

新型基础设施建设、创新要素配置与自主创新效率

许长新,王舒颖,宋 敏

(河海大学商学院)

摘要:科技创新是发展新质生产力的核心要素,新型基础设施作为提升自主创新效率的关键平台,通过创新性地配置生产要素,促进资本要素、劳动要素和数据要素的流动,推动科技创新和产业变革。基于2012—2022年我国31个地区的面板数据,测算新基建水平、自主创新研发效率和成果转化效率,采用时间和个体双固定效应模型,实证检验新基建对自主创新两阶段效率的非线性影响及其作用机制。研究发现,新基建对自主创新研发效率的影响呈倒U形,而对自主创新成果转化效率的倒U形影响不显著。经过一系列稳健性检验后,结果依然成立。进一步的机制检验表明,在新基建影响自主创新效率的过程中,资本要素错配的作用不显著,而劳动要素错配和数据要素市场化配置能够发挥作用。异质性检验结果显示,从新基建的3个维度来看,信息基建与自主创新研发效率、自主创新成果转化效率之间呈显著的U形关系,而融合基建和创新基建的影响不显著;从区域角度分析,新基建对东部地区的自主创新研发效率有显著的倒U形影响,对中西部地区的自主创新成果转化效率也有显著的倒U形影响。这一结论揭示了新型基础设施建设在推动创新驱动发展战略中的复杂作用机制。基于以上发现,提出构建“短期见效+长期赋能”的政策组合,通过数据要素市场化改革重构创新资源配置机制,以区域差异化策略破解新基建与创新效率的空间失衡。

关键词:新型基础设施建设;数据要素;创新要素配置;自主创新效率;研发效率;成果转化效率

一、问题的提出

《中共中央关于制定国民经济和社会发展的第十五个五年规划的建议》提出,加快高水平科技自立自强,引领发展新质生产力^[1]。培育发展新质生产力的关键在于加强科技创新,特别是增加对科技研发的投入,支持基础研究和前沿技术探索,推动关键核心技术的突破。自主创新对未来经济发展的保驾护航作用,可以推动传统产业向高技术、高附加值方向升级,催生人工智能、生物技术等新兴产业发展,带来产业和行业良性发展,提高生产效率,从而促进经济增长。实现这一目标需要依托创新平台的建

设^[2],它不仅能够优化资源配置、提高生产效率,还能激发社会的创新热情与活力,最终促进科技成果转化为实际生产力^[3]。自主创新是经济增长的重要动力,但目前我国仍以渐进性创新为主,对外技术依赖较大^[4]。2020年,国家发展改革委指出,新型基础设施是以新发展理念为引领,以技术创新为驱动,以信息网络为基础,面向高质量发展需要,提供数字转型、智能升级、融合创新等服务的基础设施体系。新型基础设施建设(以下简称新基建)主要包括信息基础设施建设(以下简称信息基建)、融合基础设施建设(以下简称融合基建)、创新基础设施建设(以下简称创新基建)3个方面。作为科技发展

引用本文:许长新,王舒颖,宋敏.新型基础设施建设、创新要素配置与自主创新效率[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2025,27(6):127-140.

基金项目:国家社会科学基金项目(23BJY099);中央高校基本科研业务费项目(人文专项)(B240207098)

作者简介:许长新(1963—),男,教授,博士,主要从事基础设施投融资研究。E-mail:xuchxin@hhu.edu.cn

的重要支撑,新基建为自主创新提供了更广阔的空间、更丰富的资源、更多的契机,探究其对自主创新效率的影响有助于深入了解自主创新效率的提升路径,实现以科技突破引领产业创新。

