doi. 10. 3724/1005-0566. 20251011

数字基础设施建设如何推动区域创新发展：基于中国 287 个城市的实证研究

崔　丹，郑　佳

（中国科学技术信息研究所，北京　100038）

摘　要：数字基础设施是支撑数字技术创新的主要载体，更是驱动区域经济发展的重要引擎。基于 287 个地级市 2012—2023 年面板数据，实证探究数字基础设施建设对区域创新发展的影响及作用机制。研究发现：数字基础设施建设能显著提升区域创新发展水平，且该结论在稳健性检验和内生性检验中均得到支持；作用机制分析显示，数字基础设施建设促进区域创新发展主要通过提升企业发明专利、营收等区域创新产出实现；异质性分析表明，数字基础设施的赋能效应在中部地区和东北地区更加显著。研究结论为各城市加快数字基础设施建设，推动区域创新发展提供了理论和实践启示。

关键词：数字基础设施；区域创新发展；创新产出；影响机制

中图分类号：F124　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：1005－0566（2025）10－0118－10

How does digital infrastructure promote regional innovation: An empirical study based on 287 cities in China

CUI Dan, ZHENG Jia

(*Institute of Scientific and Technical Information of China*, *Beijing* 100038, *China*)

Abstract: Digital infrastructure is the main carrier supporting digital technology innovation and an important engine driving regional economy development. Based on panel data from 287 prefecture level cities from 2012 to 2023, this study empirically explores the impact and mechanism of digital infrastructure on regional innovation. This study finds that digital infrastructure can significantly enhance the level of regional innovation, and this conclusion is supported by robustness and endogeneity tests. The promotion of regional innovation through digital infrastructure is mainly achieved by enhancing regional innovation output such as enterprise invention patents and revenue. Further research shows that the empowering effect of digital infrastructure is more pronounced in the central and northeastern regions. This conclusion provides theoretical and practical insights for cities to accelerate the construction of digital infrastructure and promote regional innovation for regional economic development.

Key words: digital infrastructure; regional innovation; innovation output; influence mechanism

收稿日期：2025-08-26　　**修回日期**：2025-09-14

基金项目：教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“产业技术创新智能情报分析平台研究”（22JJD870005）；北京市社会科学基金规划项目“人才高地建设助推新时代首都发展研究”（23JJC039）。

作者简介：崔丹（1985—），女，河南漯河人，博士，中国科学技术信息研究所副研究员，研究方向为科技创新、区域经济、人才研究。

2023 年我国数字经济规模为 53.9 万亿元,占我国 GDP 比重为 42.8%[1],数字经济已逐渐成为我国经济增长的“新引擎”。数字基础设施是数字经济发展的基础,是以数据创新为驱动,以通信网络为基础支撑,以算力设施为核心的基础设施[2]。作为数字经济发展的坚实底座和关键基石,数字基础设施的作用是借助互联网通信网络等,将新一代信息通信技术扩散到各个行业,以全面提升各地区信息化和智能化水平。党的十八大以来,习近平总书记总揽信息化、数字化、网络化、智能化发展全局,就推动数字基础设施建设方面作出一系列新论断新部署新要求,是我国数字经济发展和数字基础设施建设的根本遵循。2014 年,习近平总书记在首届互联网大会上强调,互联网是创新驱动发展的先导力量,要积极推进网络建设。2022 年,党的二十大报告明确提出,要加快建设网络强国、数字中国,加快发展数字经济,优化基础设施布局、结构、功能和系统集成,构建现代化基础设施体系。要开辟发展新领域新赛道,不断塑造发展新动能新优势。

以网络和算力为主体的数字基础设施建设能否为中国区域创新发展赋能?其影响机制是什么?不同地区之间的影响机制是否存在差异?针对这些问题,本文以 2012—2023 年全国 287 个地级市为研究样本,从城市层面深入分析数字基础设施建设对区域创新发展的影响机制,并剖析区域异质性,这些问题的分析对于各城市加快数字基础设施建设,激活经济发展新动能,促进区域创新发展具有重要的理论和实践意义。本文可能的贡献在于:一是在研究对象上,本文以城市层面大样本面板数据为基础,实证研究数字基础设施建设与区域创新发展间的影响机制,并进一步探究数字基础设施建设与区域创新产出间的作用机制,以及东中西和东北地区的异质性,为数字基础设施赋能区域创新发展提供了经验支撑;二是在指标选择上,本文突破单纯采用网络指标或政策指标来测度数字基础设施的局限性,将算力设施与网络设施结合起来以更全面地刻画数字基础设施建设水平,并从创新投入和创新产出两方面来测度区域创新发展水平,使研究更为立体;三是在分析方法上,本文采用稳健性检验、工具变量等方法,使研究结果排除异方差、内生性等问题的干扰,使结果更加稳健和可靠。

一、研究现状与理论假设

(一)研究现状

数字基础设施作为支撑数字技术创新的主要载体,对提升产业生产效率,推动经济高质量发展至关重要。关于数字基础设施的研究,现有研究主要聚焦于其测度方法,及其经济效应和创新效应研究。学者关于数字基础设施建设水平的测度方法不尽相同。有学者主要采用政策指标来刻画数字基础设施的建设水平,如“宽带中国”[3]“智慧城市”[4],或者各地方政府工作报告中的词频分析[5]。也有学者运用单一或多个网络设施指标来衡量数字基础设施建设水平[6-7]。

