

新基建赋能高新技术产业的异质性影响研究 ——基于空间面板计量模型的实证检验

季凯文^{1,2} 罗璐慧¹ 齐江波¹

(1. 江西师范大学江西经济发展研究院, 南昌 330022;

2. 江西师范大学区域发展研究院, 南昌 330022)

摘要: 新基建作为我国近年来重要的战略举措, 尽管有助于推进新一代信息技术与制造业融合升级, 但是在赋能高新技术产业的过程中仍存在一定的短板问题。为探究新基建对高新技术产业发展的异质性影响, 本文对 2013—2018 年各省份新基建综合指数进行客观和系统评价, 并运用空间面板计量方法对该影响机制实证分析。研究表明: (1) 新基建对高新技术产业发展呈现“U 型”影响。从短期看, 当前新基建对高新技术产业发展产生抑制效应; 从长期看, 当新基建水平提升到一定阶段时, 将赋能高新技术产业发展。(2) 新基建的直接空间效应显著, 空间溢出效应仍值得商榷, 新基建的区域联通功能尚未完全发挥。根据研究结论, 从推进新型基础设施联通、提升新基建赋能水平和打通新基建内在融合互动机制三个方面提出相应对策建议。

关键词: 新基建; 高新技术产业; 异质性影响; 空间溢出

DOI:10.14120/j.cnki.cn11-5057/f.2023.02.015

问题提出

新型基础设施这一概念早在 2018 年 12 月中央经济工作会议被提出, 主要包括 5G 基站、人工智能等新一代信息技术为核心的基础设施。新冠肺炎疫情爆发后, 为了激发新消费需求、助力产业升级, 在 2020 年的政府工作报告中, 我国提出要加快新型基础设施建设, 拉动投资、提振经济, 筑牢经济高质量发展的设施基础。2020 年 6 月, 国家发改委明确新型基础设施建设(以下简称: 新基建)的范围, 将新型基础设施分为信息基础设施、融合基础设施和创新基础设施, 其主要目的是打造产业升级、融合、创新的基础设施体系。新基建作为我国近年来重要的战略措施, 依赖于国家顶层设计, 有助于加速破解传统供给侧结构性矛盾, 促进我国制造业价值链向高端迈进^[1]。当前, 已有多个地区出台新基建相关政策及行动计划, 致力于在工业 4.0 时代突破技术封锁, 实现新一代信息革命下工业高质量发展的弯道超车。根据国家发改委对新型基础设施的解读, 结合相关文献和新基建政策实施情况, 将新型基础设施主要分为信息基础设施、融合基础设施和创新基础设施三类, 详见表 1。从长远看, 新基建以技术创新为驱动推进新一代信息技术与制造业融合升级, 助力新旧动能转换^[2], 高效赋能制造业发展。同时, 在传统基础设施之上叠加的新型基础设施存在跨区域的分工合作, 各区域之间也形成了互联、互通、互补的产业基础格局, 我国新型基础设施的发展具备区域协同效应。

表 1 新型基础设施概念解读

新型基础设施类别	涵盖范围
信息基础设施	以新一代信息技术演化而成的基础设施, 作为区域信息化建设的有力支撑, 涵盖诸如 5G 基站、数据中心、光缆、卫星、物联网、工业互联网等, 以及相关配套的电源、建筑等设施
融合基础设施	即深度应用新一代信息技术, 对传统基础设施进行数字化改造, 涵盖诸如智慧交通设施、智慧能源设施、智慧文旅设施、智慧气象设施等
创新基础设施	即支撑科学研究、技术进步、产品研发的基础设施, 涵盖诸如重大科技基础设施、科教基础设施等

以计算机、机械制造、能源加工等为代表的高新技术产业, 相比传统产业具有知识密集型和技术密集型两大特征^[3], 在我国的国民经济体系中已有举足轻重的地位, 往往成为衡量国家和地区经济发展水平的重要指标。世界正在进入以信息产业为主导的经济发展时期, 高新技术产业与数字化、网络化、智能化融合发展是当前发展趋势, 新基建有助于该产业生态的延伸。比如, 以 5G 为核心的基站建设可带动工业物联网发展, 助推

收稿日期: 2021-07-12

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(20&ZD068)。

作者简介: 季凯文, 江西师范大学江西经济发展研究院、区域发展研究院院长, 研究员, 硕士生导师, 博士; 罗璐慧(通讯作者), 江西师范大学江西经济发展研究院硕士研究生; 齐江波, 江西师范大学江西经济发展研究院硕士研究生。

高新技术产业向数字化、智能化跨越式升级。同时,新基建作为加快新一轮产业变革的重要驱动力,能够强化上下游产业链的自主创新能力,带动整体高新技术产业创新和优化。因此,高新技术产业在技术变革的过程中,往往需要依赖新型基础设施建设对现有产业结构和功能的赋能。据统计,2020年已有25个省份的政府工作报告提及新基建^[4],足见政府对新基建的重视。面对国际愈加激烈的产业竞争环境,在“十四五”时期新发展格局背景下,加强自主创新,超前部署新型基础设施,是推动产业结构升级的关键环节,其必将对我国高新技术产业的未来发展产生深远影响。

