> · $y_{c,t-1}$	-0.0052*** (0.0015)	-0.0042*** (0.0014)
常数项	1.8692*** (0.1706)	2.5902*** (0.2330)
控制变量	否	是
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	2820	2820
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.9571	0.9595

## 2.考虑空间溢出的稳健性检验

在基准双重差分模型设定中，需要满足一个重要的条件：个体处理效应稳定性假设（Stable Unit Treatment Value Assumption, SUTVA），即政策干预只影响处理组，不会对控制组产生交互影响，或者说当不同空间单元之间存在相关性即存在空间溢出效应时，SUTVA不再成立（Rubin, 1974; Kolak & Anselin, 2019）。根据前文理论分析，数字基础设施作为公共品和 GPT 也存在外溢性，基准模型可能存在违背双重差分模型基本假定进而导致标准误被低估，夸大系数的显著性等识别偏误问题（Ferman, 2020）。本文参考 Diao et al.(2017)、Ruining (2021) 做法，纳入经济和地理距离矩阵，构建空间滞后-差分模型（SLM-DID）进行回归分析。

根据表 9 的回归结果显示，无论是纳入地理距离矩阵还是经济距离矩阵，空间溢出系数均显著为正，并且间接效应也显著，说明基准模型外溢性的存在。但是直接效应结果依然显著为负，说明控制空间溢出效应以后，数字基础设施仍然可以显著缩小中心-外围城市经济差距，与基准回归结果一致。与表（1）基准回归结果对比显示，无论是人均 GDP 还是 TFP 作为被解释变量，考虑空间外溢性后的核心解释变量的回归结果均比基准回归结果小，但是变化幅度不大。

**表 9** 排除空间溢出性干扰

变量	人均 GDP		TFP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	地理距离	经济地理	地理距离	经济地理

<i>Post-Digins</i>	-0.0040*** (0.0009)	-0.0044*** (0.0010)	-0.0016*** (0.0005)	-0.0025*** (0.0005)
控制变量	是	是	是	是
Spatial rho	4133.4052*** (207.8479)	0.2870*** (0.0239)	2796.6116*** (298.0497)	0.1474*** (0.0309)
Variance sigma2_e	0.0069*** (0.0002)	0.0074*** (0.0002)	0.0016*** (0.0000)	0.0017*** (0.0000)
直接效应	-0.0040*** (0.0010)	-0.0044*** (0.0010)	-0.0016*** (0.0005)	-0.0025*** (0.0005)
间接效应	-0.0043*** (0.0012)	-0.0017*** (0.0004)	-0.0008*** (0.0003)	-0.0004*** (0.0001)
总效应	-0.0083*** (0.0021)	-0.0061*** (0.0014)	-0.0024*** (0.0007)	-0.0029*** (0.0006)
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	3102	3102	3102	3102
R <sup>2</sup>	0.5903	0.5921	0.2945	0.2919

## 六、结论与政策启示

在我国基础设施的投资重点从传统基建转向数字基建的背景下,本文深入探讨数字基础设施对区域经济差距产生的虹吸效应和涓滴效应的内在机制和非对称影响,并手工收集我国4G基站分布数据,以4G开通为准自然实验,构建广义双重模型进行实证检验。本文研究发现,整体上,数字基础设施会缩小中心-外围城市间经济差距,进行平行趋势检验、安慰剂检验、内生性处理以及替换变量模型、排除外溢性等稳健性检验后,结果依然成立。机制分析表明,数字基础设施具有外部性和渗透性,可以产生市场整合效应和知识溢出效应影响区域经济差距。基于空间距离异质性研究发现,数字基础设施会扩大距离中心城市25%分位的边缘地带与中心城市的经济差距,但是会缩小距离中心城市25%分位以上的外围地区与中心城市的经济差距。进一步分析表明,数字基础设施产生的市场整合效应主要作用于中心城市边缘地带,形成集聚下的阴影,但是产生的知识溢出效应却可以打破距离限制,作用于远离中心城市的外围地带。在现实层面,本文研究揭示了我国数字基础设施普及既能打破距离限制为远离中心城市的落后地区提供更多数字化、现代化发展要素,让更多人民共享数字经济发展“红利”;又能促进城市边缘的区域市场整合,实现在“集聚中走向平衡”,做到了区域经济协调发展公平与效率的统一。接下来本文结合以上两个方面提出以下两点政策建议:

第一,提升数字基础设施建设的均衡性、可及性,因地制宜地引导欠发达地区发展数字经济新业态。目前我国虽然完成了宽带网络等数字基础设施的全面普及,但是以云计算、大

数据、人工智能为代表的新一代信息技术演化迭代生成的新型数字基础设施建设普及依然不均衡，难以支撑欠发达地区数字经济等新业态新产业迭代升级。国家需要在数字基础设施迭代升级过程中充分考量区域布局的均衡性和可及性，欠发达地区要抓住国家“东数西算”等重大数字基建工程建设的契机，根据地区发展需要，完善自身数字基础设施体系。与此同时，本文研究表明，数字基础设施主要通过知识溢出效应，为欠发达地区输入现代化、数字化生产要素，培育相关数字经济新业态，推动当地经济发展。但是需要注意的是，在数字基础设施构建的“虚拟网络”大市场下，各地区在发展当地数字经济新业态时，要避免陷入“同质化”的竞争中，而是需要根据自身资源禀赋，发挥比较优势，培育特色的数字经济新业态，才能形成长久的区域竞争力。

第二，借助数字基础设施建设契机，完善国内统一大市场的制度建设，深化在数字基建建设以及其他数字经济领域的合作交流，形成区域联动效应。数字基础设施形成的“虚拟网络”市场，可以有效破除过去的市场分割困境，优化要素资源配置，推动区域经济在“集聚中走向平衡”。目前我国加快畅通国内大循环，构建新发展格局的重点工作之一在于国内统一大市场建设。因此我国需要借助数字基础设施建设的契机，加快打破各类生产要素，尤其是新型数据要素的流通壁垒，提供相应的配套的制度体系。另一方面，数字基础设施形成的网络互联效应遵循梅特卡夫法则，伴随着网络节点的扩张而形成溢出效应，各个地区经济发展都可以在其中获取更大收益。因此在数字基础设施体系建设过程中，各地区要摒弃传统基建时代造“断头路”的错误做法和思维，在中央统筹领导下加强合作，构建全国统一的数字基础设施体系，进一步以此为契机，加强在数字经济其他领域的合作，叠加数字网络互联效应和区域联动效应，共同推动地区经济做强做大做优数字经济。

#### 参考文献：

- 安同良、杨晨，2020：《互联网重塑中国经济地理格局：微观机制与宏观效应》，《经济研究》第2期。
- 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》第11期。
- 卞元超、吴利华、白俊红，2018：《高铁开通、要素流动与区域经济差距》，《财贸经济》第6期。
- 蔡昉、贾朋，2022：《中国地区差距类型变化及其政策含义》，《中国工业经济》第12期。
- 蔡跃洲、马文君，2021：《数据要素对高质量发展影响与数据流动制约》，《数量经济技术经济研究》第3期。
- 钞小静、薛志欣、孙艺鸣，2020：《新型数字基础设施如何影响对外贸易升级——来自中国地级及以上城市的经验证据》，《经济科学》第3期。
- 陈梦根、周元任，2022：《数字不平等研究新进展》，《经济学动态》第4期。
- 郭凯明、潘珊、颜色，2020：《新型基础设施投资与产业结构转型升级》，《中国工业经济》第3期。
- 郭峰、熊云军、石庆玲、王靖一，2023：《数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据》，《管

理世界》第4期。

洪银兴, 2022: 《区域共同富裕和包容性发展》, 《经济学动态》第6期。

黄群慧、余泳泽、张松林, 2019: 《互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验》, 《中国工业经济》第8期。

江小涓、靳景, 2022: 《数字技术提升经济效率: 服务分工、产业协同和数实孪生》, 《管理世界》第12期。

兰秀娟、张卫国、裴璇, 2021: 《我国中心—外围城市经济发展差异及收敛性研究》, 《数量经济技术经济研究》第6期。

刘冲、刘晨冉、孙腾, 2019: 《交通基础设施、金融约束与县域产业发展——基于“国道主干线系统”自然实验的证据》, 《管理世界》第7期。

刘志彪, 2022: 《全国统一大市场》, 《经济研究》第5期。

陆铭、李鹏飞, 2022: 《城乡和区域协调发展》, 《经济研究》第8期。

马述忠、房超, 2020: 《线下市场分割是否促进了企业线上销售——对中国电子商务扩张的一种解释》, 《经济研究》第7期。

秦芳、王剑程、胥芹, 2022: 《数字经济如何促进农户增收? ——来自农村电商发展的证据》, 《经济学(季刊)》第2期。

邱泽奇、乔天宇, 2021: 《电商技术变革与农户共同发展》, 《中国社会科学》第10期。

沈坤荣、林剑威、傅元海, 2023: 《网络基础设施建设、信息可得性与企业创新边界》, 《中国工业经济》第1期。

王春杨、兰宗敏、张超、侯新烁, 2020: 《高铁建设、人力资本迁移与区域创新》, 《中国工业经济》第12期。

王军、朱杰、罗茜, 2021: 《中国数字经济发展水平及演变测度》, 《数量经济技术经济研究》第7期。

王奇、牛耕、赵国昌, 2021: 《电子商务发展与乡村振兴: 中国经验》, 《世界经济》第12期。

王如玉、梁琦、李广乾, 2018: 《虚拟集聚: 新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态》, 《管理世界》第2期。