关于数字基础设施的经济效应,学者主要从缩小城乡收入差距、提高全要素生产率、影响区域高质量发展等方面验证数字基础设施对经济发展的促进作用。蒋晟等[8]研究发现数字基础设施能通过推动产业结构升级显著缩小城乡收入差距。杨彦宁[9]也证实了数字基础设施建设能有效降低区域经济发展差距。刘传明等[10]着重检验了网络基础设施建设的影响,发现其能显著促进全要素生产率提升。尹西明等[7]则从城市层面揭示了数字基础设施对区域高质量发展的影响。此外,也有学者关注数字基础设施的社会效应,发现数字基础设施建设可以通过引导人均能源消耗和总能源投入的边际递减等来抑制碳排放[11]。

创新是经济发展的第一动力,基础设施和发展环境是创新发展的重要保障。既有研究关于数字基础设施建设对创新效应的影响研究主要集中在两个方面。一是数字基础设施对技术创新的影响。已有研究表明,互联网等数字基础设施建设,有助于加快信息传播速度和知识转移概率,促进新技术或创造性思想产生[6]。Kafouros[12]发现通过互联网等基础设施的搜索和交流功能,能有效获取外部信息,从而增强知识创造能力。Xu 等[13]也发现互联网的接入能显著降低知识的获取成本

并推动持续创新。与此同时,有学者发现,数字基础设施有助于促进人才和信息等要素流动与经济集聚,并通过推动数字金融发展显著促进技术水平提升[14],而这种促进效应会不断增强[15]。然而,数字基础设施对技术创新的影响可能存在一定的区域差异,对于发达地区的技术创新,数字基础设施建设的促进作用会更加明显[14],而对于欠发达地区,随着数字基础设施的建设和普及,可能更易于通过模仿实现技术多元化[16]。二是数字基础设施对整体创新发展的影响。有学者认为,数字基础设施主要通过推动人才集聚、产业集聚[17]和加快技术进步[18]等方式推进城市创新发展;也有学者发现,数字基础设施建设是通过知识溢出和信息扩散的途径来影响城市创新[6],但这种创新的促进作用仅限于本地区域,对周边地区则呈现出"虹吸效应"[19]。此外,有研究证实,数字基础设施建设能显著促进产业绿色化转型、企业数字化转型,从而影响区域创新。王阳等[20]发现数字基础设施建设能通过提升绿色技术的创新水平来推动工业绿色转型。Wu 等[21]研究发现数字基础设施建设对民营企业的数字化转型和创新创业具有强烈的推动作用,而企业的数字化转型和创业导向又影响区域创新。王海等[22]也发现数字化基础设施政策的实施有助于推动民营企业数字化转型,但也会加剧区域市场竞争程度。

综上所述,既有研究从技术创新、整体创新等方面分析了数字基础设施的创新效应,但关于创新的测度指标多采用创新专利、企业区位和创新政策等,难以更全面地反映区域创新发展水平。为此,本文从创新投入和创新产出角度衡量区域创新发展,并从创新专利和企业营收的双重角度衡量区域创新产出,实证探究数字基础设施建设对区域创新发展的影响机制,并进一步揭示数字基础设施建设对区域创新产出的作用机制。

(二)理论假设

区域创新发展的核心是实现生产效率提升与经济快速发展。数字基础设施作为支撑数字技术创新的主要载体和数字经济发展的基础,具有汇集数据要素和激发数字技术创新的作用,从而加快推进数字产业化和产业数字化进程。基于创新生态系统理论(强调创新要素的自由流动,强调创新主体通过适应环境变化,通过优势互补实现价值共创等[24-25]),数字基础设施的建设和普及,能加速数据要素流动,创新区域创新主体协同模式,提升区域创新效率,最终促进区域创新发展。

数字基础设施主要通过降低要素流动成本、提升区域创新效率、增加区域创新产出等途径影响区域创新发展。首先,数字基础设施建设能有效促进人才、信息、资金等要素流动[26-27],降低信息搜索和沟通交易成本,使区域内各创新主体间的信息交流互动更为便捷,以加速区域内知识传播和吸收。与此同时,随着区域内信息的堆叠和互动频率的提升,区域更易吸收新知识[6],从而不断提升区域创新能力。

其次,数字基础设施的建设和普及提高了信息传输速度和传播范围,提升了区域内信息采集和处理效率[28],显著增强了区域资源要素的整合能力[29-30]。数字基础设施的建设,还有利于加速新技术研发和应用,并间接提升市场接受和反馈能力,加速新技术迭代升级。与此同时,数字基础设施的建设,使大数据得以精准刻画供给侧和消费侧的需求偏好[28],为数字技术的迭代升级提供支撑,从而不断提升区域创新效率。

最后,数字基础设施的建设和普及,通过信息的跨区域流动,有效拓宽了创新网络,重构创新主体间的协同框架,强化了创新主体间的合作[14]。与此同时,数字基础设施建设带来的信息外溢,增强了创新主体的学习能力。随着企业等创新主体获取和掌握更多低成本、多元化的数字技术信息,增强了企业创新氛围[3],降低了研发风险,不断激发区域内部的研发活力,促进新技术和新产品的产生,从而提升了区域整体创新产出水平。然而,因各地区资源禀赋、经济发展基础、产业结构不同,数字基础设施建设和普及对于不同地区的创新发展水平会产生不同影响。一般认为,对发达地区的正向促进作用更大[14]。基于上述分析,本文提出以下两个假设。