然而,值得注意的是,以信息网络为基础的新基建尽管涉及诸多产业链,但是在当前发展过程中仍存在5G新型信息基础设施、大数据中心等的建设处于初步建设状态,与5G联通的工业物联网内网改造滞后,对于工业互联网建设赋能尚少等问题。同时,在过去一段时间内的新基建仍主要聚焦于诸如轨道交通、充电桩等公共基础设施,而针对高新技术产业主要依托的产业技术基础设施的支持力度相对较弱。我国高新技术产业大部分仍处于全球价值链低端^[5],已有研究表明,环境因素会制约高新技术开发区内产业的创新效率^[6],高新技术产业的发展依赖于配套基础设施的完善,滞后的产业基础设施将对高新技术产业发展产生抑制作用。公共基础设施建设的大力投资也会对产业基础设施和创新基础设施建设产生“挤出效应”,高新技术产业的发展将受制于落后的配套硬件和产业创新环境。鉴于新基建对于高新技术产业发展的影响呈现异质性,本文主要提出以下问题:我国当前新基建能否赋能高新技术产业发展?其对高新技术产业的影响机制究竟为何?就这一问题,目前尚缺乏系统的实证研究,因此本文将在科学界定新型基础设施内涵的基础上,构建一套符合我国新基建现状的评价指标体系,实证分析新基建对区域间高新技术产业发展的影响机理。其探讨有助于正确定位新基建现状,把握新基建对高新技术产业发展的赋能情况,对于进一步优化新型基础设施的空间布局和改进其建设重心具有重要的战略意义。

文献述评

从国内外有关研究看,关于新基建对高新技术产业影响的学术研究主要集中在以下几个方面:

从新基建评价体系构建看,新型基础设施是新一轮科技革命和产业转型的基础设施,以信息技术的数字化为核心,是数字经济发展的基石^[7],既包括信息基础设施建设,也包括对传统基础设施的数字化改造^[8]。基于国家发改委对新型基础设施的界定,不同学者就信息基础设施^[9,10]、融合基础设施^[11,12]、创新基础设施^[13,14]的某一方面分别进行了测度,但尚未有文献系统构建新基建水平评价体系。

从新基建推动高新技术产业升级看,我国价值链长期处于全球价值链“微笑曲线”的低端,高新技术产业发展滞后、制造业附加值低、制造能力提升缓慢,而重点布局突破核心技术的“新基建”发展战略能够重塑我国价值链,增强高端核心竞争力^[15]。与传统基建相比,新基建需要根植于本代际突破性技术,对于促进新旧动能转换、传统制造业升级改造,实现经济包容性增长具有重要意义^[16,17]。同时,新基建是发力于科技端的基础设施建设,通过实施底层技术推动、创新平台拉动和产业融合联动,可有效推动数字经济与高新技术产业融合发展,加快制造业智能化转型,并助推高新技术产业中有关信息技术等新兴产业的孕育^[18,19]。

从新基建与高新技术产业协同发展看,由于我国高新技术产业布局还存在地理非均衡性,研发要素的空间集聚存在显著负相关^[20],因此高新技术产业要充分利用各类传统基础设施和新型基础设施,借助新一代信息技术打破地域束缚^[21]。尽管新基建是培育高新技术产业发展软硬环境的重要基础,但是我国新型基础设施仍存在建设规模不足、投融资体系有待完善、数字鸿沟、人才资源紧缺、安全隐患与日俱增等问题^[22]。当高新技术产业在所处的经济社会发展环境相对落后时,该类社会环境会对高新技术产业产生抑制作用,只有当经济发展水平较高时,才会对高新技术产业发展起到正向作用^[3]。因此,滞后的基础设施建设能否赋能高新技术产业发展^[23],该问题仍值得商榷。

结合现有研究成果,本文拟在以下几个部分进行进一步研究:在指标构建上,根据国家发改委会对新基建的阐释与分类,运用客观赋权法从信息基础设施、融合基础设施和创新基础设施三个维度对新基建进行综合评价,避免了现有研究指标选取的单一性和不完整性。在研究方法上,考虑到新基建的区域协调性和高新技术产业的区域发展不均衡性,运用空间面板数据模型对新基建能否赋能高新技术产业发展进行了实证检验,从理论和实证层面丰富了新基建的影响机理。在研究应用上,系统分析了新基建在不同水平上对高新技术产业发展的异质性效应及特征,为我国进一步规划在不同时期内新基建与高新技术产业如何协调发展提供相应参考。

研究设计

1、理论分析与研究假设

(1) 新基建与高新技术产业发展

新基建不仅作为后疫情时代稳定国民经济、刺激消费的重要手段,更重要的是可从长期促进传统产业转型升级,促使我国工业价值链迈向中高端^[24]。根据技术轨道变迁理论^[25,26],随着工业 4.0 时代的到来,突破核心信息技术的新基建通过顺轨型技术演进,既具备路径依赖性,又具备以技术轨道跃迁为特征的路径跳跃性。新型基础设施作为以新一代信息技术为支撑的设施,无论是其建设所需要的人工智能、物联网等新技术,还是创新人才、技术人才、管理人才等,都能够作为实现智能制造的基本保障,推动高新技术产业迭代更新。同时,以国家战略为支撑的新基建能够通过超前布局的基础设施服务加速一批数字化新兴产业蓬勃发展,带动高新技术产业突破式演进。