谢地、荣莹、叶子祺, 2022: 《城市高质量发展与城市群协调发展: 马克思级差地租的视角》, 《经济研究》第10期。

熊巧琴、汤珂, 2021: 《数据要素的界权、交易和定价研究进展》, 《经济学动态》第2期。

叶德珠、潘爽、武文杰、周浩, 2020: 《距离、可达性与创新——高铁开通影响城市创新的最优作用半径研究》, 《财贸经济》第2期。

余文涛、吴士炜, 2020: 《互联网平台经济与正在缓解的市场扭曲》, 《财贸经济》第5期。

张杰、白铠瑞、毕钰, 2023: 《互联网基础设施、创新驱动与中国区域不平衡——从宏观到微观的证据链》, 《数量经济技术经济研究》第1期。

张晶、陈海山, 2022: 《新时期城市化推进过程中集聚阴影研究——基于高铁通车的视角》, 《经济学(季刊)》第1期。

张文魁, 2022: 《数字经济的内生特性与产业组织》, 《管理世界》第7期。

张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第8期。

赵奎、后青松、李巍, 2021: 《省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析》, 《经济研究》第3期。

郑江淮、陈喆、冉征, 2023: 《创新集群的“中心—外围结构”: 技术互补与经济增长收敛性研究》, 《数量经济技术经济研究》第1期。

- 龚强、班铭媛、刘冲, 2022: 《数据交易之悖论与突破: 不完全契约视角》, 《经济研究》第7期。
- Acemoglu, D. , and P. Restrepo, 2018b, “The Race between Machine and Man: Implications of Technology for Growth, Factor Shares and Employment” , *American Economic Review*, 108 (6) , 1488—1542.
- Agrawal, Ajay, Christian Catalini, and Avi Goldfarb, 2015. “Crowdfunding: Geography, Social Networks , and the Timing of Investment Decisions” , *Journal of Economics and Management Strategy*, 24 (2) : 253—74.
- Akerman, Anders, Edwin Leuven, and Magne Mogstad, 2022, “Information Frictions, Internet, and the Relationship between Distance and Trade” , *American Economic Journal: Applied Economics*, 14 (1) : 133—63.
- Anderson, J. E., and E. Van Wincoop, 2004 “Trade Costs” , *Journal of Economic Literature*, 42 (3) : 691—751.
- Baldwin R.E., Martin.P., Ottaviano.G.I.P., 2001, “Global Income Divergence, Trade and Industrialization: the Geography of Growth Take-off” , *Journal of Economic Growth*, 6 (1) , 5—37.
- Baum-Sonw, N., 2010, “Changes in Transportation Infrastructure and Commuting Patterns in US Metro-politan Areas, 1960-2000” , *American Economic Review*, 100 (2) , 378—382.
- Beck T., Levine R. and Levkov A., 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States” , *The Journal of Finance*, 65 (5) : 1637—1667.
- Blum, B.S. , and A. Goldfarb, 2006, “Does the Internet Defy the Law of Gravity? ” , *Journal of International Economics*, 70 (2) , 384—405.
- Charles Hodgson, 2018, “The effect of transport infrastructure on the location of economic activity: Railroads and post offices in the American West” , *Journal of Urban Economics*, 104, 59—76.
- Choi, J. H. , G.A. Barnett, and C. Bum-soo., 2006, “Comparing World City Networks: A Network Analysis of Internet Backbone and Air Transport Intercity Linkages” , *Global Networks*, 6 (1) , 81—99.
- David Andersson, Thor Berger, Erik Prawitz, 2023, “Making a Market: Infrastructure, Integration, and the Rise of Innovation” , *The Review of Economics and Statistics*, 105 (2), 258—274.
- Diao, M., Leonard, D., and Sing, T. F. , 2017., “Spatial-difference-in-differences models for impact of new mass rapid transit line on private housing values” , *Regional Science and Urban Economics*, 67: 64—77.
- Duflo, E., 2001, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment” , *The American Economic Review*, 91 (4) , 795—813.
- Faber, B., 2014, “Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China’s National Trunk Highway System” , *Review of Economic Studies*, 81(3), 1046—1070.
- Ferman B., 2020, “Inference in Differences-in-Differences: How Much Should We Trust in Independent Clusters? ” , *MPRA Paper* 93746.
- Figueiredo, O., P. Guimaraes, and D. Woodward, 2015, “Industry Localization, Distance Decay, and Knowledge Spillovers:

Following the Patent Paper Trail” , *Journal of Urban Economics*, 89, 21—31.

Forman, Chris, Anindya Ghose, and Avi Goldfarb, 2009, “Competition between Local and Electronic Markets: How the Benefit of Buying Online Depends on Where You Live” , *Management Science*, 55 (1) : 47—57.

Goldfarb, A., and C. Tucker, 2019, “Digital Economics” , *Journal of Economic Literature*, 57(1), 3—43.

Goolsbee, A., 2000, “In a World without Borders: The Impact of Taxes on Internet Commerce” , *Quarterly Journal of Economics*, 115 (2) , 561—576.

Helpman, E., and Krugman,P., 1985, “Market structure and foreign trade increasing returns, imperfect competition, and the international economy” , *The MIT Press*.

Hirschman A. , 1958, “The Strategy of Economic Development” , *New Haven: Yale University Press*.

Hortaçsu, Ali, F.Asís Martínez-Jerez, and Jason Douglas., 2009, “The Geography of Trade in Online Transactions: Evidence from eBay and MercadoLibre” , *American Economic Journal: Microeconomics* , 1 (1) : 53—74.

Hsieh.C.T, Klenow.P.J., 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India” , *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403—1448.

Jones C.I.,Tonetti.,2019, “Nonrivalry and the Economics of Data” , *NBER, Working Paper*, No.26260.

Katz, M.L., and C.Shapiro,1985, “Network Externalities, Competition, and Compatibility”, *American Economic Review*, 75(3) , 424—440.

Keller, W.2004, “International technology diffusion” , *Journal of Economic Literature*, 42 (3) , 752—782.

Kerr, W.R., and S. D. Kominers, 2015, “Agglomerative Forces and Cluster Shapes” , *Review of Economics and Statistics*, 97 (4) , 877—899.

Kolak M, Anselin L., 2019, “A Spatial Perspective on the Econometrics of Program Evaluation” , *International Regional Science Review*, 43(02): 128—153.

Krugman, P., 1991, “Increasing returns and economic geography” , *Journal of Political Economy*, 99 (3), 483—499.

Lendle, A., Olarreaga, M., Schropp, S., and Vézina, P.L., 2016, “There Goes Gravity: eBay and the Death of Distance” , *Economic Journal*, 126 (591) , 406—441.

Martin.P, Ottaviano.G.I.P., 1999, “Growing Locations:Industry Location in a Model of Endogenous Growth” , *European Economic Review*, 43(2), 281—302.

Mike Andrews and Chelsea, Lensing., 2020, “ Cup of Joe and Knowledge Flow: Coffee Shops and Invention” , *Working Paper*.

Paunov C., Rollo V. , 2016, “Has the Internet Fostered Inclusive Innovation in the Developing World? ” , *World Development*, 78, 587—609.

Perroux F., 1950, “Economic space: Theory and applications” , *The Quarterly Journal of Economics*, 64(1): 89—104.

Rubin.D.B., 1974, “Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studie” , *Journal of Educational*

*Psychology*, 66(05): 688—701.

Ruining Jia, Shuai Shao, and Lili Yang 2021, "High-speed rail and CO2 emissions in urban China: A spatial difference-in-differences approach" , *Energy Economics*, 99, 105—271.

Varian H.R.,2018, "Artificial Intelligence,Economics and Industrial Organization" ,*NBER Working Paper*,No.24839.

**Summary :** The digital infrastructure is driven by the integration and iteration of new generation information technology, providing a system of infrastructure that includes data element transmission, storage, and other aspects, offering public services such as integration and penetration, network interconnection, and digital transformation. It is an important support for China to strengthen, expand and optimize its digital economy, and also a new force shaping the regional economic and geographical pattern. This article analyzes the new mechanism of how digital infrastructure affects the regional economic gap in China and collects manually the data on the distribution of 4G base stations in China. Using the opening of 4G as a quasi-natural experiment, the generalized difference-in-difference (GDID) model is constructed for empirical testing.

The study found that, overall, digital infrastructure narrows the economic gap in per capita GDP and TFP between central and peripheral cities. After conducting parallel trend tests, placebo tests, endogeneity processing, replacement variable models, and robustness tests that exclude spillover effects, the results still hold. Further research shows that digital infrastructure has externalities and penetrations, affecting the regional economic gap through two mechanisms: market integration effects and knowledge spillover effects.

This article argues that, unlike traditional transportation infrastructure, technology-enabled digital infrastructure can effectively eliminate the "distance decay law" and thus adjust the structural pattern of the economic geography between the central and peripheral areas. Based on the study of spatial distance heterogeneity, this article found that digital infrastructure enlarges the economic gap between the edge zone of the central city's 25th percentile and the central city, but it narrows the economic gap between the peripheral areas beyond the central city's 25th percentile and the central city. Further research shows that the market integration effect generated by digital infrastructure mainly affects the edge zone of the central city, forming a "shadow under agglomeration," but the knowledge spillover effect it produces can break the distance limitation and affect the peripheral areas far away from the central city.