假设 H1:数字基础设施建设能显著推动区域

创新发展水平的提高。

假设 H2:数字基础设施建设对区域创新发展水平的影响有明显的区域差异,对发达地区的正向作用更大。

二、研究设计

(一)样本选取和数据来源

本文以 2012—2023 年全国 287 个地级市为研究样本,对中国城市的数字基础设施建设水平和创新发展水平进行综合评估,并分析两者之间的影响机制。党的十八大(2012 年)以来,我国深入实施数字经济发展战略,数字基础设施不断完善,本文选取 2012 年为研究起点。数据主要来源于 Wind 数据库、Incopat 数据库、CEIC 中国经济数据库、《中国城市统计年鉴(2011—2024)》,以及 2012—2023 年各地级市《国民经济和社会发展统计公报》和相关政府工作报告等。部分数据是自行整理计算后所得结果,另有个别年份数据缺失采用相邻年份值插值法获取。

(二)模型设计

本文首先构建计量经济学模型以验证数字基础设施建设对区域创新发展的整体影响,模型设定为:

$$Creative_{c,t} = \beta_1 Digit_{c,t} + \beta_2 Control_{c,t} + \beta + \varepsilon_{c,t} \quad (1)$$

式(1)中,$Creative_{c,t}$代表 c 城市 t 年份的创新发展水平;$Digit_{c,t}$是指 c 城市 t 年份的数字基础设施建设水平;$\varepsilon_{c,t}$为回归的模型残差。由于创新投入和创新产出是创新发展的两大核心环节,因此本文从创新投入和创新产出两个层面来衡量区域创新发展水平。创新投入主要包含科技经费投入强度和教育经费投入强度等指标;创新产出主要包含上市公司营收情况、高新技术企业专利情况、绿色发明专利情况等指标(见表 1)。目前,学术界关于城市层面数字基础设施建设水平的测度缺乏公认的统一标准。数字基础设施是以数据创新为驱动,以通信网络为基础支撑,以算力设施为核心的基础设施[3]。本文依据数字基础设施的定义,选取城市互联网使用情况、互联网普及率、数据中心数量等作为数字基础设施建设水平的衡量指标(见表 2)。区域创新发展水平和数字基础设施建设水平的测度均运用熵值法进行降维处理。*Control* 代表城市的控制变量,借鉴周茂等[31]的研究经验,控制变量主要包括城乡可支配收入之比(*Dincome*),三次产业结构(第一产业占比 *Findustry*,第二产业占比 *Sindustry*)。

表 1　区域创新发展水平的测度指标

一级指标	二级指标	三级指标
创新投入	科技经费投入强度	科技经费投入与 GDP 比值
	教育经费投入强度	教育经费投入与 GDP 比值
创新产出	上市公司营收情况	人均 A 股上市公司营业收入
	高新技术专利情况	每万人高新技术企业发明专利授权量
	绿色发明专利情况	每万人绿色发明专利授权量

表 2　数字基础设施建设水平的测度指标

一级指标	二级指标	三级指标
数字基础设施建设水平	互联网使用情况	人均电信业务收入
	互联网普及率	每百人互联网宽带接入用户数
	算力设施情况	数据中心数量

数字基础设施建设水平、区域创新发展水平和控制变量的描述性统计结果如表 3 所示。其中,解释变量即数字基础设施建设水平的均值为 0.014,最小值为 0.000 1,最大值为 0.870,标准差为 0.034,说明 287 个地级市在不同年份间的数字基础设施建设水平存在较大区域差异。被解释变量即区域创新发展水平的均值为 0.033,最小值为 0.001,最大值为 0.781,标准差为 0.056,表明大部分地级市的创新发展水平仍有较大提升空间。

表 3　变量描述性统计

变量	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
Creative	3 444	0.033	0.056	0.001	0.781
Digit	3 444	0.014	0.034	0.000	0.870
Dincome	3444	2.265	0.454	1.000	4.559
Findustry	3 444	11.581	7.964	0.030	49.890
Sindustry	3 444	43.847	11.071	10.680	87.960

三、基本事实特征

基于样本数据计算 287 个城市数字基础设施建设水平和区域创新发展水平的平均数,发现 2012—2023 年,城市数字基础设施建设水平和区域创新发展水平均呈现波动上涨态势(如图 1 所示)。本文又对东部、中部、西部和东北地区四大板块的数字基础设施建设水平和区域创新发展水平的核密度分布进行分析。在四大板块中,东部地区的数字基础设施建设水平的核密度曲线,波

峰较低且曲线趋于平缓,而其余三大板块的数字基础设施建设水平的核密度曲线,波峰较高且曲线宽度较窄,表明东部地区数字基础设施建设水平显著优于其他板块,且城市间数字基础设施差异也小于其他板块。其余三大板块中,中部地区的数字基础设施建设水平较高,西部次之,东北地区最弱,如图 2(a)所示。同理,在四大板块中,东部地区的创新发展水平显著领先其他板块,中部地区的创新发展水平较高,西部次之,东北最弱,如图 2(b)所示。总体来看,数字基础设施建设水平与区域创新发展之间存在发展态势趋同和发展空间重叠,暗示了两者之间存在潜在关联。