尽管如此,由于新基建政策落地至全国各地的时间不长,在赋能高新技术产业发展时仍面临以下问题:一是新基建不仅包含了多个突破性核心技术,同时需要多点布局,其建设周期较长,而新基建技术发展的不均衡性使得其对基于传统技术的高新技术产业的改造能力在短期内难以见效。二是新基建首要目的是满足经济社会高质量发展的需要,当下主要培育的是民生层面 5G 互联的新经济消费体系,以此从供需两侧促进当前社会全面数字化转型,而对于高新技术产业的工业物联网布局以及配套数字化基础设施的进展相对缓慢。从短期看,新基建具有环境异质性,对高新技术产业发展存在资金和政策的“挤出效应”;然而从长期看,新基建将会产生技术溢出,并对高新技术产业起到“带动效应”,为高新技术产业发展形成良好的科技生态。由此提出假设:

假设 1: 新基建对高新技术产业发展存在异质性影响。

假设 1a: 新基建初期对高新技术产业发展产生负向影响。

假设 1b: 新基建提升到一定程度时对高新技术产业发展产生正向影响。

(2) 新基建与高新技术产业发展的空间联系

新基建具有创新性、整体性、综合性、系统性的特征,能够助推区域一体化发展。从信息基础设施看,新一代信息技术与制造业深度融合,可打破不同区域高新技术产业间的技术壁垒,推动高新技术产业系统优化和集成,加速工业生产模式的变革,提高高新技术产业生产效率。从融合基础设施看,通过与周边地区的互联互通,比如城际高速铁路和城际轨道交通的布局,可解决高新技术产业间地理边界的制约。从创新基础设施看,重大科技基础设施、科教基础设施等虽存于某一区域,但往往具备辐射和带动作用,对周边高新技术产业发展存在集聚效应。

尽管如此,从各地区的新基建具体实施政策看,当前新基建的投资项目仍主要集中于市政基础设施网和社会事业补短板,主要面向提升当地公共事业发展,对工业基础设施和重大科技基础设施的资金投入较少,对助力高新技术产业发展和其所产生的空间溢出作用有限。同时,当地建立的智能基础信息网服务对象主要为本省份,未能辐射至其他省份。从整体看,新基建对高新技术产业发展具有一定的空间效应;但是从各地具体落实看,新基建对周边地区高新技术产业发展的空间溢出效应值得商榷,甚至可能存在挤出效应。由此提出假设:

假设 2: 新基建对高新技术产业发展存在总体空间效应。

假设 2a: 现有的新基建对高新技术产业发展存在直接空间效应。

假设 2b: 现有的新基建对高新技术产业发展的空间溢出效应值得商榷。

2、指标选取

(1) 新基建综合指数构建与测度

本文主要依据国家发改委对新型基础设施内涵的解释构建指标体系,将新型基础设施分为三个方面:

一是信息基础设施,本文选取互联网基础设施和通信基础设施两个指标作为二级指标。2018 年 3 月起,首个 5G 基站才正式落地,囿于数据的可得性,本文未选取 5G 相关指标纳入综合指数中。其中互联网基础设施选取 IPV4 地址密度、互联网域名密度、互联网网站密度、互联网宽带接入端口密度四个指标代表,通信基础设施选取移动电话基站密度、移动电话交换机服务水平、移动电话普及率、光缆线路密度四个指标代表。上述所有统计指标的原始数据均来源于《中国社会统计年鉴》。

二是融合基础设施,本文选取智能交通基础设施、智能气象基础设施、智能家居基础设施、电子商务基础

设施四个指标作为二级指标。其中智能交通基础设施选取公共充电桩密度、轨道交通运营密度、高铁运营密度三个指标代表,智能气象基础设施选取自动气象站站点密度代表,智能家居基础设施选取有线广播电视用户数占家庭总户数的比重和数字电视用户数占家庭总户数的比重两个指标代表,电子商务基础设施选取有电子商务交易活动的企业数占企业总数的比重代表。上述统计指标中公共充电桩密度原始数据来源于《中国电动汽车充电基础设施促进联盟年报》,高铁运营密度原始数据根据我国各个高铁线路开通年份及其途径省份手工整理而得,其余统计指标原始数据均来源于各地区历年统计年鉴。

三是创新基础设施,本文选取国家科技基础设施和科教基础设施两个指标作为二级指标。其中国家科技基础设施选取国家重大科技基础设施数量和政府部门研究与开发机构数量代表,科教基础设施选取普通高等学校(机构)数量和高等学校研究与开发机构数量两个指标代表。上述统计指标中国家重大科技基础设施数量原始数据根据“十一五”“十二五”“十三五”时期国家重大科技基础设施建设项目名单的建成时间及空间布局手工整理而得,其余统计指标原始数据均来源于各地区历年统计年鉴和统计公报。

本文首先对新型基础设施相关指标数据进行标准化处理,并运用客观评价法中的熵值法对新基建评价体系赋权,权重如表 2 所示。根据熵值法赋权权重计算我国各省份 2013—2018 年新基建综合指数,用 *infra* 表示。

表 2 新基建综合指数构建

一级指标	二级指标	量化指标	权重
信息基础设施	互联网基础设施	IPV4 地址密度(个/百人)	0.09
		互联网域名密度(个/百人)	0.06
		互联网网站密度(个/百人)	0.07
		互联网宽带接入端口密度(个/百人)	0.07
		移动电话基站密度(个/万平方千米)	0.01
	通信基础设施	移动电话交换机服务水平(户/万人)	0.02
		移动电话普及率(部/百人)	0.02
		光缆线路密度(千米/平方千米)	0.05
		公共充电桩密度(个/万平方千米)	0.02
		轨道交通运营密度(千米/万平方千米)	0.02
融合基础设施	智能交通基础设施	高铁运营密度(千米/万平方千米)	0.02
		智慧气象基础设施	自动气象站站点密度(个/万平方千米)
	智能家居基础设施	有线广播电视用户数占总户数的比重(%)	0.16
		数字电视用户数占总户数的比重(%)	0.03
	电子商务基础设施	有电子商务交易活动的企业数占企业总数的比重(%)	0.01
	创新基础设施	国家科技基础设施	国家重大科技基础设施数量(个)
政府部门研究与开发机构数量(个/百万人)			0.02
科教基础设施			普通高等学校(机构)数量(个/百万人)
		高等学校研究与开发机构数量(个/百万人)	0.03