新基建以技术为导向,通过感知、传输、存储与算力一体化,把数据要素转化为可流动、可交易的“第四生产要素”,进而以数据流牵引技术流、资金流和物料流,为自主创新提供基础。关于新基建能否提升创新效率,一些学者表示肯定。宏观层面,以“宽带中国”示范城市为例,新基建提高了城市信息化、固定资产投资与科技人才密度,显著提升了城市创新能力^[5];微观层面,高渗透性的数字基础设施削弱地理与制度壁垒,缓解信息鸿沟,提高技术知识的外溢速度^[6];企业可低成本获取产品市场与要素市场的实时信号,减少无效 R&D 投入,并借助“人-机-物”全面互联实现突破性创新概率提升^[7]。新基建对绿色创新质量具有显著正向调节,环境目标约束越强的地区,新基建对绿色专利的边际贡献越高,说明新基建通过“数据+场景”放大了绿色技术的规模收益。然而,一些学者并不认可“新基建能够提升创新效率”这个观点。如毛毅翀等在其研究中指出,数字基建在提升区域创新效率方面的作用并不理想^[8];伍先福等的实证分析显示,新基建在促进战略性新兴产业技术效率提升方面的作用并不明显,基础设施的硬件建设和软件使用能提高地区的通信网络水平,但并没有显著提高技术创新效率,这表明新基建对这些产业的技术效率提升路径尚未完全畅通^[9]。以上研究结果表明,新基建对创新效率的积极影响并不如预期显著,政策重点应从“铺硬件”转向“补软件、强生态”,通过同步推进数据要素市场、创新联合体和数字人才培养,打通“基础设施-创新能力”的“最后一公里”。自主创新是指以知识产权为根基,实现技术突破并产生经济回报的过程,其效率取决于企业将核心创新技术商业化变现的能力^[10],知识产权保护机制、产学研合作、技术并购^[11]、创新模式、金融结构、企业开放程度、产业集聚、环境规制等因素均会对其产生影响。资本要素配置能降低创新风险,劳动要素配置可活跃创新氛围,数据要素配置

能驱动区域创新能力提升,从而提高创新效率。新基建通过“增量补充”和“存量优化”,打破传统配置扭曲,降低信息与理性局限,重塑资本与劳动力流动机制,减少配置成本、强化市场竞争,从而为要素高效配置和企业自主创新效率提升奠定基础。

综上所述,关于新基建与技术创新的研究比较丰富。已有研究不仅用多种方法测度了新基建,还从宏观和微观层面探讨了创新效率的影响因素,为理解新基建在促进自主创新中的作用提供了理论基础和实证支持,但仍有以下有待拓展之处:一是理论分割,自主创新效率研究多孤立讨论研发或转化阶段,缺乏系统性框架。已有研究从多角度讨论了如何提升技术创新效率,但鲜有学者将自主创新从整体创新体系中剥离出来,单独研究区域自主创新效率。二是要素对比缺失,未深入比较数据要素与传统资本、劳动要素对创新效率的差异化影响。在数字经济时代,已有研究单独考虑数据要素的市场化对经济发展、创新模式的影响,但尚未有学者在实证检验中对比分析数据要素配置与资本要素、劳动要素配置对区域创新效率的差异化影响。

基于此,本研究在阐释新基建对自主创新研发与转化效率的非线性影响的基础上,用熵权法与 Super-SBM 测度新基建与自主创新两阶段效率,通过固定效应模型检验区域效应,并验证资本要素、劳动要素与数据要素配置的作用机理。系统阐述了新基建对自主创新研发效率、成果转化效率的非线性作用,丰富了新基建和自主创新效率这两方面研究;鉴于新基建为数据要素的流动转移和集聚应用提供了重要载体,明确了新基建通过技术赋能、重组创新要素、实现自主创新效率跃迁的逻辑链。这一逻辑链的明确,不仅突破了传统要素配置理论框架,还提出了数据要素市场化配置的中介作用,弥补了单一归因研究的不足。

二、理论分析与研究假设

1. 新基建对自主创新效率的非线性影响分析

基于熊彼特的创新理论,新基建通过创新要素配置,增强技术的关联性和可控性,促进产

业、科研与创新创业活动的深度融合,实现更复杂的创新情境,从而提高区域自主创新效率。新基建对自主创新效率的提升贯穿研发与成果转化全链条。在研发阶段,新基建扮演着激发创新活力的关键角色。它为研发创新活动提供了人才、技术等有力支持,不仅促进了创新思维的交流和碰撞,还降低了创新过程中的不确定性^[12]。通过云计算、物联网等技术手段,科研团队可突破时空限制开展远程协作,智能化实验平台的云端接入更使得跨机构设备共享成为可能,显著提高高端创新资源利用率。智能装备和自动化系统在实验室中的应用降低了实验成本,同时提高了实验精度。高精度和高效率的科研系统不仅保证了实验结果的可靠性,还促进了技术融合,加速了自主创新研发进程,系统性提升研发环节的知识生产速率与创新成果质量。