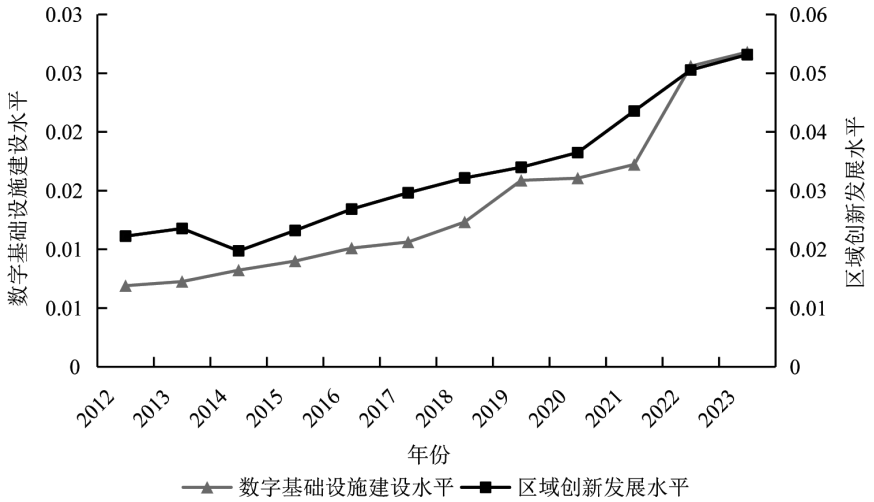

图 1　2012—2023 年中国城市的数字基础设施建设水平和区域创新发展水平

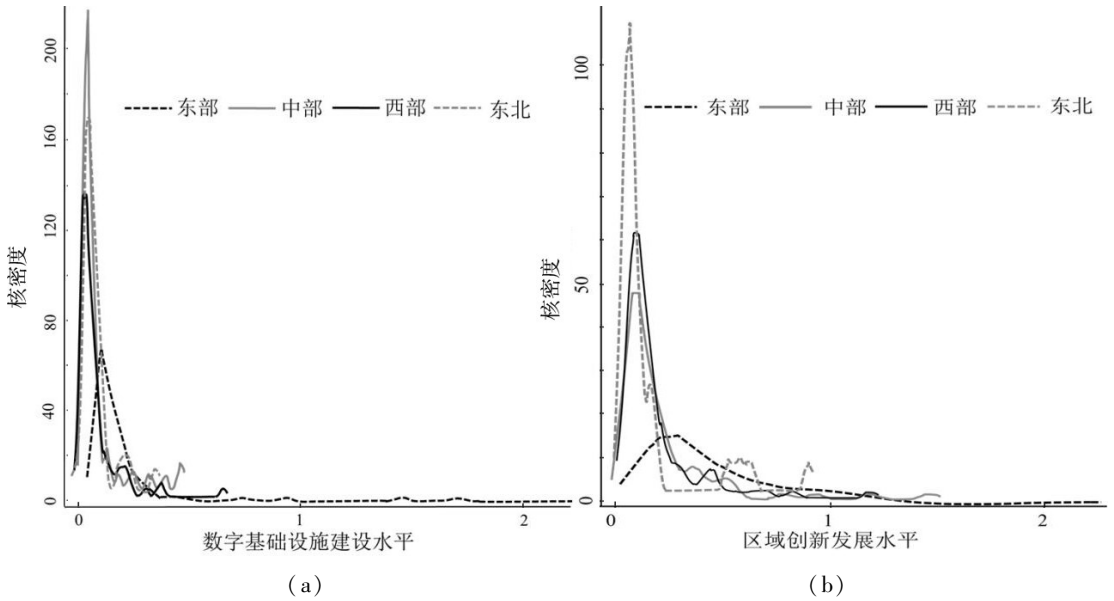

图 2　四大地区城市数字基础设施建设水平、区域创新发展水平的核密度分布

四、实证结果分析

(一)基准回归

本文通过面板计量模型进一步分析了数字基础设施建设对区域创新发展水平的影响。表 4 呈现基准回归结果。列(1)中未纳入控制变量,列(2)和列(3)逐步加入城乡可支配收入之比、第一产业占比、第二产业占比等控制变量(*Control*)和年份(*year*)、城市(*city*)等固定效应变量,数字基础设施建设水平(*Digit*)的系数均显著为正,且模型的拟合值 R^2 显著上升,表明数字基础设施建设能有效推动区域创新发展。这些回归结果证实了假设 1,即数字基础设施建设对区域创新发展有积极正影响。

表 4　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Creative	*Creative*	*Creative*
Digit	0.402 *** (55.26)	0.360 *** (51.94)	0.356 *** (51.73)
Control	否	否	是
year	否	是	是
city	否	是	是
观测值	3 444	3 444	3 444
R^2	0.492	0.570	0.578

注:括号中的数字为 t 值;***、**、* 分别表示在 $p<0.01$、$p<0.05$、$p<0.1$ 时有统计学意义。

(二)稳健性检验

为了验证基准回归结果的稳健性,本文对面板计量模型进行稳健性检验。Modified Wald statistic test 和 LR test 的结果均显示固定效应模型(1)误差项存在组间异方差。此外,Wooldridge test 的检验结果也显示固定效应模型(1)误差项存在组内自相关。Pesaran's test, Friedman's test 的 p 值均小于 0.01,且 Frees' test 检验非主对角线元素绝对值的平均值为 0.577。因此强烈拒绝原假设"无组间同期自相关",而认为固定效应模型(1)中存在组间同期自相关。

通过运用 Drisc-kraay 稳健型标准误估计克服异方差,结果表明数字基础设施建设对区域创新发展有正相关影响。而后,进一步运用面板修正误差标准误估计和可行广义最小二乘法估计来克服组间同期自相关和组内自相关,结果进一步证实数字基础设施建设能有效推动区域创新发展(见表 5)。

(三)内生性分析

尽管稳健性检验结果显示数字基础设施建设对区域创新发展水平有显著正向影响,但模型仍可能存在内生性问题,为进一步排除内生性,本文选取各城市政策中出现的有关数字经济的词频数作为工具变量。内生性检验结果如表 6 所示,列(1)为一阶段回归结果,过度识别检验($p=0.000$)显示,工具变量为外生变量,且工具变量(*Policy*)与区域创新发展水平(*Creative*)之间显著相关;列(2)为 GMM 回归结果,Cragg-Donald Wald F 统计量(F 值高于经验临界值)显示,通过弱工具变量检验,且 *Digit* 与 *Creative* 仍显著相关,表明数字基础设施建设对区域创新发展有积极促进作用,进一步验证了假设 H1。