(2) 高新技术产业发展指标及其影响因素指标选取

高新技术产业发展量化值采用了高新技术产业的主营业务收入。高新技术产业主营业务收入反映了一个地区高新技术产业的发展程度和总体规模,是衡量高新技术产业发展的重要指标,用 *tech* 表示。

根据现有文献对高新技术产业发展影响因素的探讨,本文选择以下几个影响高新技术产业发展的因素,并列为控制变量: A. 科技创新能力(*sci*)。科技水平的提高可促使高新技术产业内部升级和改造,带动高新技术产业可持续发展。因此本文选取衡量高新技术产业科学技术持续创新的重要指标——高新技术产业有效发明专利数表示高新技术产业科技发展水平。 B. 技术对外依赖(*td*)。当前我国部分核心技术仍面临“卡脖子”瓶颈,需要技术引进支撑。技术对外依赖程度在一定程度上反映了一地政府以往一段时期内“以市场换技术”的高新技术产业发展趋势。因此本文选取引进技术经费支出/购买境内技术支出表示一个地区技术对外依赖程度。 C. 对外开放力度(*open*)。对外开放有利于解决高新技术产业发展存在的资金短缺、技术落后、管理不足、效率不佳等问题,高水平的对外开放可以促进高新技术产业一系列链条的延伸,更容易产生新业态、新模式。因此本文选取地区进出口总额表示对外开放力度。

上述量化指标中,衡量高新技术产业发展和科技创新能力的来自历年的《中国高技术产业统计年鉴》,技术对外依赖度来源于历年的《中国科技统计年鉴》,进出口总额数据来源于历年《中国统计年鉴》。为

为了降低模型中异方差的影响,本文以 2013 年为基期对高新技术产业发展和对外开放强度两个指标采用历年 GDP 指数进行平减,并将这两个指标取对数处理;同时进一步对高新技术产业有效发明专利数指标取对数处理。本文的变量汇总如表 3 所示。

表 3 变量汇总

变量类型	变量名称	量化指标	符号
被解释变量	高新技术产业发展	营业收入	<i>tech</i>
核心解释变量	新基建	新基建综合指数	<i>infra</i>
	科技创新能力	有效发明专利数	<i>sci</i>
控制变量	技术对外依赖	引进技术经费支出/购买境内技术支出	<i>td</i>
	对外开放力度	进出口总额	<i>open</i>

3、空间自相关检验

本文采用 Moran's I 指数分析 2013—2018 年中国省域新型基础设施与高新技术产业的空间分布规律。根据两个省域在空间上是否相邻,采用 0-1 邻接空间权重矩阵作为本文研究的空间权重矩阵^[27]。值得注意的是,由于海南省为岛屿,在空间上与其他省份没有共同边界,但是其与广东省和广西壮族自治区两个地区隔海相望,故本文定义海南省与上述两个地区相邻。Moran's I 取值范围为 [-1, 1], 当其取值在 [-1, 0) 时,说明观测值在地理空间上存在负空间相关性;当其取值为 0 时,说明观测值在地理空间上的分布状态是无序的;当其取值在 (0, 1] 时,说明观测值在地理空间上存在正空间相关性。

全局空间自相关是对观测值在整个研究区域内空间分布特征的描述,可以衡量观测值在区域之间整体上的空间关联度和差异程度^[28]。计算公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X}) (X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (1)$$

其中, W_{ij} 为空间权重矩阵; X_i 和 X_j 分别是在空间位置 i 和 j 处得到的观测值, \bar{X} 为地理属性观测值的平均值。

通常空间自相关只对一个变量进行研究,而双变量的空间自相关(Bivariate Moran's I)^[29]进一步表示了某一变量与其相邻要素的另一变量相关关系。计算公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (2)$$

其中, S^2 为样本的方差, X 和 Y 分别表示两个变量的地理观测值,其他变量含义与上文相同。

为了实证检验我国新基建与高新技术产业发展的空间相关性,综合单变量和双变量的全局空间自相关的 Moran's I 指数测算 2013—2018 年我国 31 个省份新基建和高新技术产业发展的空间关联特征,见表 4。

表 4 新基建与高新技术产业发展单变量与双变量的 Moran's I 统计值

年份	单变量 Moran's I 值		双变量 Moran's I 值
	<i>Intech</i>	<i>infra</i>	<i>Intech</i> 与 <i>infra</i>
2013	0.074*** (3.10)	0.106*** (3.09)	0.022** (1.97)
2014	0.095*** (2.85)	0.134*** (3.19)	0.085** (2.01)
2015	0.089*** (3.08)	0.204*** (2.86)	0.085** (2.10)
2016	0.115*** (3.16)	0.183*** (2.95)	0.129** (2.15)
2017	0.153*** (2.86)	0.255*** (2.80)	0.116** (2.25)
2018	0.178*** (3.02)	0.261*** (3.01)	0.168** (2.30)