新基建在驱动技术创新的同时,也可能对研发效率产生抑制作用。一是非线性技术迭代风险。自主创新涉及多技术模块的系统集成,随着技术复杂度的指数级增长,新基建加速引入的异构技术体系容易引发兼容性冲突,导致研发资源消耗。二是资源配置结构性失衡。过度投资新基建可能诱发“重基建轻研发”的锁定效应,即企业将有限资金优先投向硬件设施更新,挤占关键技术攻关预算。新基建的推进还伴随着信息安全风险,这可能会分散研发资源,增加研发过程中的不确定性,进一步影响研发效率。三是人力资本离散化挑战。新基建催生的新兴技术岗位加剧了人才市场竞争,研究团队面临核心成员被高薪挖角的风险。跨领域人才的短期流动,虽能促进知识溢出,却可能破坏关键技术攻关所需的连续性知识积累。这3类问题在技术复杂度、资源分配、人力维系维度形成叠加压力,最终导致研发效率呈现边际收益递减的非线性特征。

在成果转化阶段,新基建扮演着集聚创新要素的角色。一方面,新基建促进创新要素向先进生产力集聚,降低创新风险,增强企业的研发创新能力,从而提升自主创新效率^[13];另一方面,新基建能够升级旧动能、转化新动能,在一定程度上对产业结构进行高级化与合理化调整^[14]。新基建为产、学、研领域提供了技术交流途径,通过将数据要素融入传统技术,提升数

据要素的价值。它改善了创新环境,为生产性服务业和制造业的融合发展提供了应用场景,为创新成果的商业化提供了必要的创新生态系统和市场衔接,有效提高了成果转化效率。

然而,新基建的过度发展可能会引发一系列问题。一是资源分散化陷阱。基建投资过度扩张易导致资金沉淀在硬件更新领域,挤压技术迭代与市场验证的关键投入,形成“重基建轻转化”的资源配置扭曲。二是系统协同障碍。新基建的建设属于“打基础”的工作,关键在于发展上下游产业和应用。当创新成果与现有技术标准、产业生态存在适配断层时,跨系统协同成本将急剧上升,导致转化周期延长。如果产业配套不完善,可能会导致基建和产业脱节,影响数据中心、5G网络对经济发展的支撑作用。三是动态平衡阈值突破。基建投资超过区域经济承载力后,边际收益递减规律显现,此时新增投资难以转化为有效生产力,反而加剧产能过剩风险。

基于以上分析,提出假设 H1:新基建对自主创新效率的影响呈先上升后下降的非线性特征。

2. 新基建对自主创新效率的作用机制

(1) 资本要素、劳动要素配置的影响

资本要素配置在新基建影响自主创新效率的过程中发挥了重要的中介作用,通过优化资源配置、推动创新投入、提升企业创新动力、缓解信息不对称^[15]、促进产业协同等途径,促进了自主创新效率的提升,其作用路径体现为以下逻辑链条:首先,资本配置优化创新投入结构。在新基建的推动下,资本配置帮助企业优化资本结构,提升资产配置效率^[16],从而增强企业的创新动力和市场竞争能力。新基建通过金融工具为企业提供了多样化的融资渠道,降低了创新项目的融资成本,从而驱动创新投入规模扩大。其次,资本配置机制能够缓解投资者与企业管理层之间的信息不对称。借助大数据征信和区块链溯源技术,市场对创新项目的定价精度得以提高,投资者能更精准识别高潜力项目。进一步地,资本配置重构产业协同网络,引导资金向智能制造、数字能源等新兴产业集群集聚,形成“资本-技术-产业链”的正反馈。最终,资本要素的配置激活企业创新动力。通过优化资产结构释放现金流,新基建促使企业