表 5　稳健性检验结果

变量	(1) 固定效应估计	(2) Drisc-kraay 稳健型 标准误估计	(3) 面板修正 误差标准 误估计 PSCE	(4) 可行广义 最小二 乘法估计 FGLS
	Creative	*Creative*	*Creative*	*Creative*
Digit	0.356 *** (51.73)	0.356 *** (15.31)	0.356 *** (14.11)	0.275 *** (12.85)
Control	是	是	是	是
year	是	是	是	是
city	是	是	是	是
Modified Wald statistic test	chi2 = 2.6e + 05 ($p=0.000$)	—	—	—
LR test	LR chi2 = 9 217.27 ($p=0.000$)	—	—	—
Wooldridge test	F = 113.74 ($p=0.000$)	—	—	—
Pesaran's test	106.625 ($p=0.000$)	—	—	—
Friedman's test	494.079 ($p=0.000$)	—	—	—
Frees' test	0.577	—	—	—
观测值	3 444	3 444	3 444	3 444
R^2	0.578	0.578	0.931	Wald chi^2 = 815.21

注:(1)括号中的数字为聚类稳健型标准误估计和固定效应估计的 t 值,以及面板修正误差标准误估计和可行广义最小二乘法估计的 z 值。(2)***、**、* 分别表示在 $p<0.01$、$p<0.05$、$p<0.1$ 时有统计学意义。(3) Likelihood-ratio (LR) test 和 Modified Wald statistic test 在面板回归模型中检测组间异方差(下同)。(4) Wooldridge test 在面板数据回归中检测组内自相关(下同)。(5) Pesaran's test, Friedman's test 和 Frees' test 用于检验面板回归中组间同期自相关(下同)。

表 6　内生性检验结果

变量	(1)一阶段回归		(2)二阶段 GMM 回归	
	Creative	*Creative*	*Creative*	*Creative*
Policy(IV)	0.058 *** (3.83)	0.057 *** (3.77)	—	—
Digit	—	—	1.461 *** (4.92)	1.458 *** (4.85)
Control	否	是	否	是
year	是	是	是	是
city	是	是	是	是
Cragg-Donald Wald F 统计量	—	—	14.658	14.233
过度识别检验	$p=0.000$	$p=0.000$	—	—
观测值	3 444	3 444	3 444	3 444
R^2	0.005	0.005	—	—

注:(1)括号中的数字为一阶段回归的 t 值,以及二阶段 GMM 回归的 z 值。(2)***、**、* 分别表示在 $p<0.01$、$p<0.05$、$p<0.1$ 时有统计学意义。(3) *Cragg-Donald Wald F* 统计量用于判断是否存在弱工具变量(下同)。(4)过度识别检验用于检验工具变量是否为外生变量(下同)。

(四)作用机制分析

创新产出是衡量区域创新发展的关键层面,而创新产出中的高新技术企业发明专利授权量和 A 股上市公司的营业收入则更能体现区域创新发展的质量。为进一步分析数字基础设施建设对区域创新发展的影响,本文又分别分析了数字基础设

施建设对高新技术企业发明专利授权量(*HTpatent*)和 A 股上市公司的营业收入(*Listcom*)的影响。

1. 数字基础设施建设对企业专利产出的影响

数字基础设施建设对高新技术企业发明专利产出的影响如表 7 所示。列(1)的固定效应估计,*Digit* 的系数显著为正,表明数字基础设施建设对高新技术企业发明专利授权量提升有显著影响。但 Modified Wald statistic test 和 LR test 的结果显示固定效应模型(1)误差项存在组间异方差;Wooldridge test 的结果显示固定效应模型(1)误差项存在组内自相关;Pesaran's test, Friedman's test 和 Frees' test 检验结果显示固定效应模型(1)中存在组间同期自相关。列(2)、列(3)和列(4)通过克服异方差、组间同期自相关和组内自相关,*Digit* 的系数仍显著为正。列(5)和列(6)为加入工具变量后一阶段和二阶段结果。Cragg-Donald Wald F 统计量(F 值大于经验临界值)显示,通过弱工具变量检验。如列(6)所示,*Digit* 的系数显著为正,结果进一步证实数字基础设施建设能有效促进高新技术企业发明专利授权量的提升。

表 7　数字基础设施建设对高新技术企业发明专利产出的影响

变量	(1) 固定效应 估计	(2) Drisc-kraay 稳健型 标准误估计	(3) 面板修正 误差标准误 估计 PSCE	(4) 可行广义 最小二乘法 估计 FGLS	(5) 内生性检验 一阶段回归	(6) 内生性检验 二阶段 GMM 回归
	HTpatent	*HTpatent*	*HTpatent*	*HTpatent*	*HTpatent*	*HTpatent*
Digit	0.351 *** (35.82)	0.351 *** (5.01)	0.351 *** (4.59)	0.290 *** (12.15)	——	0.996 *** (4.57)
Policy(*IV*)	—	—	—	—	0.057 *** (3.77)	—
Control	是	是	是	是	是	是
year	是	是	是	是	是	是
city	是	是	是	是	是	是
Modified Wald statistic test	chi^2 = 2.0e + 06 (p = 0.000)	—	—	—	—	—
LR test	LR chi^2 = 12 755.440 (p = 0.000)	—	—	—	—	—
Wooldridge test	F = 130.558 (p = 0.000)	—	—	—	—	—
Pesaran's test	156.824 (p = 0.000)	—	—	—	—	—
Friedman's test	717.780 (p = 0.000)	—	—	—	—	—
Frees' test	0.467	—	—	—	—	—
Cragg-Donald Wald F 统计量	—	—	—	—	—	14.233
过度识别检验	—	—	—	—	p = 0.000	—
观测值	3 444	3 444	3 444	3 444	3 444	3 444
R^2	0.354	0.354	0.861	Wald chi^2 = 356.22	0.005	—