The contribution of this article mainly includes the following aspects: First, based on the background of China's infrastructure investment shifting from traditional infrastructure to new digital infrastructure, this article explores the unique properties of digital infrastructure, discusses its internal mechanism for affecting the regional economic gap and reshaping the regional economic and geographical pattern, and expands the discussion on the impact of infrastructure on the regional economic gap from traditional transportation infrastructure to digital infrastructure. Second, this article incorporates the distance factor to explore the new form of digital economic geography shaped by digital infrastructure. This article reveals that the drop-by-drop effect and the siphon effect generated by digital infrastructure will separate with distance, producing asymmetric impacts on the economic development of different locations instead of comprehensive impacts. Third, this article pays attention to the distribution effects that digital infrastructure, as a public

good, may produce and supplements the research on the "inequality" problem brought about by digital technology, deepening our understanding of the unique advantages of "infrastructure construction" in China.

Based on the above research findings, this article reveals that the widespread use of digital infrastructure in China can break through distance limitations and provide more digital and modern development elements for underdeveloped areas far from central cities, allowing more people to share the benefits of digital economic development. It can also promote the integration of regional markets on the urban periphery, achieving a balance between agglomeration and equity in regional economic coordinated development. Combining the above two aspects, this article further proposes corresponding policy recommendations as a reference for promoting regional economic coordinated development and unblocking the "information artery." Specifically, first, improve the balance and accessibility of digital infrastructure construction and guide underdeveloped areas to develop new digital economic models according to local conditions. Second, take advantage of the opportunity of digital infrastructure construction to improve the system construction of the unified domestic market, deepen cooperation and exchanges in digital infrastructure construction and other digital economic fields, and form regional linkage effects.

**Key words:** digital infrastructure; coordinated development of regional economy; "distance decay law"

### 三、实证设计与数据

#### (一) 识别策略

4G 基站是我国现有数字基础设施的重要组成部分，普及数量大、覆盖程度广。本文手工收集约 21 万条来自 Open CellID（全球最大的手机基站开放数据库）数据库中数字基站的相关信息，提取其中地理位置数据并利用 ArGIS 投射坐标的方法测算我国城市层面的 4G 基站数目。进一步，本文以工信部 2013 年 12 月向三大运营商发放 4G 运行牌照作为准自然实验，以各城市的人均 4G 基站数作为连续分组变量的依据，构建广义双重差分法（GDID）对以上理论假说进行实证检验，具体模型为：

$$|Eoc\_gap_{ct}| = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Digins_c + \theta_t + \sigma_c + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中， $Post_t$  表示 4G 运行时间的虚拟变量，本文以 2014 年作为冲击年份，将 2014 年及其以后年份设为 1，否则取 0； $Digins_c$  是分组变量为城市  $c$  的 4G 基站数数目； $|Eoc\_gap_{ct}|$

表示地区间经济发展差距；核心待估系数  $\beta_1$  衡量数字基础设施对缩小区域经济差距边际效应； $X_c$  表示一系列控制变量； $\theta_t$ 、 $\sigma_c$  分别表示时间和城市的固定效应分别用来控制所有地区共同面临的年度宏观冲击和不随时间变化的城市固有特征等不可观测因素； $\varepsilon_{ct}$  为随机扰动项。

## （二）变量选取

被解释变量：中心-外围的区域经济格局的重塑体现在城市群内部，目前我国已经形成长三角、粤港澳大湾区、京津冀等为代表的十九大城市群的经济地理格局。党的二十大报告中也明确指出，推动区域协调发展要形成“以城市群、都市圈为依托构建大中小城市协调发展格局”。因此，本文参考谢地等（2022）做法，选用中国十九大城市群中心城市和外围城市经济发展差距作为主检验。具体做法为：将各年度欠发达（外围）城市实际 GDP 与发达（中心）城市经济发展水平进行差值计算并取绝对值，构造为  $|y_{outside-city,t} - \overline{y_{centre-city,t}}|$ ，其中  $y_{ct}$  为城市  $c$  在  $t$  年的经济发展水平，本文选用实际 GDP 的对数值表示，并用城市全要素生产率进行稳健性检验。 $y_{centre-city}$  和  $y_{outside-city}$  分别表示中心城市和外围城市的发展水平，相比于卞元超等（2018）的做法，本文选用十九大城市群内发达（中心）城市实际 GDP 均值而不是所有城市均值作为离差标准并进行取绝对值处理，不仅可以规避离差标准值过小导致的偏差问题，还能够精准识别城市群内部经济差距问题。

核心解释变量：本文以 4G 运行开通时间点和各城市人均 4G 基站分布数量的交互项  $Post_t \times Digins_c$  作为核心解释变量，考虑到不同城市人口的差距可能带来的样本选择偏误问题，本文测算城市人均基站数目作为衡量指标。

控制变量：为保留保证模型选择中的“全局最优”，本文根据全局搜索回归 (GSREG) 的自动选择技术确定最佳的控制变量。具体如下：关于生产要素的变量：资本要素  $ass$ ：用取固定资产投资的自然对数来表示；人力资本要素  $hdu$ ：用高等教育人口与总受教育人口之比表示；产业结构  $stru$ ：用第三产业与第二产业产值之比表示；开放程度  $Open$ ：用进出口总额的自然对数表示。以及其他相关变量：市场活力程度  $mar$ ，本文选用财政支出的倒数表示；传统交通基础设施  $Tran$ ：本文分别选用城市公路里程的自然对数进行表示。金融水平  $Fin$ ：金融机构存贷款余额之和的自然对数进行表示。

## （四）数据来源以及统计性描述

本文数据主要包括 2010-2021 年地级市和县级层面的各类经济、社会、地理数据，具体

来源如下：

数字基础设施数据来源于 OpenCelliD（全球最大的手机基站开放数据库）。OpenCelliD 是一个由社区驱动和启发的开放蜂窝数据集，通过定位设备地理信息反映当地网络覆盖模式，是全球最大的手机基站开放数据库，其中包括 4G、3G、2G 基站的具体经纬度坐标等信息，本文手工整理中国 4G 基站数据并匹配到城市层面。

文中使用城市层面的经济变量，例如，人均 GDP、固定资产投资、人力资本水平等，数据来源于《中国城市统计年鉴》、CCER 数据库以及国研网数据库，并手工整理各省份和城市的统计年鉴作为补充完善。

为了消除价格因素的影响，使用 GDP 平减指数将各项价格可变指标调整为以 2006 年价格计价的水平。此外，考虑到西藏地区的缺失值较多，本文删除了西藏自治区所在城市的相关数据。我们根据表 1 汇报了核心解释变量和控制变量的基本统计特征。

表 1 描述性统计

变量	符号	均值	标准差	最小值	最大值	样本
GDP	<i>pgdp</i>	634.5376	1273.9050	19.0684	12381.2500	2880
全要素生产率	<i>tfp</i>	0.1359	0.1019	0.0094	1.0000	2880
基站	<i>Digins</i>	537.9417	1513.2900	0.0000	13933.0000	2880
资本要素	<i>ass</i>	5.1083	1.9679	-1.8195	17.8897	2880
人力资本	<i>hdu</i>	2.3377	1.8572	0.1698	21.9931	2880
产业结构	<i>stru</i>	7.7688	1.3431	0.0000	11.2343	2880
开放程度	<i>Open</i>	1.0329	0.5860	0.1750	5.3500	2880
传统基础设施	<i>trad</i>	5.9344	0.7537	3.6587	8.4224	2880
市场活力程度	<i>mar</i>	0.0407	0.0287	0.0012	0.2325	2880
金融水平	<i>fin</i>	16.9242	1.2760	14.1417	21.7464	2880

## 四、实证结果及分析

### （一）基准回归结果

数字基础设施对于中心-外围城市经济差距影响的基准回归结果报告于表 2 中。第（1）-（2）列结果均控制了年份、城市固定效应，并将聚类标准误调整到城市层面。第（3）列为进一步控制省份固定效应的结果，以检验数字基建对于中心-外围城市实际 GDP 差距的影响，第（1）列仅纳入核心解释变量，*Post-Digins* 系数在 5% 的水平显著为负，第（2）列纳入资本等全部控制变量，核心解释变量的回归系数依然在 5% 显著为负，第（3）列进一步纳入省份固定效应后，回归系数依然显著为负，说明数字基础设施普及有效缩小了中心-外围城市实际 GDP 的差距。结合 *Post • Digins* 系数的标准差结果可估计结果的经济显著性，当数字基础设施每提高 1 个单位标准差，中心-外围城市的实际 GDP 经济差距将平均下降

2.1 个百分点。综上，基准回归结果验证了假说，数字基础设施有效缩小中心-外围地区的经济差距。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Post·Digins</i>	-0.0179** (0.0069)	-0.0165** (0.0070)	-0.0165** (0.0070)
<i>open</i>		-0.0206 (0.0140)	-0.0206 (0.0141)
<i>ass</i>		0.1145*** (0.0182)	0.1145*** (0.0183)
<i>trad</i>		-0.1538*** (0.0499)	-0.1539*** (0.0501)
<i>stru</i>		-0.0248 (0.0242)	-0.0248 (0.0244)
<i>hdu</i>		-0.0358*** (0.0117)	-0.0358*** (0.0118)
<i>mar</i>		0.8753 (0.8984)	0.8753 (0.9029)
<i>fin</i>		-0.0360 (0.0465)	-0.0360 (0.0467)
<i>_cons</i>	2.8053*** (0.0025)	4.4327*** (0.8515)	4.4333*** (0.8559)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	否	否	是
R <sup>2</sup>	0.9824	0.9873	0.9873
样本量	2880	2880	2880