将资源向核心技术攻关倾斜。这一过程验证了资本配置作为“新基建赋能创新”的核心传导枢纽,需匹配动态风险定价机制和政策激励工具以实现效率最大化。

新基建对劳动要素的配置体现在对劳动力就业结构^[17]、劳动力技能结构^[18]、劳动工资^[19]、劳动生产率^[20]、劳动力流动性^[21]等的影响。新基建领域的大规模投资将加速经济结构的转型升级^[22],带动就业结构的优化升级。一方面,技术可替代部分人工,导致部分工人失业,或者技能转移;另一方面,技术进步也将催生全新的职业和行业,从而增加就业机会,新网络、新算力、新数据、新设施、新终端的出现推动就业形式灵活化、分工精细化,改变就业结构。尤其是信息技术的使用,提高了从事生产活动的技术门槛,新基建通过升级人力资本的技能结构提高劳动力质量。例如,创新基础设施的建设催生了对计算机科学家、数据分析师、网络安全专家等高技能劳动力的需求,带来劳动力技能转型。技术溢出和人才流动是创新效率提升的关键渠道^[23],新基建突破时间和空间的限制,打破区域间市场分割和要素流动的阻碍,加速劳动人才的流动性,为地区人力资本积累带来新机会^[24],高层次科技人才参与自主创新,实现由技术引进到创造性模仿,再到自主创新的突破。

基于以上分析,提出假设 H2:新基建创新性地配置资本要素、劳动要素,从而对自主创新效率产生影响。

(2)数据要素市场化配置的影响

数据已成为数字经济时代的基础性资源、重要生产力和关键生产要素^[25]。2020年,《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》首次纳入数据要素,强调了数据作为生产要素的重要性。数据要素市场化是提升数据要素配置效率的重要途径,通过市场主导实现数据的有效配置,促进数据价值与生产、分配、流通、消费的高效衔接。新基建在推动数据要素流通方面发挥着重要作用。例如,通信网络基础设施、数据开放平台、大数据交易中心以及融合基础设施等,为数据产品登记、交易与增值服务等业务提供了经济价值实现平台。在数据供给方面,新基建优化

了数据要素流通体系,提升了数据要素的数量和质量,增强了数据的可用性、可信度和可追溯性,缓解了信息不对称问题;在数据流通方面,新基建降低了市场主体获取数据的门槛,增强了数据要素的共享性和普惠性。数据要素市场化配置通过高效流通实现供需精确匹配,降低了融资成本,并支持实时数据分析和决策制定,加快业务流程响应速度,降低企业管理成本^[26]和制造成本,这不仅改变了企业的边界^[27],还补偿了企业创新的溢出效应。

新基建放大了数据要素的作用,促进其与实体经济深度融合。利用数据要素的非排他性^[28]和规模经济性,延展生产要素的使用边界,引导各类生产要素向先进生产力集聚,赋能传统产业转型升级和新产业、新业态、新模式的发展。数据要素兼有技术工具与战略工具的双重特征,能优化资本要素、劳动要素的配置,突破传统生产要素因稀缺性对经济增长的限制,培育创新环境^[29],推动要素互联、信息互通、技术互动格局的形成^[30]。一方面,数据要素的市场化配置提升了自主创新过程中的资本配置效率,加快了资本要素的转移流动,优化了资本市场环境与金融供给结构,从而提升了自主创新效率;另一方面,数据要素市场化配置改善了劳动力配置效率,通过缓解劳动资源错配,提升企业就业水平,对科技创新产生正向影响。从而减少了劳动力市场匹配中的信息障碍与时空壁垒问题,使劳动者的雇佣关系更加动态化,有利于激发社会创新热情与创业活力,促进科技成果向现实生产力的转化,牵引科技创新^[31]。

基于以上分析,提出假设 H3:新基建通过优化数据要素的市场化配置对自主创新效率产生影响。

三、研究设计

1. 模型设定

首先,定量分析检验新基建对自主创新效率的影响,构建基准回归模型:

$$e_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ni_{it} + \alpha_n X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

式中: i 为地区; t 为年份; e_{it} 为自主创新效率; e_1 为研发效率; e_2 为成果转化效率; α_0 为常数项; α_1 为新基建水平的一次项系数,衡量新基建水

平对自主创新效率的线性影响; α_2 为新基建水平的二次项系数,衡量新基建水平对自主创新效率的非线性影响; α_n 为其他因素对自主创新效率的影响; ni_u 为新基建水平; X_u 为其他控制变量,表示影响自主创新效率的因素; ε_u 为残差项; μ_i 为个体固定效应; λ_t 为时间固定效应。

为了进一步分析新基建与自主创新效率的非线性关系和拐点效应,构建如下非线性模型:

$$e_u = \beta_0 + \beta_1 ni_u + \beta_2 ni_u^2 + \beta_n X_u + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_u \quad (2)$$