注:(1)括号中的数字为固定效应估计、聚类稳健型标准误估计、内生性检验一阶段回归的 t 值,以及面板修正误差标准误估计、可行广义最小二乘法估计和内生性检验二阶段 GMM 回归的 z 值。(2) ***、**、* 分别表示在 $p<0.01$、$p<0.05$、$p<0.1$ 时有统计学意义。

2. 数字基础设施建设对企业营收影响

如表 8 所示,数字基础设施建设也能显著提升 A 股上市公司的营业收入。列(1)的固定效应估计,*Digit* 的系数显著为正。列(2)、列(3)和列(4)通过克服异方差、组间同期自相关和组内自相关,*Digit* 的系数仍显著为正。列(5)和列(6)为加入工具变量后一阶段和二阶段结果。Cragg-Donald Wald F 统计量(F 值大于经验临界值)显示,通过弱工具变量检验。如列(6)所示,*Digit* 的系数显著为正,结果证实数字基础设施建设能有效促进 A 股上市公司营业收入的提升。

综合来看,数字基础设施建设能显著提升区域创新发展水平,数字基础设施建设主要通过促进高新技术企业发明专利授权量和 A 股上市公司营业收入的提升,来推动区域整体创新水平的提升。从理论逻辑上看,数字基础设施建设促进区域创新发展的主要途径为提升区域创新产出水平,不断激发区域创新活力,从而推动区域实现整体创新水平提升。

表 8　数字基础设施建设对 A 股上市公司营业收入的影响

变量	(1) 固定效应估计	(2) Drisc-kraay 稳健型 标准误估计	(3) 面板修正 误差标准 误估计 PSCE	(4) 可行广义 最小二乘法 估计 FGLS	(5) 内生性检验一 阶段回归	(6) 内生性检验 二阶段 GMM 回归
	Listcom	*Listcom*	*Listcom*	*Listcom*	*Listcom*	*Listcom*
Digit	0.237 *** (30.10)	0.237 *** (7.01)	0.237 *** (7.19)	0.166 *** (7.22)	——	1.449 *** (2.93)
Policy(IV)	—	—	—	—	0.057 *** (3.77)	—
Control	是	是	是	是	是	是
year	是	是	是	是	是	是
city	是	是	是	是	是	是
Modified Wald statistic test	$chi^2 = 5.9e+05$ ($p = 0.000$)	—	—	—	—	—
LR test	LR $chi^2 = -35\ 705.40$ ($p = 1.000$)	—	—	—	—	—
Wooldridge test	$F = 81.639$ ($p = 0.000$)	—	—	—	—	—
Pesaran's test	154.000 ($p = 0.000$)	—	—	—	—	—
Friedman's test	670.021 ($p = 0.000$)	—	—	—	—	—
Frees' test	0.678	—	—	—	—	—
Cragg-Donald Wald F 统计量	—	—	—	—	—	14.233
过度识别检验	—	—	—	—	$p = 0.000$	—
观测值	3 444	3 444	3 444	3 444	3 444	3 444
R^2	0.359	0.359	0.910	Wald $chi^2 = 237.34$	0.005	—

注:(1)括号中的数字为固定效应估计、聚类稳健型标准误估计、内生性检验一阶段回归的 t 值,以及面板修正误差标准误估计、可行广义最小二乘法估计和内生性检验二阶段 GMM 回归的 z 值。(2) ***、**、* 分别表示在 $p<0.01$、$p<0.05$、$p<0.1$ 时有统计学意义。(3)虽然表 8 中 LR test 的结果显示固定效应模型(1)误差项不存在组间异方差。但 Modified Wald statistic test 的结果强烈拒绝同方差的原假设,则其误差项存在组间异方差。

(五)异质性检验

由于数字基础设施的影响存在区域异质性,因此本文又从东、中、西和东北四大板块出发,分别分析数字基础设施建设对各个地区创新发展水平的影响,以进行区域异质性检验。数字基础设施建设对四大地区创新发展水平影响的回归结果如表 9 所示。列(1)~列(3)为数字基础设施建设对东部地区创新发展水平影响的回归结果,工具变量为滞后一期的数字基础设施,*Digit* 的系数显著为正。列(4)~列(12)分别为数字基础设施建设对中部、西部和东北地区创新发展水平影响的回归结果,工具变量为各地区的城市政策中出现的有关数字经济的词频数,*Digit* 的系数均显著为正,表明数字基础设施建设能显著推动各个地区创新水平的提升,且数字基础设施建设水平每提升 1 个百分点,将会促进东部地区的创新水平提高 35.10 个百分点,中部地区的创新水平提升 35.43 个百分点,西部地区的创新水平提升 29.34 个百分点,东北地区的创新水平提升 40.19 个百分点。这些回归结果证伪了假设 H2,即数字基础设施建设对区域创新发展水平的影响具有明显的异质性,但对中部和东北地区的正向作用更大。