注:***、**和* 分别表示参数在 0.01、0.05 和 0.10 水平下显著;括号内为 t 值。下同。

由单变量 Moran's I 指数统计值可知,2013—2018 年我国 31 个省份新基建与高新技术产业发展呈现正空间相关性,即新基建与高新技术产业发展程度较高的地区在空间上靠近。在研究期内,新基建与高新技术产业发展空间集聚程度不断增强,区域发展差异正在扩大,凸显了我国新基建和高新技术产业发展的区域不均衡性。由双变量 Moran's I 指数统计值可知,新基建与高新技术产业发展具有空间关联性,且新基建与高新技术产业发展的区域协同集聚趋势逐年增强。

4、模型方法

根据空间自相关分析,新基建与高新技术产业发展存在显著的空间集聚性,为了充分考虑新基建对高新技术产业发展的空间影响,本文采用空间计量模型进行实证分析,将其设为模型(1),见式(3)、式(5)和式(7)。同时,根据前述理论假设,新基建在不同时期可能对高新技术产业发展产生异质性影响,为此进一步引入 *infra* 变量的平方项进行实证检验,将其设为模型(2),见式(4)、式(6)和式(8)。

目前空间面板计量模型主要有三种:空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。

一是空间自回归模型(SAR)。空间自回归模型可以解释某省份的因变量对其相邻省份因变量的影响,在基本模型中加入高新技术产业的滞后项以进行分析,其表达式如下:

$$\ln tech_{it} = \delta W \ln tech_{it} + \beta \ln infra_{it} + \gamma_j \ln controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln tech_{it} = \delta W \ln tech_{it} + \beta_1 \ln infra_{it} + \beta_2 \ln infra_{it}^2 + \gamma_j \ln controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 δ 表示被解释变量空间滞后项系数; W 表示空间权重矩阵; $W \ln tech_{it}$ 表示因变量间的空间交互效应; $\ln infra_{it}$ 表示主要解释变量; $\ln controls_{it}$ 表示控制变量; β_x 表示解释变量的估计参数; γ_j 表示控制变量的估计系数; μ 表示空间特定效应; η 表示时间特定效应; ε 表示随机误差项。

二是空间误差模型(SEM)。空间误差项反映了未知空间变量对测度空间的影响,其表达式如下:

$$\ln tech_{it} = \beta \ln infra_{it} + \gamma_j \ln controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \nu_{it} \\ \nu_{it} = \lambda W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln tech_{it} = \beta_1 \ln infra_{it} + \beta_2 \ln infra_{it}^2 + \gamma_j \ln controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \nu_{it} \\ \nu_{it} = \lambda W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中 λ 表示存在于扰动误差项之中样本观测值的空间影响程度; ν 表示空间误差项。其余系数含义与上文一致。

三是空间杜宾模型(SDM)。空间杜宾模型综合考虑了被解释变量与解释变量空间相关性的影响,既能体现新基建变动对所在地区的影响,又能体现其变动对邻近地区的影响。空间杜宾模型引入了主要解释变量和因变量的空间滞后项,其表达式如下:

$$\ln tech_{it} = \delta W \ln tech_{it} + \beta \ln infra_{it} + \theta W \ln infra_{it} + \gamma_j \ln controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\ln tech_{it} = \delta W \ln tech_{it} + \beta_1 \ln infra_{it} + \beta_2 \ln infra_{it}^2 + \theta W \ln infra_{it} + \gamma_j \ln controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中 θ 表示解释变量空间滞后项的估计参数。其余系数含义与上文一致。

实证分析

1、空间面板模型实证分析

参照 Elhorst^[30] 的检验步骤,选择适合本研究的空间计量模型。首先运用稳健的 LM 检验^[31],对模型进行混合回归,SAR 模型和 SEM 模型的 LM 检验结果皆拒绝原假设,表明选择 SEM 模型和 SAR 模型都合适,故初步选择两者结合的 SDM 模型。为了确定选择固定效应还是随机效应,进行空间 Hausman 检验,结果表明固定效应模型更适合本文的研究;接着对空间面板模型进行 LR 固定效应检验,根据检验结果进一步选择时点固定的 SDM 模型。为了检验 SDM 模型是否可以转化为 SAR 模型和 SEM 模型,分别运用 SAR、SEM 和 SDM 空间计量模型估计,并进行空间面板计量模型拟合的 LR 检验和 Wald 检验。由回归结果可知,SDM 模型相较于 SAR 模型和 SEM 模型的拟合优度较好,且 SDM 模型的空间权重系数皆显著,主要解释变量的空间滞后效应不可忽略。同时,LR 和 Wald 检验结果也皆显示与 SEM 和 SAR 模型相比,选择 SDM 模型更优。基于此,本文选择基于时点固定的 SDM 模型分析新基建对高新技术产业发展的异质性影响。模型设定检验结果见表 5,空间计量模型拟合检验效果见表 6。

表 5 空间计量模型设定检验

变量	统计量	LM		LR		Wald	
		LM value	p-value	LR value	p-value	Wald value	p-value
Intech	Spatial-lag	18.098	0.000	2.86	0.0909	3.18	0.0747
	Spatial-error	3.957	0.047	57.58	0.0000	5.30	0.0213