式中: β_0 为常数项; β_1 为新基建水平的一次项系数,衡量新基建水平对自主创新效率的线性影响; β_2 为新基建水平的二次项系数,衡量新基建水平对自主创新效率的非线性影响; β_n 为其他因素对自主创新效率的影响。若 β_2 显著为负,则说明新基建和自主创新效率之间存在倒 U 形关系。

根据前文机制分析,新基建主要通过创新性地配置资本要素、劳动要素和数据要素来影响自主创新效率,在式(2)的基础上建立中介效应检验模型:

$$med_u = \gamma_0 + \gamma_1 ni_u + \gamma_2 ni_u^2 + \gamma_n X_u + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_u \quad (3)$$

$$e_u = \varphi_0 + \varphi_1 ni_u + \varphi_2 ni_u^2 + \varphi_3 med_u + \varphi_n X_u + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_u \quad (4)$$

式中: med_u 为中介变量; τ_{kiu} 为资本错配指数; τ_{liu} 为劳动错配指数; $data_u$ 为数据要素市场化配置水平; γ_0 为常数项; γ_1 为新基建水平的一次项系数,衡量新基建水平对中介变量的线性影响; γ_2 为新基建水平的二次项系数,衡量新基建水平对中介变量的非线性影响; γ_n 为其他因素对中介变量的影响; φ_0 为常数项; φ_1 为新基建水平的一次项系数,衡量新基建水平对自主创新效率的线性影响; φ_2 为新基建水平的二次项系数,衡量新基建水平对自主创新效率的非线性影响; φ_n 为其他因素对自主创新效率的影响。

2. 变量说明

(1) 被解释变量:自主创新效率

评价创新效率的常用方法包含随机前沿分析法和数据包络分析法两种。本研究基于创新链视角,将自主创新分为研发、成果转化两个阶段,借助 Super-SBM 模型量化自主创新效率,即通过地区自主创新投入与自主创新产出的比值

来衡量。在研发阶段,投入指标包括试验发展支出、人员劳务费和资产支出,产出指标则为有效专利申请数量和科技论文数量;在成果转化阶段,将研发阶段的产出作为投入,继续进行生产活动,将研发成果转化为实际收入。因此,在测算成果转化效率时,投入指标为有效专利申请数量和科技论文数量,产出指标则为新产品销售收入和技术成交额。关于自主创新产出指标的处理,借鉴蔡渊渊等的方法,根据综合技术创新投入中自主技术创新与技术引进过程中各类资源投入的比例^[32],对创新成果产出进行等比例划分。此外,采取永续盘存法对投入变量化作存量处理,同时,为了确保数据的可比性,选取工业品出厂价格指数对新产品销售收入和技术市场成交额进行平减处理。

(2) 解释变量:新基建水平

目前主要有准自然实验法、资本存量法、企业数量法、熵权法 4 种测度新基建水平的方法。本研究基于国家发展改革委关于数字新基建的划分方法,从信息基础设施、融合基础设施、创新基础设施 3 个维度遴选 8 个指标构建评价指标体系(表 1),采用时空极差熵权法测度新基建水平。

(3) 机制变量:创新要素配置

a. 资本要素、劳动要素配置。为了检验资本配置和劳动配置在新基建与自主创新效率的关系中发挥的作用,借鉴陈永伟等的方法,选择相对扭曲系数测度要素实际配置与有效配置的偏离程度^[33]。具体而言,对资本错配指数(τ_K)、劳动力错配指数(τ_L)取绝对值,数值越大,表示资源错配情况越严重。在回归分析中,解释变量的回归系数为负,表示解释变量与被解释变量反方向变动,即新基建水平越高,资源错配得到缓解;回归系数为正,表示新基建的发展会加剧资源错配。

b. 数据要素市场化配置。建设数据交易平台是地方政府与经济主体在探索推进数据要素市场化过程中的实践尝试,并成为完善数据要素市场化配置的重要手段之一,手工整理《数据要素市场生态体系研究报告(2023)》中公布的数据要素市场的成立时间,在本研究样本期间内(2012—2022 年),先后有 25 个省(自