从理论逻辑上看,东部地区的数字基础设施建设水平相对较高,且城市间差异相对较小,其数字基础设施赋能区域创新发展的效果也较为显著,如图 2(左)所示。中部、西部和东北地区对数字基础设施建设和创新发展的需求,相较于东部地区更为迫切,尤其是中部和东北地区,其数字基础设施赋能区域创新发展的效果也相较东部地区显著。表 7、表 8 和表 9 的实证结果也说明,数字基础设施的建设是中部、西部和东北地区提升区域创新产出水平、激发创新活力,提高区域整体创新水平的重要途径。

表 9　数字基础设施对四大地区创新发展水平的影响

变量	东部地区			中部地区			西部地区			东北地区		
	(1) 固定效应 估计	(2) 内生性检验 一阶段回归	(3) 内生性检验 二阶段 GMM 回归	(4) 固定效应 估计	(5) 内生性检验 一阶段回归	(6) 内生性检验 二阶段 GMM 回归	(7) 固定效应 估计	(8) 内生性检验 一阶段回归	(9) 内生性检验 二阶段 GMM 回归	(10) 固定效应 估计	(11) 内生性检验 一阶段回归	(12) 内生性检验 二阶段 GMM 回归
	Creative	*Creative*	*Creative*	*Creative*	*Creative*	*Creative*	*Creative*	*Creative*	*Creative*	*Creative*	*Creative*	*Creative*
Digit	0.351 *** (31.28)	—	0.362 ** (27.82)	0.354 *** (17.90)	—	0.499 ** (4.49)	0.293 *** (16.35)	——	0.849 *** (4.05)	0.402 *** (11.50)	—	0.899 *** (4.60)
Policy(*IV*)	—	—	—	—	0.141 *** (5.09)	—	—	0.110 *** (3.61)	—	—	0.150 *** (3.75)	—
Digit(IV)滞后一期数字基础设施	—	1.009 *** (100.03)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Control	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
year	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
city	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Cragg-Donald Wald F 统计量	—	—	1.0e+04	—	—	25.949	—	—	13.032	—	—	14.072
过度识别检验	—	$p=0.000$	—	—	$p=0.000$	—	—	$p=0.000$	—	—	$p=0.000$	—
观测值	1 032	946	946	960	960	960	1 044	1 044	1 044	408	408	408
R^2	0.680	0.924	0.537	0.509	0.115	0.447	0.371	0.109	—	0.405	0.104	—

注:(1)括号中的数字为固定效应估计、内生性检验一阶段回归的 t 值,以及内生性检验二阶段 GMM 回归的 z 值。(2)***、**、* 分别表示在 $p<0.01$、$p<0.05$、$p<0.1$ 时有统计学意义。(3)Cragg-Donald Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% ~15% 水平上的临界值,通过弱工具变量检验。

五、主要结论与政策建议

区域创新发展水平的差异是区域发展不平衡的重要原因之一。在当前数字经济快速发展的大背景下,本文深入探讨了数字基础设施建设对区域创新发展的影响,既丰富了数字经济发展相关影响的讨论,也对提升区域创新发展水平,推动区域高质量发展具有现实指导意义。本文的主要结论如下。

(1)从城市尺度上看,数字基础设施建设能显著提升区域创新发展水平,且这一结论较为稳健。

(2)从创新产出层面看,数字基础设施建设主要通过提升企业发明专利、营收等区域创新产出,激发区域创新活力,从而推动区域实现整体创新水平提升。

(3)从区域层面看,数字基础设施建设能显著推动各个地区创新水平的提升,尤其是中部和东北地区,其数字基础设施赋能区域创新发展的效果相较于东部地区更加显著。

本文的结果具有一定的政策含义。总体来看,加大数字基础设施建设能有效提升区域创新发展水平。结合本文实证研究结果,数字基础设施建设主要通过提升区域创新产出水平,激发区域创新活力,从而促进区域整体创新水平的提升,且数字赋能区域创新的效果已较为显著。然而,数字基础设施建设的区域差异也会引发区域创新发展水平差异,从而加剧区域发展的不平衡。为此,为顺应数字经济发展趋势,提升区域整体创新发展水平,本文提出以下建议。

第一,基于《数字中国建设整体布局规划》等政策文件,各城市应加快布局千兆光网、5G 承载网等网络设施,因地制宜部署智算中心、超算中心、数据交易所、工业互联网平台等基础设施,重点覆盖高新技术产业园区和科研集群。同时,加快整合政务、产业等数据资源,构建安全开放的“区域数据枢纽”,降低企业创新数据获取成本,并鼓励企业联合高校开展数字人才定向培养,同步建设跨学科创新孵化基地,夯实人才基础,加速创新成果产出和转化。

第二,基于“东数西算”和“新基建”顶层设计,东部、中部、西部和东北地区要进一步强化数字基础设施建设差异化布局。东部地区主要聚焦前沿技术引领,加快布局 6G 试验网、量子通信节点及 AI 超算中心,建设国际数据港,吸引全球头部研发机构集聚并加大创新成果产出;中部地区重点构建“工业互联网 + 中部制造”融合平台,打造长江中游数字物流枢纽,发展智慧农业云服务,不断推动产业数字化转型;西部地区主要依托清洁能源建设国家算力枢纽节点,发展“风光电储数”一体化数据中心,突出绿色算力与民生覆盖;东北地区着力搭建重型装备工业互联网平台,并利用数字技术监控黑土地退化,推动工业数字赋能与生态修复。

第三,深化数字基础设施跨区域协调发展机制。以国家为主导,联合关键行业龙头,构筑融合算力调度、数据流通、身份认证于一体的国家级数字基座,并设立跨区域协调办公室,负责统筹规划,制定跨省域的共建共享、成本分摊和利益补偿机制,确保各地权责对等。设立“数字基础设施协同发展基金”,奖励和补贴跨省域数据互通、算力

协同的标杆项目,以基金为杠杆打破数字基础设施建设的行政壁垒。制定跨省域互联与数据互通共性标准,推动各地数字基础设施跨区域协同发展。

参考文献:

[1]中国信息通信研究院. 中国数字经济发展研究报告(2024)[R/OL].(2024-08-28)[2025-07-26]. https://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202408/P020240830315324580655.pdf.