表 6 空间计量回归结果

变量	OLS	SAR		SEM		SDM	
		模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
<i>infra</i>	-2.661*** (-4.34)	-2.783*** (-5.19)	-7.116*** (-3.21)	-2.248*** (-3.99)	-4.919** (-2.15)	-2.700*** (-5.08)	-7.686*** (-3.29)
<i>infra</i> ²			6.681** (2.01)		4.061 (1.20)		7.455** (2.17)
<i>sci</i>	0.137*** (5.28)	0.324*** (5.54)	0.331*** (5.70)	0.376*** (6.15)	0.386*** (6.30)	0.317*** (5.46)	0.349*** (5.92)
<i>td</i>	0.005 (1.08)	0.008* (1.84)	0.008* (1.92)	0.008* (1.82)	0.008* (1.88)	0.008* (1.89)	0.007* (1.80)
<i>lnopen</i>	0.964*** (20.55)	0.706*** (11.18)	0.749*** (11.31)	0.704*** (10.46)	0.727*** (10.33)	0.728*** (11.43)	0.747*** (11.41)
<i>w×infra</i>						-1.946* (-1.74)	-1.627* (-1.78)
δ / λ		0.232*** (4.59)	0.250*** (4.94)	0.301*** (2.65)	0.302** (2.63)	0.264*** (5.01)	0.276*** (2.79)
<i>R-sq</i>	0.8076	0.7268	0.7255	0.7296	0.7270	0.7321	0.8049

由表 6 报告的结果可知,SDM 模型中新基建对高新技术产业发展具有显著的负向影响,见模型(1)的回归结果,假设 1a 得以验证。为了进一步探究新基建水平的异质性,在引入新基建水平的平方项后,见模型(2)的回归结果,*infra*² 的系数值为正,且在 1%的水平上显著,发现新基建对高新技术产业发展呈现显著的“U 型”影响,表明我国当前的新基建尚不足以支撑高新技术产业规模扩张及产业升级,甚至对高新技术产业发展存在一定的抑制作用。然而从长期看,当新基建程度较高时,将对高新技术产业产生带动作用,促进高新技术产业发展,假设 1b 得以验证。由于 SDM 模型的回归系数没有从本地、周边、总效应三个方面解释新基建对高新技术产业发展的空间作用机制,故分别计算各影响因素的分解效应,见表 7。

表 7 SDM 模型的空间效应分解结果

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
<i>infra</i>	-2.856*** (-5.09)	-7.759*** (-3.19)	-3.524** (-2.19)	-2.905* (-1.87)	-6.380*** (-3.47)	-10.662*** (-3.07)
<i>infra</i> ²		7.451** (2.07)		2.772 (1.50)		10.221** (2.03)
<i>sci</i>	0.320*** (5.68)	0.353*** (6.24)	0.110*** (3.48)	-0.046 (-0.36)	0.430*** (5.71)	0.306** (2.14)
<i>td</i>	0.008** (2.08)	0.007* (1.68)	0.003* (1.72)	-0.009 (-0.89)	0.012** (2.03)	-0.002 (-0.17)
<i>lnopen</i>	0.741*** (11.69)	0.761*** (12.36)	0.258*** (3.64)	0.386*** (2.61)	0.999*** (9.14)	1.147*** (6.57)

根据 SDM 空间效应分解结果,新基建对高新技术产业发展的直接效应和间接效应(空间溢出效应)均显著为负,表明当前的新基建不仅对当地高新技术产业产生了“挤出效应”,同时也制约了周边地区高新技术产业发展,假设 2a 得以验证。仅观察当前新基建的直接效应和间接效应的大小可以发现,新基建对于周边地区高新技术产业发展的抑制作用相较于本地更为明显。在进一步考虑新基建发展的异质性影响后,发现新基建非线性影响的直接效应远大于间接效应,且非线性影响的间接效应不显著,假设 2b 得以验证。表明总体而言,新基建以服务本地的高新技术产业发展为主,由于互联互通的现代化基础设施建设尚不完全,对周边地区高新技术产业发展“溢出效应”仍有待提高。

2、稳健性检验

(1) 不同空间权重矩阵设定的稳健性检验

前文的研究主要基于邻近距离来构建空间权重矩阵,考虑到新基建与高新技术产业发展会受到实际地理距离和经济地理距离的影响,因此本文继续分别构造地理距离空间权重矩阵(W_d)和经济地理空间权重矩阵(W_{de}),将空间权重替换以检验结果的稳定性。其中,地理距离空间权重矩阵设定为 $W_d = 1/d_{ij}$, d_{ij} 为运用经纬度数据计算的省会城市间的地理距离;经济地理空间权重矩阵设定为 $W_{de} = 1/d_{ij} \times 1/|\bar{Q}_i - \bar{Q}_j|$, \bar{Q}_i 和 \bar{Q}_j 分别表示省份*i*和省份*j* 2013—2018 年期间的人均 GDP 均值^[32]。在分别采用了 W_d 和 W_{de} 空间权重矩阵后,SDM 模型仍为本文研究的最优的空间计量模型,稳健性检验结果见表 8。结果表明,尽管回归结果的系数大小与前文有所差异,但是其方向和显著性水平并未发生根本性改变,证实本文主要的回归结果是稳健可靠的。值得注意的是,选用实际距离空间权重矩阵和经济地理距离空间权重矩阵的空间溢出效应不显著,进一步说明当前各地区新基建的影响仍主要作用于本省份,新基建的区域合作一体化仍有待加强。