## (二) 平行趋势与安慰剂检验

本文在基准模型估计中使用广义双重差分法，该方法的处理组和控制组需要在实验前满足事前平行趋势假定。基于此，本文通过设立时间虚拟变量的方法检验数字基础设施对区域经济差距的影响在政策实施前后的动态效果。具体而言，本文分别在城市受到数字基础设施建设和政策冲击影响的前四年到后四年，针对每一年份分别设立了一个时间虚拟变量，从而对模型的平行趋势假定进行检验，本文借鉴 Beck et al. (2010) 的方法构建模型：

$$|Eoc\_gap_{ct}| = \alpha_0 + \alpha_i \sum_{i=-4}^9 Digins_c \times D_t^i + X + \theta_t + \sigma_c + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

其中， $D_t^i$  为一系列虚拟变量，当  $i > 0$ ，为政策实施后的年份；当  $i < 0$ ，为政策实施前的年份，本文选择政策实施前一年为基准年，因此  $i \neq -1$ 。图 2 显示了本文数字基础设施

对区域经济差距的影响在政策实施前后的动态效应。由结果可知，变量在前 4 期均没有在统计学上表现出显著性，这表明在 4G 政策实施之前，实验组与控制组地区在 4G 基站建设方面并不存在显著差距。同时，也可以看到，在政策实施后的四年后，数字基础设施对于区域经济差距缩小的影响逐渐开始显现，图 2 的结果验证了平行趋势的假设是成立的，也进一步为表 2 结果的稳健性提供了支撑。

考虑到数字基础设施和区域经济差距可能并不存在直接关系，同时，在推行 4G 政策的时期内也出台了各种政策，这些政策也会影响区域经济差距。因此，为了排除这些因素干扰导致的估计偏误，本文进一步采取安慰剂检验。具体做法是本文将 282 个地级市随机分配进行数字基础设施建设，把该过程重复 500 次，得到 500 个估计系数，由此绘制出估计系数分布图，具体如图 3 所示。可以看出，随机处理下的系数估计值集中在[-0.005, 0.005]之间，估计系数值较小，主要分布在 0 附近，也即意味着模型设定中并未遗漏掉足够重要的影响因素，换言之，基准回归分析中的影响效应的确是由于 4G 推广政策发生带来的结果。同时也表明在模型表设定中并不存在严重的遗漏变量问题，上述结论仍旧稳健。

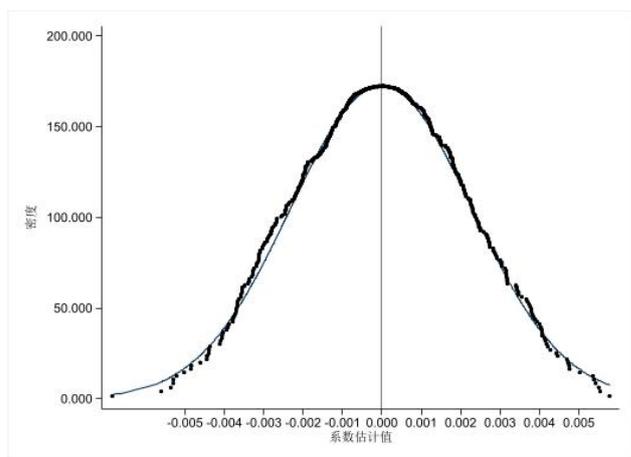
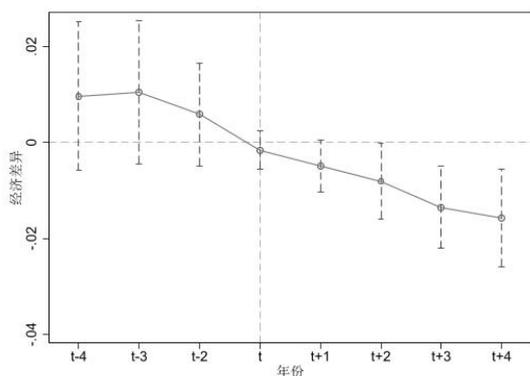


图 3 基于实际 GDP 差距的事前平行趋势检验

图 4 基于实际 GDP 差距的安慰剂检验

### (三) 内生性处理

#### 1. 考虑反向因果的内生性处理

考虑到数字基础设施建设与地区经济发展之间可能存在的反向因果关系以及遗漏变量等问题,本文采用工具变量法来减缓其中的内生性问题。经验证据发现,气候因素对数据基础设施的布局尤为重要。以贵州为例,由于数字基础设施在运行过程中会释放大量热量,而贵州属亚热带湿润季风气候,年平均气温  $15^{\circ}$ ,这种天然的低温气候条件有利于对大数据设备进行温度调节,避免热量堆积影响数据基础设施应用的效率。同时,这种气候优势也会节省大量的维护成本。因此,本文根据基于气象站点的经纬度及美国国家海洋和大气管理局(NOAA)下设的国家环境信息中心(NCEI)获取逐日的气象指标获取个城市逐日的平均气温栅格图,然后再基于全国地级市的行政边界数据,得到个城市平均气温数值,并计算得到个城市逐年平均气温。进一步地,本文选用取自然对数各城市平均气温作为工具变量,城市平均气温也会在一定程度上影响数字基础设施的运维成本,满足工具变量的相关性要求;但是城市平均气温和地区间经济差距相关性不高,满足工具变量外生性要求。因此,本文选用该变量作为数字基础设施的工具变量。

由表 3 第(1)列结果可以看出,城市平均气温与数字基础设施显著相关,在统计意义上满足相关性假设。这一工具变量不仅通过了弱工具变量检验,而且拒绝不可识别的原假设,通过了外生性检验,满足了工具变量的有效性。根据第(2)列第二阶段回归结果可以看出工具变量对中心-外围城市间实际 GDP 差距仍具有负向显著的影响,这与基准回归结果的估计系数符号一致,说明在缓解内生性问题后,基准结果依然稳健,说明在缓解内生性后,数字基础设施缩小中心-外围城市实际 GDP 差距的效果更加显著。

表 3 工具变量法的结果

变量	第一阶段	第二阶段
<i>We</i>	-0.6124*** (0.1883)	
<i>IV</i>		-0.1806** (0.0878)
<i>open</i>	-0.0503 (0.0359)	-0.0283* (0.0146)
<i>ass</i>	-0.0129 (0.0151)	0.1122*** (0.0180)
<i>trad</i>	-0.0085 (0.1645)	-0.1540*** (0.0567)
<i>stru</i>	0.2796 (0.1913)	0.0209 (0.0454)
<i>hdu</i>	-0.0088 (0.0470)	-0.0376*** (0.0120)
<i>mar</i>	17.3030*** (5.2516)	3.6413** (1.5703)
<i>fin</i>	0.0341 (0.1612)	-0.0287 (0.0517)

城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R <sup>2</sup>	0.7018	-0.1570
样本量	2880	2880
Cragg-Donald Wald F statistic		13.163
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic		10.572
Kleibergen-Paap rk LM statistic		9.904

## 2.考虑遗漏变量的内生性处理

考虑到一个地区的地形因素会影响地区的经济发展情况,也会影响4G基站建设的选择,因此我们把各城市平均坡度因素进行进一步控制,缓解遗漏变量偏差的内生性问题,回归结果如表4所示。可以看出, *Post·Digins* 的系数仍然显著为负,表明剔除地形因素的影响后,本文的结论仍然成立。

表4 排除遗漏变量的结果

变量	(1)	(2)
<i>Post·Digins</i>	-0.0179** (0.0069)	-0.0165** (0.0070)
<i>open</i>	0.0053** (0.0026)	0.0023 (0.0031)
<i>ass</i>		-0.0207 (0.0141)
<i>trad</i>		0.1145*** (0.0182)
<i>stru</i>		-0.1540*** (0.0499)
<i>hdu</i>		-0.0248 (0.0242)
<i>mar</i>		-0.0358*** (0.0118)
<i>fin</i>		0.8757 (0.8986)
<i>_cons</i>		-0.0361 (0.0465)
<i>Post·Digins</i>	2.7517*** (0.0273)	4.4117*** (0.8472)
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R <sup>2</sup>	0.9824	0.9873
样本量	2880	2880

## (四) 其他稳健性检验

为了进一步验证基准回归结果的可靠性，本文分别从以下四个方面进行了稳健性检验：

首先，替换被解释变量。考虑到地方政府 GDP 统计可能存在“失真”情况，本文选用城市全要素生产率作为衡量指标之一，考虑到在我国进入高质量发展阶段，区域经济发展和竞争的动力已经转变为生产率层面的比较，地区间生产率差距也逐渐成为我国地区经济发展不平衡的主要表现（吕大国等，2019）；另一方面，基于技术-经济的分析范式，数字基础设施对经济社会的影响直接作用于增进经济效率层面。本文利用非参数估计 DEA-SBM 模型测度城市全要素生产率。根据表 5 第（1）、（2）列结果显示，以 TFP 作为中心-外围城市间经济差距的衡量指标，数字基础设施依然缩小了外围城市和中心城市的经济差距。