[2]王美莹, 王禹欣. 数字基础设施:打造数字未来坚实底座[N].光明日报,2022-11-11(8).

[3]崔登峰,白玲,张跃胜. 数字基础设施建设如何影响企业ESG表现:基于"宽带中国"试点政策的准自然实验[J].管理学刊,2025,38(1):1-20..

[4]宋德勇, 李超, 李项佑. 新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的"量质齐升":来自国家智慧城市试点的证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(11):155-164.

[5]钞小静, 廉园梅, 罗鎏锴. 新型数字基础设施对制造业高质量发展的影响[J]. 财贸研究, 2021, 32(10):1-13.

[6]孙倩倩, 鞠方, 周建军. 数字基础设施建设与城市创新:基于技术分工视角的分析[J]. 中国软科学, 2023(7):178-192.

[7]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):90-101.

[8]蒋晟,贺灿飞,李志斌,等. 数字经济、区域产业升级与城乡收入差距[J]. 中国软科学, 2025(4):113-124.

[9]杨彦宁. 数字基础设施建设与城市经济差距:基于健康和教育的视角[J]. 求索, 2024(1):77-84.

[10]刘传明, 马青山. 网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究:基于"宽带中国"试点政策的准自然实验[J]. 中国人口科学, 2020(3):75-88,127-128.

[11]TANG K, YANG G. Does digital infrastructure cut Carbon emissions in Chinese cities? [J]. Sustainable production and consumption, 2023, 35:431-443.

[12]KAFOUROS M I. The impact of the Internet on R&D efficiency: theory and evidence[J]. Technovation, 2006, 26(7):827-835.

[13]XU X, WATTS A, REED M. Does access to internet promote innovation? a look at the US broadband industry[J]. Growth and change, 2019, 50(4):1423-1440.

[14]王明秀, 张可云, 高志刚. 数字基础设施建设对城市数字技术创新水平的影响:基于"宽带中国"战略的准自然实验[J]. 改革, 2025(2):105-118.

[15]王冲, 王磊. 信息基础设施建设的技术创新效应:来自"宽带中国"试点政策的证据[J]. 经济问题探索, 2023(11):56-73.

[16]CASTELLACCI F, CONSOLI D, SANTOALHA A. The role of e-skills in technological diversification in European region[J]. Regional studies, 2020, 54(8):1123-1135.

[17]谢文栋. "新基建"与城市创新:基于"宽带中国"战略的准自然实验[J]. 经济评论, 2022(5):18-34.

[18]汪芳, 李庭康, 赵玉林, 等. 数字基础设施能否促进区域创新"量质齐升"[J]. 武汉理工大学学报(信息与管理工程版), 2024, 46(2):269-275.

[19]李具臻, 魏来. 数字基础设施对区域创新的影响及空间溢出效应:基于要素流动视角[J]. 经济界, 2025(2):35-50.

[20]王阳, 郭俊华. 数字基础设施建设能否推动工业绿色转型发展:基于"宽带中国"战略的准自然实验[J]. 经济问题探索, 2023(8):1-18.

[21]WU W, WANG S, JIANG X, et al. Regional digital infrastructure, enterprise digital transformation and entrepreneurial orientation: empirical evidence based on the broadband china strategy[J]. Information processing & management, 2023, 60(5):103419.

[22]王海, 闫卓毓, 郭冠宇, 等. 数字基础设施政策与企业数字化转型:"赋能"还是"负能"? [J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(5):5-23.

[23]陈建兴, 潘爽. 数字基础设施赋能企业数字化:基于数字技术创新视角的考察[J]. 统计与决策, 2024, 40(21):173-178.

[24]ADNER R, KAPOOR R. Value creation in innovation ecosystems:how the structure of technological interdependence affects firm performance in new technology generations[J]. Strategic management journal, 2010, 31(3):306-333.

[25]柳卸林, 杨培培, 王倩. 创新生态系统:推动创新发展的第四种力量[J]. 科学学研究, 2022, 40(6):1096-1104.

[26]裴尔洁,张治栋. 数字基础设施建设与城市创新:基于创新要素流动视角的实证[J]. 统计与决策,2025,41(5):92-97.

[27]刘秉镰, 袁博, 刘玉海. 数字基础设施如何畅通区域间资本要素流动:基于企业注册大数据的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42(1):72-92.

[28]张斌, 魏哲. 数字基础设施建设的消费增长与公平效应:基于供需匹配视角[J]. 经济问题探索, 2023(12):1-20.

[29]DIEGO M M. Innovation and productivity among heterogeneous firms[J]. Research policy,2017,46(2):1-15.

[30]董媛香, 张国珍. 数字基础设施建设能否带动企业降碳绿色转型:基于生产要素链式网状体系[J]. 经济问题, 2023(6):50-56.

[31]周茂,陆毅,李雨浓. 地区产业升级与劳动收入份额:基于合成工具变量的估计[J]. 经济研究,2018,53(11):132-147.

(本文责编:润　泽)