表 8 W_d 和 W_{de} 权重矩阵下的 SDM 模型分析

变量	SDM(W_d)		SDM(W_{de})	
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
回归结果				
<i>infra</i>	-2.891*** (-5.01)	-7.288** (-3.11)	-3.358*** (-5.91)	-11.616*** (-4.82)
<i>infra</i> ²		6.761* (1.94)		12.394*** (3.52)
直接效应				
<i>infra</i>	-3.052*** (-4.55)	-7.249** (-3.00)	-3.346*** (-5.71)	-11.556*** (-4.66)
<i>infra</i> ²		6.645* (1.84)		12.265*** (3.38)
间接效应				
<i>infra</i>	-10.211 (-1.21)	-1.923 (-0.52)	0.095 (0.30)	0.322 (0.30)
<i>infra</i> ²		1.722 (0.48)		-0.336 (-0.29)
总效应				
<i>infra</i>	-13.263* (-1.88)	-9.172* (-1.94)	-3.251*** (-5.23)	-11.234*** (-4.34)
<i>infra</i> ²		8.368 (1.47)		11.930*** (3.22)

(2) 模型内生性稳健性检验

考虑到上述模型可能存在内生性,高新技术产业发展与新基建可能存在互为因果关系,同时高新技术产业发展也可能存在短期的动态性,因此在静态空间面板杜宾模型的基础上进一步引入被解释变量时间和空间的滞后项,如式(9)所示。新基建对高新技术产业发展的负向影响显著,说明模型主要影响因素的系数方向及显著性仍未发生改变,但是未通过空间和时间参数组合(φ, δ, η) < ±1 的平稳性检验^[33],动态空间面板模型不稳定,因此本文所选取的静态空间面板 SDM 模型仍为最优模型。

$$\ln tech_{it} = \varphi \ln tech_{it-1} + \delta W \ln tech_{it} + \eta W \ln tech_{it-1} + \beta infra_{it} + W infra_{it} \theta + \gamma_j controls_{it} + \mu_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

结论与政策建议

本文结合我国新基建现状,运用客观评价法测算中国 31 个省份的新基建,并应用空间面板计量模型从理论和实证层面探讨新基建对高新技术产业发展的空间异质性影响。得到主要结论如下:(1)从短期看,当前新基建对高新技术产业发展产生抑制效应。一方面,目前新基建多投入公共基础设施建设中,对高端产业基础设施的建设产生一定的挤出;另一方面,新基建与高新技术产业发展不匹配,我国高新技术产业受制于科技基础设施不完善以致产业处于价值链低端。(2)从长期看,当新基建提升到一定阶段时,将赋能于高新技术产业发展。新基建通过技术跃迁将加速高新技术产业智能化,并从底层推动高新技术产业生产模式的变革。

(3) 从空间效应看,新基建的直接效应显著,空间溢出效应根据空间权重矩阵设定的不同,显著水平有所差异。当前新基建仍呈现各地区“各自为政”的态势,各省份所提的新基建目标主要服务于本省份,新基建的区域联通功能尚未完全发挥。

根据以上研究,本文提出以下政策建议:

(1) 构建全国互联互通的新型基础设施体系。借鉴发达国家与地区新基建经验,引导各地区共绘“一张图”。各地区之间需建立相应的工作联动机制,制订好区域内新型基础设施发展规划及完善相应的配套措施,保证新型基础设施建设工作能够在全国范围内整体协调发展,加强新基建的空间溢出效应。

(2) 提高新基建对高新技术产业的赋能水平。在信息基础设施建设上,全面推进物联网建设,从供需两侧对高新技术产业双向赋能,加快高新技术产业智能化转型。在融合、创新基础设施建设上,强化重大科技基础设施的创新引领作用,统筹部署已运行和尚未运行的重大科技基础设施,打造区域协同发展的重大科技基础设施集群,并将其作为高新技术产业的重要支撑保障。

(3) 促进信息、融合、创新基础设施的融合互动。大力拓展新型基础设施的融合应用场景,推动区域产业结构升级,促进高新技术产业的迭代更新,培育经济增长新动能。新基建相对成熟的地区要有计划地建设成为区域新型基础设施应用综合示范区,成立一批数字化转型研究中心,深入推进信息、融合、创新基础设施的融合互动,全方位提升新基建与高新技术产业智能联动水平。

参考文献:

- [1] 黄群慧.从高质量发展看新型基础设施建设[N].学习时报,2020-03-18(3)
- [2] 郭朝先,王嘉琪,刘浩荣.“新基建”赋能中国经济高质量发展的路径研究[J].北京工业大学学报(社会科学版),2020,20(6):13-21
- [3] 郭露,宋嘉昕.考虑环境因素的高新技术产业效率变动研究——以长江经济带为例[J].宏观经济研究,2021,(6):93-106
- [4] 吴家富,王彦,王喜文.新基建为中国经济注入新活力[M].北京:经济日报出版社,2021
- [5] 蒋雪梅,刘轶芳.全球价值链视角下的中、美高新技术产业出口效益及环境效应分析[J].管理评论,2018,30(5):60-65
- [6] 刘满凤,李圣宏.基于三阶段DEA模型的我国高新技术开发区创新效率研究[J].管理评论,2016,28(1):42-52
- [7] 田杰棠,闫德利.新基建和产业互联网:疫情后数字经济加速的“路与车”[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2020,(3):1-8
- [8] 刘艳红,黄雪涛,石博涵.中国“新基建”:概念、现状与问题[J].北京工业大学学报(社会科学版),2020,20(6):1-12
- [9] 王伟,张豪,王丰.信息基础设施、空间溢出与城市全要素生产率[J].经济经纬,2018,35(5):44-50
- [10] 钞小静,薛志欣,孙艺鸣.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[J].经济科学,2020,(3):46-59
- [11] 姜栋,赵文吉,刘彪,等.“新基建”背景下城市道路基础设施质量研究——基于智慧城市国际标准视角[J].宏观质量研究,2020,8(6):96-108
- [12] 钱慧敏,何江,关娇.“智慧+共享”物流耦合效应评价[J].中国流通经济,2019,33(11):3-16
- [13] 潘雄锋,韩翠翠,李昌昱.科技基础设施投入与技术创新的交互效应[J].科学学研究,2019,37(7):1326-1333
- [14] 于英杰,吕拉昌.基于省域尺度的中国创新基础设施对创新产出的影响分析[J].科技管理研究,2021,41(7):1-8
- [15] 潘教峰,万劲波.构建现代化强国的十大新型基础设施[J].中国科学院院刊,2020,35(5):545-554
- [16] 郭凯明,潘珊,颜色.新型基础设施投资与产业结构转型升级[J].中国工业经济,2020,(3):63-80
- [17] 沈坤荣,孙占.新型基础设施建设与我国产业转型升级[J].中国特色社会主义研究,2021,(1):52-57
- [18] 高喆,顾朝林,顾江.“新型城镇化”与“乡村振兴”场景下新基建对产业转型的启示[J].经济地理,2021,41(4):8-14
- [19] 刘凤芹,苏丛丛.“新基建”助力中国经济高质量发展理论分析与实证研究[J].山东社会科学,2021,(5):136-141
- [20] 刘和东,杨丽萍.高新技术产业创新产出空间集聚及关联性研究[J].科技进步与对策,2020,37(19):51-58
- [21] 王燕,孙超.产业协同集聚对绿色全要素生产率的影响研究——基于高新技术产业与生产性服务业协同的视角[J].经济纵横,2020,(3):67-77
- [22] 盛磊,杨白冰.新型基础设施建设的投融资模式与路径探索[J].改革,2020,(5):49-57
- [23] 孙早,徐远华.信息基础设施建设能提高中国高技术产业的创新效率吗?——基于2002—2013年高技术17个细分行业面板数据的经验分析[J].南开经济研究,2018,(2):72-92
- [24] 葛焱,杨文辉.“新基建”背景下加强重大科技基础设施建设的思考[J].科学管理研究,2021,39(1):45-50
- [25] Pavvit K. Sectoral Patterns of Technical Change: Towards a Taxonomy and a Theory[J]. Research Policy, 1984, 13(6):343-373
- [26] Brezis E., Krugman P. Leapfrogging in International Competition: A Theory of Cycles in National Technological Leadership[J]. The American Economic Review, 1993, 83(5):1211-1230

- [27] 陈真玲. 生态效率、城镇化与空间溢出——基于空间面板杜宾模型的研究[J]. 管理评论, 2016, 28(11): 66-74
- [28] 曹霞, 张路蓬. 金融支持对技术创新的直接影响及空间溢出效应——基于中国 2003-2013 年省际空间面板杜宾模型[J]. 管理评论, 2017, 29(7): 36-45
- [29] Meng B., Wang J. F., Zhang W. Z., et al. Evaluation of Regional Disparity in China Based on Spatial Analysis[J]. Scientia Geographica Sinica, 2005, 25(4): 393-400
- [30] Elhorst J. P. Spatial Econometrics: From Cross-sectional Data to Spatial Panels[M]. Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag, 2014
- [31] Anselin L., Bera A. K., Florax R., et al. Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence[J]. Regional Science & Urban Economics, 1993, 26(1): 77-104
- [32] 邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016, 51(9): 73-88
- [33] Elhorst J. P. Serial and Spatial Error Correlation[J]. Economics Letters, 2008, 99(3): 422-424

*A Study on the Heterogeneous Impact of New Infrastructure Construction Empowering High-tech Industries
—An Empirical Test Based on a Spatial Panel Econometric Model*

Ji Kaiwen^{1,2}, Luo Luyi¹ and Qi Jiangbo¹

(1. Jiangxi Institute of Economic Development, Jiangxi Normal University, Nanchang 330022;
2. Institute of Regional Development, Jiangxi Normal University, Nanchang 330022)

Abstract: New infrastructure construction, as an important strategic initiative of China in recent years, still has certain shortcomings in the process of empowering high-tech industries, despite it can promote the integration and upgrading of a new generation of information technology and manufacturing. In order to explore the heterogeneous influence of the new infrastructure construction level on the development of high-tech industries, this paper objectively and systematically evaluates the level of new infrastructure construction in each province from 2013 to 2018, and empirically analyzes this influence mechanism using spatial panel econometric methods. The study shows that: (1) the level of new infrastructure construction has a “U-shaped” impact on the development of high-tech industries. In the short term, the current level of new infrastructure construction has a dampening effect on the development of high-tech industries; in the long term, when the level of new infrastructure construction reaches a certain stage, it will empower the development of high-tech industries. (2) The direct spatial effect of new infrastructure construction is significant, but the spatial spillover effect is still debatable, and the regional connectivity function of new infrastructure construction has not yet been fully played. Based on the findings of the study, corresponding countermeasures are proposed in three aspects: promoting new infrastructure connectivity, enhancing the level of new infrastructure empowerment and facilitating the inherent integration and interaction of new infrastructure.

Key words: new infrastructure construction, high-tech industries, heterogeneous influences, space overflow