其次，替换核心解释变量。城市层面关于数字基础设施的衡量指标数据获取难度较大，相关数据仅报告到省级层面。本文参考沈坤荣等（2023）做法，借鉴构建 Bartik 方法的思想，以城市 GDP 占全省 GDP 的比重作为外生权重，以各省每百家企业拥有网站数作为基础变量进行交乘，作为 4G 基站的替代指标进行稳健性检验。结果如表 5 中第（3）、（4）所示。同时，本文对上市公司年报中是否涉及数字基础设施相关词汇的企业进行筛选，若包含人工智能、大数据等词汇则记为 1，否则记为 0。回归结果显示，核心变量估计系数在 1% 显著性水平上显著为负，说明前文结果稳健。最后，排除同期政策干扰的影响。本文政策冲击年份在 2014 年，同期我国提出了“一带一路”倡议，这一倡议虽然是针对外贸格局调整，但是对于国内区域经济格局也产生了重大的影响，尤其是“丝绸之路经济带”对于我国西部欠发达地区对外开放，经济发展产生了重要影响。本文剔除了“一带一路”沿线经过的地区进行稳健性检验，如表 5 所示。可以看出，结果依然显著为负，说明在排除同期其他相关政策后，基准回归结果依然稳健。

表 5 其他稳健性检验

变量	被解释变量替换		核心解释变量替换			排除其他因素干扰	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Post-Digins</i>	-0.0490** (0.0193)	-0.0407** (0.0173)					-0.0302** (0.0148)
<i>_Digins</i>			-0.0702*** (0.0209)	-0.0479*** (0.0174)			
<i>IDigins</i>					-0.0072*** (0.0013)	-0.0090*** (0.0019)	
<i>open</i>		-0.2386** (0.1067)		-0.0191 (0.0140)		-0.0249* (0.0140)	-0.0225 (0.0145)
<i>ass</i>		-0.0866* (0.0497)		0.1135*** (0.0182)		0.1173*** (0.0176)	0.1305*** (0.0131)
<i>trad</i>		0.2462 (0.3501)		-0.1594*** (0.0500)		-0.1520*** (0.0500)	-0.1824*** (0.0524)
<i>stru</i>		0.1574		-0.0273		-0.0208	-0.0286

		(0.1099)	(0.0239)	(0.0233)	(0.0269)		
<i>hdu</i>		0.0125	-0.0352***	-0.0343***	-0.0355***		
		(0.0390)	(0.0114)	(0.0121)	(0.0122)		
<i>mar</i>		-5.9858	0.7256	0.8995	0.9072		
		(3.7752)	(0.8560)	(1.0055)	(0.9656)		
<i>fin</i>		0.7038**	-0.0342	-0.0270	-0.0248		
		(0.3298)	(0.0466)	(0.0477)	(0.0486)		
<i>_cons</i>	4.6004***	-7.3695	2.8174***	4.4400***	2.8060***	4.2802***	4.5073***
	(0.0069)	(5.4651)	(0.0055)	(0.8510)	(0.0003)	(0.8627)	(0.9054)
城市固定 效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定 效应	是	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.9991	0.9992	0.9825	0.9873	0.9833	0.9883	0.9853
样本量	2880	2880	2880	2880	2640	2640	2592

## 2.考虑空间溢出的稳健性检验

在基准双重差分模型设定中，需要满足一个重要的条件：个体处理效应稳定性假设（Stable Unit Treatment Value Assumption, SUTVA），即政策干预只影响处理组，不会对控制组产生交互影响，或者说当不同空间单元之间存在相关性即存在空间溢出效应时，SUTVA不再成立（Rubin, 1974; Kolak & Anselin, 2019）。根据前文理论分析，数字基础设施作为公共品和GPT也存在外溢性，基准模型可能存在违背双重差分模型基本假定进而导致标准误被低估，夸大系数的显著性等识别偏误问题（Ferman, 2020）。本文参考Diao et al. (2017)、Ruining (2021)做法，纳入反距离矩阵，构建空间杜宾-差分模型（SDM-DID）进行回归分析。

根据表6和表7的结果显示，无论是否加入控制变量，空间溢出系数均显著为正，并且间接效应也显著，说明基准模型外溢性的存在。但是直接效应结果依然显著为负，说明控制空间溢出效应以后，数字基础设施仍然可以显著缩小中心-外围城市经济差距，与基准回归结果一致。与表（1）基准回归结果对比显示，以实际GDP为被解释变量，考虑空间外溢性后的核心解释变量的回归结果均比基准回归结果小，但是变化幅度不大。

表6 排除空间溢出性干扰

变量	(1)	(2)
<i>Post-Digins</i>	-0.0106** (0.0044)	-0.0064* (0.0038)
<i>open</i>		-0.0145** (0.0066)
<i>ass</i>		0.1172*** (0.0034)

<i>trad</i>		-0.1589*** (0.0235)
<i>stru</i>		-0.0213* (0.0129)
<i>hdu</i>		-0.0372*** (0.0078)
<i>mar</i>		-0.2180 (0.2952)
<i>fin</i>		-0.0265 (0.0208)
<i>W·Post·Digins</i>	-0.1852*** (0.0359)	-0.1511*** (0.0315)
<i>W·open</i>		0.0282 (0.0724)
<i>W·ass</i>		-0.1860*** (0.0341)
<i>W·trad</i>		0.6324** (0.2529)
<i>W·stru</i>		-0.1552 (0.1193)
<i>W·hdu</i>		-0.2729*** (0.0988)
<i>W·mar</i>		14.0586*** (2.2721)
<i>W·fin</i>		0.5007** (0.2259)
<i>W·rho</i>	0.7471*** (0.0625)	0.7771*** (0.0565)
<i>Variance sigma2_e</i>	0.0276*** (0.0007)	0.0189*** (0.0005)
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R <sup>2</sup>	0.0006	0.1046
样本量	2880	2880

表 7 空间溢出性的效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
<i>Post·Digins</i>	-0.0098** (0.0041)	-0.7765** (0.3453)	-0.7863** (0.3465)
<i>open</i>	-0.0143** (0.0065)	0.1098 (0.3948)	0.0956 (0.3963)
<i>ass</i>	0.1154*** (0.0036)	-0.4819* (0.2665)	-0.3665 (0.2682)
<i>trad</i>	-0.1467***	2.7110	2.5643

	(0.0239)	(1.8900)	(1.8972)
<i>stru</i>	-0.0252**	-0.8861	-0.9113
	(0.0125)	(0.6818)	(0.6837)
<i>hdu</i>	-0.0436***	-1.4925*	-1.5361*
	(0.0086)	(0.8057)	(0.8094)
<i>mar</i>	0.1058	70.7265**	70.8323**
	(0.3335)	(32.2647)	(32.4066)
<i>fin</i>	-0.0163	2.3902	2.3739
	(0.0209)	(1.7697)	(1.7762)

## 五、拓展性分析

### （一）影响渠道分析

根据前文理论分析，数字基础设施可能通过提高市场开放度和知识溢出两条渠道对中心-外围的区域经济差距产生影响。为了增进机制检验的因果识别的可靠性，本文检验引入机制变量与数字基建的交互项，从而判断其对经济差异的影响机制。具体模型构建如下：

$$|Eoc\_gap_{ct}| = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Digins_c + \beta_2 Post_t \times Digins_c \times chanel + \beta_3 chanel + \theta_t + \sigma_c + \varepsilon_{ct}$$

其中，*chanel* 表示市场开放度和知识溢出两条渠道。其余变量设置与模型（1）保持一致。

根据假说 1a，数字基建可以有效提高市场开放度，产生“虹吸效应”，扩大中心-外围城市间经济差距。本文参考白俊红等（2022）思路和测算方法，从商品市场整合、要素市场整合两个维度检验数字基建对于市场开放度的影响。市场整合分为商品市场整合与要素市场整合，本文利用“价格法”测算各地级市商品市场分割指数，衡量各城市的商品市场整合程度（*mak*）；我国要素市场分割的主要表现在于资本、劳动力等生产要素流动受阻且存在错配的情况（刘志彪，2022），因此本文参考白俊红等（2022）的方法，测算资本和劳动力的错配程度进行衡量，并根据胡增玺和马述忠（2023）的方法，将资本和劳动力错配程度转换为劳动力（*makl*）和资本（*maka*）的一体化程度。

根据表 8 的实证结果显示，在商品市场整合层面，第（1）列交互项 *mak-Post-Digins* 的结果系数显著为正，说明数字基础设施普及可以显著促进区域商品市场整合。在要素市场整合层面，第（2）和（3）列检验了数字基础设施通过劳动力与资本配置间接作用于经济差异，从回归结果可以看出，交互项的系数显著为正，说明数字基础设施进一步促进资本和劳动力要素的流动并削弱其错配程度，促进了要素市场整合，从而扩大了经济差异，证实了假说

1a 验证了假说 1a 中的机制渠道。这意味着数字基建可以有效促进劳动要素和资本要素配置并可能导致其正向流动。事实上，我国劳动力流动和配置长期受制于户籍、房价等制度性因素的阻碍（陆铭和李鹏飞，2022），数字基础设施普及能够破除劳动力流动的制度性阻碍，实现劳动要素优化配置。综上，数字基础设施普及可以有效实现区域商品与要素市场整合，扩大经济差异。

表 8 数字基建影响区域经济差距的市场整合路径检验

变量	(1)	(2)	(3)
<i>mak</i>	-0.0698*** (0.0265)		
<i>Post-Digins</i>	-0.0420** (0.0165)	-0.0554*** (0.0168)	-0.0409*** (0.0124)
<i>mak·Post-Digins</i>	0.0109** (0.0046)		
<i>makl</i>		-0.0445*** (0.0113)	
<i>makl·Post-Digins</i>		0.0318*** (0.0115)	
<i>maka</i>			-0.0450** (0.0178)
<i>maka·Post-Digins</i>			0.0208*** (0.0070)
<i>open</i>	-0.0474*** (0.0158)	-0.0180 (0.0135)	-0.0189 (0.0138)
<i>ass</i>	0.1088*** (0.0219)	0.1131*** (0.0181)	0.1128*** (0.0181)
<i>trad</i>	-0.0742 (0.0496)	-0.1452*** (0.0497)	-0.1454*** (0.0499)
<i>stru</i>	-0.0141 (0.0322)	-0.0270 (0.0241)	-0.0270 (0.0233)
<i>hdu</i>	-0.0317*** (0.0116)	-0.0361*** (0.0119)	-0.0361*** (0.0117)
<i>mar</i>	-0.3956 (0.8056)	0.7160 (0.8693)	0.8302 (0.8667)
<i>fin</i>	-0.0442 (0.0476)	-0.0414 (0.0457)	-0.0358 (0.0457)
<i>_cons</i>	4.3721*** (0.8523)	4.5039*** (0.8435)	4.4102*** (0.8419)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.9905	0.9876	0.9875
样本量	1528	2880	2880

根据假说 1b，数字基础设施可以有效促进知识溢出和流动，产生涓滴效应，缩小中心-外围城市间经济差距。已有研究关于知识溢出机制的检验多采用地方创新专利相关指标（白俊红等，2017；赵奎等，2021），本文参考赵奎等（2021）做法，选用非中心城市地方上市企业年度申请的专利信息的增长（*pat*）检验数字基础设施是否有效带动非中心城市的创新水平提升，反映中心城市对外围城市的知识溢出水平。与此同时，与传统基础设施不同的是，数字基础设施产生知识溢出效应不局限于创新专利层面，其有效为欠发达地区提供现代化、数字化的生产要素，弥合数字发展的“鸿沟”，促进欠发达地区经济的转型升级。本文进一步选用地方创新型上市企业与规模以上工业企业数之比（*inoent*）侧面衡量知识溢出程度。本文从国泰安数据库收集当地创新型企业数量分别衡量当地新兴数字产业发展程度。数字产业化是区域数字经济的重要组成部分，因此本文从该维度衡量数字基础设施普及能否促进知识溢出，为欠发达地区提供“数字化”动力。

根据表 9 的实证结果显示，在专利申请层面，第（1）列交互项（*pat·Post-Digins*）的核心系数为负但不显著，表明数字基础设施能够带来创新专利在中心-外围城市之间的溢出。与此同时，第（2）列（*inoent·Post-Digins*）结果显示，数字基础设施还可以有效带动欠发达地区的创新型企业兴起，实现当地经济数字产业化转型升级。以上结果说明了数字基建可以为欠发达地区输入现代化、数字化生产要素，缩小数字鸿沟，促进当地经济结构转型升级，缩小了中心-外围城市间经济差距，这也是数字基础设施区别于传统交通基础设施产生知识溢出效应的独特表现。郑江淮等（2023）测算发现，近年来创新集群中心-外围城市间的技术联系呈现从技术竞争向技术互补的转变，并且有效促进中心-外围城市间经济差距收敛，相关文献研究与本文发现基本一致并提供进一步证据，说明数字基础设施促进了创新要素在区域间流动并催生了中心-外围城市创新要素互补的新形态。综上，本文发现数字基础设施均可以有效促进市场整合和知识溢出，验证了假说 1。

表 9 数字基建影响区域经济差距的知识溢出路径检验

变量	(1)	(2)
<i>mak</i>		7.7264* (4.4491)
<i>Post-Digins</i>	-0.0156** (0.0069)	0.0033 (0.0073)
<i>inoent·Post-Digins</i>		-0.8378*** (0.2475)
<i>pat</i>	0.0194** (0.0092)	
<i>pat·Post-Digins</i>	-0.0059 (0.0107)	
<i>open</i>	-0.0204	-0.0326**

	(0.0140)	(0.0149)
<i>ass</i>	0.1147***	0.1152***
	(0.0182)	(0.0154)
<i>trad</i>	-0.1514***	-0.1589***
	(0.0494)	(0.0544)
<i>stru</i>	-0.0245	-0.0173
	(0.0242)	(0.0235)
<i>hdu</i>	-0.0354***	-0.0535***
	(0.0120)	(0.0172)
<i>mar</i>	0.8421	-0.3843
	(0.8983)	(0.7934)
<i>fin</i>	-0.0371	0.0047
	(0.0463)	(0.0428)
<i>_cons</i>	4.4278***	3.9942***
	(0.8468)	(0.8414)
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R <sup>2</sup>	0.9873	0.9919
样本量	2880	1920

## （二）空间距离异质性检验：距离衰减法则的消解

以上实证研究验证了数字基础设施整体上会缩小区域经济差距，本文在理论分析中提出数字基础设施对区域经济差距的影响可能存在空间距离的异质性，对于距离中心城市较近的边缘地带，数字基础设施可以通过市场整合效应扩大经济差距，但是对于远离中心城市的外围地带，数字基础设施会打破知识溢出的限制，缩小经济差距。为了进一步验证这一空间距离的异质性，本文对计量模型做出以下调整：

$$|Eoc\_gap_{ct}| = \gamma_0 + \gamma_1 Digins_c \times Post_t + \sum_{j=1}^4 \gamma_j dis_{cj} \times Digins_c \times Post_t + X + \sigma_c + \theta_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

其中， $\sum_{i=1}^4 dis_{cj}$  是一组衡量实验组各城市距离中心城市的距离，具体构造方法如下：首先将各城市距离中心城市从小到大排序， $dis_1$  表示一个城市距离最近中心城市的距离在 100 公里以内，则  $dis_1$  为 1，否则为 0。 $dis_2$  表示一个城市距离最近中心城市的距离在 200 公里以内，则  $dis_2$  为 1，否则为 0，以此类推。为了测算城市距离最近中心城市的距离，本文首先利用 Arcgis 软件计算城市的质心坐标，利用 R 计算识别各地级市质心到最近的省会城市距离。根据表 10 的实证结果显示，数字基础设施扩大距离最近省会城市 100 公里以内、200 公里以内的地带与中心城市的实际 GDP 差距，但是对于距离 300 公里以内分位的地带，

估计系数转为显著为负，并且伴随着距离增大而稳定，说明数字基础设施主要缩小了距离中心城市 300 公里以内分位地区与中心城市的经济差距。可以看出，数字基础设施产生的虹吸效应在 200 公里的距离附近呈衰减趋势，但是产生的涓滴效应在 300 公里距离以上发挥了作用并不伴随距离而衰减，因此验证了假说 2。表 3 中第（2）列实证结果进一步证实了结果的稳健性。

表 10 空间异质性结果

变量	(2)	(2)
一百公里以内· <i>Digins</i>	0.0105 (0.0238)	0.0155 (0.0212)
二百公里以内· <i>Digins</i>	0.1339*** (0.0444)	0.1268*** (0.0358)
三百公里以内· <i>Digins</i>	-0.1574*** (0.0383)	-0.1536*** (0.0302)
<i>open</i>		-0.0211 (0.0142)
<i>ass</i>		0.1143*** (0.0181)
<i>trad</i>		-0.1558*** (0.0500)
<i>stru</i>		-0.0241 (0.0243)
<i>hdu</i>		-0.0366*** (0.0114)
<i>mar</i>		0.7950 (0.8847)
<i>fin</i>		-0.0492 (0.0461)
<i>_cons</i>	2.8097*** (0.0027)	4.6832*** (0.8463)
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R <sup>2</sup>	0.9826	0.9875
样本量	2880	2880

### （三）虹吸效应与涓滴效应的分离

本文进一步验证数字基础设施对中心-外围城市经济差距影响的内在机制是否也同样具有距离异质性，为距离异质性分析提供进一步的经验证据。根据假说 2，数字基础设施产生的市场整合效应依然伴随着距离衰减，但是产生的知识溢出效应却能打破“距离衰减法则”。和上文做法一致，一方面按照到最近中心城市实际距离的“数值”差距进行划分，将模型（2）

的被解释变量换为机制变量进行回归分析。参考前文机制分析的结果，这一部分本文以商品市场整合指数作为市场开放的衡量指标来检验虹吸效应的分解，选用地方创新型上市企业与规模以上工业企业数之比作为知识溢出的衡量指标来检验涓滴效应的分解。

在市场开放方面，根据表 11 第 (1) 列结果显示，在加入控制变量后，数字基础设施对于距离中心城市 100 公里以内的边缘地带的商品市场整合有促进作用，但是对于更远距离的外围地带没有产生显著影响，说明数字基础设施整合了近距离的商品市场，对于远距离地带商品市场影响不显著，可以发现，数字基础设施产生的商品市场整合效应并没有打破“距离衰减法则”，对中心城市的边缘地带影响更大，形成“集聚下的阴影”。在知识溢出方面，根据表 11 第 (2) 列结果显示，数字基础设施对于距离中心城市较远地带创新型企业的增长，这也说明，数字基础设施产生的知识溢出效应更多体现在为欠发达地区提供数字化、现代化生产要素，弥补了“数字鸿沟”。综上说明，数字基础设施阐释的知识溢出效应有效打破了“距离衰减法则”，可以普惠到远离中心城市的边缘地带的数字化发展，弥补了“数字鸿沟”。

表 11 空间异质性的分离结果

变量	虹吸效应分解	涓滴效应分解
一百公里以内· <i>Digins</i>	0.0657*** (0.0236)	0.0004 (0.0004)
二百公里以内· <i>Digins</i>	-0.0301 (0.0392)	-0.0006 (0.0005)
三百公里以内· <i>Digins</i>	-0.0326 (0.0307)	0.0009** (0.0004)
<i>open</i>	-0.0054 (0.0170)	-0.0001 (0.0002)
<i>ass</i>	0.0004 (0.0047)	0.0000 (0.0001)
<i>trad</i>	-0.0241 (0.0535)	-0.0016** (0.0007)
<i>stru</i>	-0.0937 (0.0803)	0.0008** (0.0003)
<i>hdu</i>	-0.0164 (0.0186)	-0.0001 (0.0003)
<i>mar</i>	-0.9672 (0.8758)	0.0298** (0.0115)
<i>fin</i>	-0.0518 (0.0594)	-0.0004 (0.0005)
<i>_cons</i>	4.2849*** (1.1378)	0.0194** (0.0094)
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是

R <sup>2</sup>	0.7961	0.9465
样本量	1528	1920

## 六、结论与政策启示

在我国基础设施的投资重点从传统基建转向数字基建的背景下,本文深入探讨数字基础设施对区域经济差距产生的虹吸效应和涓滴效应的内在机制和非对称影响,并手工收集我国4G基站分布数据,以4G开通为准自然实验,构建广义双重模型进行实证检验。本文研究发现,整体上,数字基础设施会缩小中心-外围城市间经济差距,进行平行趋势检验、安慰剂检验、内生性处理以及替换变量模型、排除外溢性等稳健性检验后,结果依然成立。机制分析表明,数字基础设施具有外部性和渗透性,可以产生市场整合效应和知识溢出效应影响区域经济差距。基于空间距离异质性研究发现,数字基础设施会扩大距离中心城市200公里以内边缘地带与中心城市的经济差距,但是会缩小距离中心城市300公里以内的外围地区与中心城市的经济差距。进一步分析表明,数字基础设施产生的市场整合效应主要作用于中心城市边缘地带,形成集聚下的阴影,但是产生的知识溢出效应却可以打破距离限制,作用于远离中心城市的外围地带。在现实层面,本文研究揭示了我国数字基础设施普及既能打破距离限制为远离中心城市的落后地区提供更多数字化、现代化发展要素,让更多人民共享数字经济发展“红利”;又能促进城市边缘的区域市场整合,实现在“集聚中走向平衡”,做到了区域经济协调发展公平与效率的统一。接下来本文结合以上两个方面提出以下两点政策建议:

第一,提升数字基础设施建设的均衡性、可及性,因地制宜地引导欠发达地区发展数字经济新业态。目前我国虽然完成了宽带网络等数字基础设施的全面普及,但是以云计算、大数据、人工智能为代表的新一代信息技术演化迭代生成的新型数字基础设施建设普及依然不均衡,难以支撑欠发达地区数字经济等新业态新产业迭代升级。国家需要在数字基础设施迭代升级过程中充分考量区域布局的均衡性和可及性,欠发达地区要抓住国家“东数西算”等重大数字基建工程建设的契机,根据地区发展需要,完善自身数字基础设施体系。与此同时,本文研究表明,数字基础设施主要通过知识溢出效应,为欠发达地区输入现代化、数字化生产要素,培育相关数字经济新业态,推动当地经济发展。但是需要注意的是,在数字基础设施构建的“虚拟网络”大市场下,各地区在发展当地数字经济新业态时,要避免陷入“同质化”的竞争中,而是需要根据自身资源禀赋,发挥比较优势,培育特色的数字经济新业态,才能形成长久的区域竞争力。

第二,借助数字基础设施建设契机,完善国内统一大市场的制度建设,深化在数字基建

建设以及其他数字经济领域的合作交流，形成区域联动效应。数字基础设施形成的“虚拟网络”市场，可以有效破除过去的市场分割困境，优化要素资源配置，推动区域经济在“集聚中走向平衡”。目前我国加快畅通国内大循环，构建新发展格局的重点工作之一在于国内统一大市场建设。因此我国需要借助数字基础设施建设的契机，加快打破各类生产要素，尤其是新型数据要素的流通壁垒，提供相应的配套的制度体系。另一方面，数字基础设施形成的网络互联效应遵循梅特卡夫法则，伴随着网络节点的扩张而形成溢出效应，各个地区经济发展都可以在其中获取更大收益。因此在数字基础设施体系建设过程中，各地区要摒弃传统基建时代造“断头路”的错误做法和思维，在中央统筹领导下加强合作，构建全国统一的数字基础设施体系，进一步以此为契机，加强在数字经济其他领域的合作，叠加数字网络互联效应和区域联动效应，共同推动地区经济做强做大做优数字经济。

#### 参考文献：

- 安同良、杨晨，2020：《互联网重塑中国经济地理格局：微观机制与宏观效应》，《经济研究》第2期。
- 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》第11期。
- 卞元超、吴利华、白俊红，2018：《高铁开通、要素流动与区域经济差距》，《财贸经济》第6期。
- 蔡昉、贾朋，2022：《中国地区差距类型变化及其政策含义》，《中国工业经济》第12期。
- 蔡跃洲、马文君，2021：《数据要素对高质量发展影响与数据流动制约》，《数量经济技术经济研究》第3期。
- 钞小静、薛志欣、孙艺鸣，2020：《新型数字基础设施如何影响对外贸易升级——来自中国地级及以上城市的经验证据》，《经济科学》第3期。
- 陈梦根、周元任，2022：《数字不平等研究新进展》，《经济学动态》第4期。
- 郭凯明、潘珊、颜色，2020：《新型基础设施投资与产业结构转型升级》，《中国工业经济》第3期。
- 郭峰、熊云军、石庆玲、王靖一，2023：《数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据》，《管理世界》第4期。
- 洪银兴，2022：《区域共同富裕和包容性发展》，《经济学动态》第6期。
- 黄群慧、余泳泽、张松林，2019：《互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验》，《中国工业经济》第8期。
- 江小涓、靳景，2022：《数字技术提升经济效率：服务分工、产业协同和数实孪生》，《管理世界》第12期。
- 兰秀娟、张卫国、裴璇，2021：《我国中心—外围城市经济发展差异及收敛性研究》，《数量经济技术经济研究》第6期。
- 刘冲、刘晨冉、孙腾，2019：《交通基础设施、金融约束与县域产业发展——基于“国道主干线系统”自然实验的证据》，《管理世界》第7期。
- 刘志彪，2022：《全国统一大市场》，《经济研究》第5期。
- 陆铭、李鹏飞，2022：《城乡和区域协调发展》，《经济研究》第8期。
- 马述忠、房超，2020：《线下市场分割是否促进了企业线上销售——对中国电子商务扩张的一种解释》，《经济研究》第7期。
- 秦芳、王剑程、胥芹，2022：《数字经济如何促进农户增收？——来自农村电商发展的证据》，《经济学（季刊）》第2期。
- 邱泽奇、乔天宇，2021：《电商技术变革与农户共同发展》，《中国社会科学》第10期。
- 沈坤荣、林剑威、傅元海，2023：《网络基础设施建设、信息可得性与企业创新边界》，《中国工业经济》第1期。
- 王春杨、兰宗敏、张超、侯新烁，2020：《高铁建设、人力资本迁移与区域创新》，《中国工业经济》第12期。
- 王军、朱杰、罗茜，2021：《中国数字经济发展水平及演变测度》，《数量经济技术经济研究》第7期。
- 王奇、牛耕、赵国昌，2021：《电子商务发展与乡村振兴：中国经验》，《世界经济》第12期。

- 王如玉、梁琦、李广乾, 2018: 《虚拟集聚: 新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态》, 《管理世界》第 2 期。
- 谢地、荣莹、叶子祺, 2022: 《城市高质量发展与城市群协调发展: 马克思级差地租的视角》, 《经济研究》第 10 期。
- 熊巧琴、汤珂, 2021: 《数据要素的界权、交易和定价研究进展》, 《经济学动态》第 2 期。
- 叶德珠、潘爽、武文杰、周浩, 2020: 《距离、可达性与创新——高铁开通影响城市创新的最优作用半径研究》, 《财贸经济》第 2 期。
- 余文涛、吴士炜, 2020: 《互联网平台经济与正在缓解的市场扭曲》, 《财贸经济》第 5 期。
- 张杰、白钲瑞、毕钰, 2023: 《互联网基础设施、创新驱动与中国区域不平衡——从宏观到微观的证据链》, 《数量经济技术经济研究》第 1 期。
- 张晶、陈海山, 2022: 《新时期城市化推进过程中集聚阴影研究——基于高铁通车的视角》, 《经济学(季刊)》第 1 期。
- 张文魁, 2022: 《数字经济的内生特性与产业组织》, 《管理世界》第 7 期。
- 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第 8 期。
- 赵奎、后青松、李巍, 2021: 《省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析》, 《经济研究》第 3 期。
- 郑江淮、陈喆、冉征, 2023: 《创新集群的“中心—外围结构”: 技术互补与经济增长收敛性研究》, 《数量经济技术经济研究》第 1 期。
- 龚强、班铭媛、刘冲, 2022: 《数据交易之悖论与突破: 不完全契约视角》, 《经济研究》第 7 期。
- Acemoglu, D., and P. Restrepo, 2018b, “The Race between Machine and Man: Implications of Technology for Growth, Factor Shares and Employment”, *American Economic Review*, 108 (6), 1488—1542.
- Agrawal, Ajay, Christian Catalini, and Avi Goldfarb, 2015. “Crowdfunding: Geography, Social Networks, and the Timing of Investment Decisions”, *Journal of Economics and Management Strategy*, 24 (2): 253—74.
- Akerman, Anders, Edwin Leuven, and Magne Mogstad, 2022, “Information Frictions, Internet, and the Relationship between Distance and Trade”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 14 (1): 133—63.
- Anderson, J. E., and E. Van Wincoop, 2004 “Trade Costs”, *Journal of Economic Literature*, 42 (3): 691—751.
- Baldwin R.E., Martin.P., Ottaviano.G.I.P., 2001, “Global Income Divergence, Trade and Industrialization: the Geography of Growth Take-off”, *Journal of Economic Growth*, 6 (1), 5—37.
- Baum-Sonw, N., 2010, “Changes in Transportation Infrastructure and Commuting Patterns in US Metro-politan Areas, 1960-2000”, *American Economic Review*, 100 (2), 378—382.
- Beck T., Levine R. and Levkov A., 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65 (5): 1637—1667.
- Blum, B.S., and A. Goldfarb, 2006, “Does the Internet Defy the Law of Gravity?”, *Journal of International Economics*, 70 (2), 384—405.
- Charles Hodgson, 2018, “The effect of transport infrastructure on the location of economic activity: Railroads and post offices in the American West”, *Journal of Urban Economics*, 104, 59—76.
- Choi, J. H., G.A. Barnett, and C. Bum-soo., 2006, “Comparing World City Networks: A Network Analysis of Internet Backbone and Air Transport Intercity Linkages”, *Global Networks*, 6 (1), 81—99.
- David Andersson, Thor Berger, Erik Prawitz, 2023, “Making a Market: Infrastructure, Integration, and the Rise of Innovation”, *The Review of Economics and Statistics*, 105 (2), 258—274.
- Diao, M., Leonard, D., and Sing, T. F., 2017., “Spatial-difference-in-differences models for impact of new mass rapid transit line on private housing values”, *Regional Science and Urban Economics*, 67: 64—77.
- Duflo, E., 2001, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *The American Economic Review*, 91 (4), 795—813.
- Faber, B., 2014, “Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China’s National Trunk Highway System”, *Review of Economic Studies*, 81(3), 1046—1070.
- Ferman B., 2020, “Inference in Differences-in-Differences: How Much Should We Trust in Independent Clusters?”, *MPRA Paper*

- Figueiredo, O., P.Guimaraes, and D.Woodward, 2015, "Industry Localization, Distance Decay, and Knowledge Spillovers: Following the Patent Paper Trail", *Journal of Urban Economics*, 89, 21—31.
- Forman, Chris, Anindya Ghose, and Avi Goldfarb, 2009, "Competition between Local and Electronic Markets: How the Benefit of Buying Online Depends on Where You Live", *Management Science*, 55 (1) : 47—57.
- Goldfarb, A., and C. Tucker, 2019, "Digital Economics", *Journal of Economic Literature*, 57(1), 3—43.
- Goolsbee, A., 2000, "In a World without Borders: The Impact of Taxes on Internet Commerce", *Quarterly Journal of Economics*, 115 (2) , 561—576.
- Helpman, E., and Krugman,P., 1985, "Market structure and foreign trade increasing returns, imperfect competition, and the international economy", *The MIT Press*.
- Hirschman A. , 1958, "The Strategy of Economic Development", *New Haven: Yale University Press*.
- Hortaçsu, Ali, F.Asís Martínez-Jerez, and Jason Douglas., 2009, "The Geography of Trade in Online Transactions: Evidence from eBay and MercadoLibre", *American Economic Journal: Microeconomics* , 1 (1) : 53—74.
- Hsieh.C.T, Klenow.P.J., 2009, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403—1448.
- Jones C.I.,Tonetic.,2019, "Nonrivalry and the Economics of Data", *NBER, Working Paper*, No.26260.
- Katz, M.L., and C.Shapiro,1985, "Network Externalities, Competition, and Compatibility", *American Economic Review*, 75(3) , 424—440.
- Keller, W.2004, "International technology diffusion", *Journal of Economic Literature*, 42 (3) , 752—782.
- Kerr, W.R., and S. D. Kominers, 2015, "Agglomerative Forces and Cluster Shapes", *Review of Economics and Statistics*, 97 (4) , 877—899.
- Kolak M, Anselin L., 2019, "A Spatial Perspective on the Econometrics of Program Evaluation", *International Regional Science Review*, 43(02): 128—153.
- Krugman, P., 1991, "Increasing returns and economic geography", *Journal of Political Economy*, 99 (3), 483—499.
- Lendle, A., Olarreaga, M., Schropp, S., and Vézina, P.L., 2016, "There Goes Gravity: eBay and the Death of Distance", *Economic Journal*, 126 (591) , 406—441.
- Martin.P, Ottaviano.G.I.P., 1999, "Growing Locations:Industry Location in a Model of Endogenous Growth", *European Economic Review*, 43(2), 281—302.
- Mike Andrews and Chelsea, Lensing., 2020, " Cup of Joe and Knowledge Flow: Coffee Shops and Invention", *Working Paper*.
- Paunov C., Rollo V. , 2016, "Has the Internet Fostered Inclusive Innovation in the Developing World? ", *World Development*, 78, 587—609.
- Perroux F., 1950, "Economic space: Theory and applications", *The Quarterly Journal of Economics*, 64(1): 89—104.
- Rubin.D.B., 1974, "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studie", *Journal of Educational Psychology*, 66(05): 688—701.
- Ruining Jia, Shuai Shao, and Lili Yang 2021, "High-speed rail and CO2 emissions in urban China: A spatial difference-in-differences approach", *Energy Economics*, 99, 105—271.
- Varian H.R.,2018, "Artificial Intelligence,Economics and Industrial Organization" *NBER Working Paper*,No.24839.

## **How does digital infrastructure reshape the “center-periphery” economic geography?**

### **--The Dissolution of the Law of Distance Decay**

**Summary :** The digital infrastructure is driven by the integration and iteration of new generation information technology, providing a system of infrastructure that includes data element transmission, storage, and other aspects, offering public services such as integration and penetration, network interconnection, and digital transformation. It is an important support for China to strengthen, expand and optimize its digital economy, and also a new force shaping the regional economic and geographical pattern. This article analyzes the new mechanism of how digital infrastructure affects the regional economic gap in China and collects manually the data on the distribution of 4G base stations in China. Using the opening of 4G as a quasi-natural experiment, the generalized difference-in-difference (GDID) model is constructed for empirical testing.

The study found that, overall, digital infrastructure narrows the economic gap in per capita GDP and TFP between central and peripheral cities. After conducting parallel trend tests, placebo tests, endogeneity processing, replacement variable models, and robustness tests that exclude spillover effects, the results still hold. Further research shows that digital infrastructure has externalities and penetrations, affecting the regional economic gap through two mechanisms: market integration effects and knowledge spillover effects.

This article argues that, unlike traditional transportation infrastructure, technology-enabled digital infrastructure can effectively eliminate the "distance decay law" and thus adjust the structural pattern of the economic geography between the central and peripheral areas. Based on the study of spatial distance heterogeneity, this article found that digital infrastructure enlarges the economic gap between the edge zone of the central city's 25th percentile and the central city, but it narrows the economic gap between the peripheral areas beyond the central city's 25th percentile and the central city. Further research shows that the market integration effect generated by digital infrastructure mainly affects the edge zone of the central city, forming a "shadow under agglomeration," but the knowledge spillover effect it produces can break the distance limitation and affect the peripheral areas far away from the central city.

The contribution of this article mainly includes the following aspects: First, based on the background of China's infrastructure investment shifting from traditional infrastructure to new digital infrastructure, this article explores the unique properties of digital infrastructure, discusses its internal mechanism for affecting the regional economic gap and reshaping the regional economic and geographical pattern, and expands the discussion on the impact of infrastructure on the regional economic gap from traditional transportation infrastructure to digital infrastructure. Second, this article incorporates the distance factor to explore the new form of digital economic geography shaped by digital infrastructure. This article reveals that the drop-by-drop effect and the siphon effect generated by digital infrastructure will separate with distance, producing asymmetric impacts on the economic development of different locations instead of comprehensive impacts. Third, this article pays attention to the distribution effects that digital infrastructure, as a public good, may produce and supplements the research on the "inequality" problem brought about by digital technology, deepening our understanding of the unique advantages of "infrastructure

construction" in China.

Based on the above research findings, this article reveals that the widespread use of digital infrastructure in China can break through distance limitations and provide more digital and modern development elements for underdeveloped areas far from central cities, allowing more people to share the benefits of digital economic development. It can also promote the integration of regional markets on the urban periphery, achieving a balance between agglomeration and equity in regional economic coordinated development. Combining the above two aspects, this article further proposes corresponding policy recommendations as a reference for promoting regional economic coordinated development and unblocking the "information artery." Specifically, first, improve the balance and accessibility of digital infrastructure construction and guide underdeveloped areas to develop new digital economic models according to local conditions. Second, take advantage of the opportunity of digital infrastructure construction to improve the system construction of the unified domestic market, deepen cooperation and exchanges in digital infrastructure construction and other digital economic fields, and form regional linkage effects.

**Key words:** digital infrastructure; coordinated development of regional economy; "distance decay law"