表 1 新基建水平指标体系

一级指标	二级指标	指标说明	单位
信息基建	通信基础设施	移动电话基站密度	个/km ²
		移动电话交换机服务水平	户/人
		光缆线路密度	km/km ²
	互联网基础设施	人均域名数	个/人
		人均互联网端口	个/人
融合基建	智慧交通基础设施	轨道交通运营密度	km/km ²
	智慧城市基础设施	地震台数密度	台/km ²
	智慧民生基础设施	电商企业	%
	智慧农业农村设施	农业气象观测站	个/km ²
	重大科技基础设施	重大科技基础设施数量	个/万人
创新基建	产业技术创新基础设施	科技企业孵化器	个/万人
	科教基础设施	大学科技园	个/万人
		火炬特色产业基地	个/万人
		普通高等学校数量	所/万人

治区、直辖市,不包括港澳台)成立了 55 家由政府发起、指导或批准成立的数据交易平台。

(4)控制变量

选取的控制变量主要包括:①人均 GDP (*lngdp*),用国内生产总值与年平均人口数量比值的对数表示;②城镇化水平 (*lnurb*),用城镇化率的对数表示;③产业结构合理化(*ind*),用产业结构层次系数衡量地区的产业转型升级水平;④社会消费水平 (*lncons*),用社会消费品零售总额与年末户籍人口比值的对数表示;⑤行业利润(*lnpro*),用高技术产业利润总额与营业收入比值的对数衡量。

3. 数据来源与变量描述性统计

选取 2012—2022 年我国 31 个省(自治区、直辖市,不包括港澳台)的面板数据,数据来自历年《中国统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》,采用插值法补全个别缺

失值。主要变量的描述性统计结果如表 2 所示,比较主要变量的标准差发现,不同地区自主创新效率、新基建及要素配置水平有较大差异。

四、实证结果分析

1. 新基建对自主创新效率的非线性影响

采用双固定效应模型检验新基建与自主创新效率之间的联系,结果如表 3 所示。列(1)(2)展示了不含平方项的基准回归结果,其中,新基建与研发效率之间存在显著的正相关关系,但是新基建对成果转化效率的作用不显著。列(3)(4)表明新基建与研发效率、成果转化效率之间呈倒 U 形关系,但是新基建对成果转化效率的影响不显著。列(5)(6)表明,加入控制变量后,核心解释变量显著性和系数未发生实质变化,初步验证了新基建与研发效率之间的倒 U 形关系。

表 2 主要变量描述性统计

变量类型	变量符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	e_1	研发效率	341	0.092	0.128	0.022	1
	e_2	成果转化效率	341	0.451	0.230	0.017	1
解释变量	ni	新基建水平	341	0.271	0.459	0.009	3.804
	ni^2	新基建水平的平方项	341	0.284	1.286	0	14.470
中介变量	τ_K	资本错配指数	341	0.515	2.885	-1.776	13.828
	τ_L	劳动错配指数	341	0.878	2.914	1.689	18.569
	$data$	数据要素市场化配置水平	341	1.664	0.957	1	5
控制变量	<i>lngdp</i>	人均 GDP	341	1.885	1.484	-1.125	5.950
	<i>lnurb</i>	城镇化水平	341	4.059	0.236	3.123	4.495
	<i>ind</i>	产业结构合理化	341	0.203	0.044	0.125	0.363
	<i>lncons</i>	社会消费水平	341	9.955	0.481	8.669	11.193
	<i>lnpro</i>	行业利润	341	2.495	0.500	0.386	3.649

表 3 新基建与自主创新效率关系检验结果

变量	(1) e_1	(2) e_2	(3) e_1	(4) e_2	(5) e_1	(6) e_2
ni	0.039** (0.030)	0.013 (0.769)	0.167*** (0.001)	0.052 (0.686)	0.165*** (0.002)	0.067 (0.605)
ni^2			-0.031*** (0.009)	-0.010 (0.748)	-0.031*** (0.009)	-0.015 (0.625)
$lngdp$					0.147 (0.289)	-0.124 (0.722)
$lnurb$					-0.031 (0.171)	0.028 (0.615)
ind					0.162 (0.497)	-0.687 (0.252)
$lncons$					0.003 (0.922)	0.083 (0.303)
$lnpro$					0.007 (0.578)	-0.042 (0.201)
$constant$	0.212*** (0.000)	0.772*** (0.000)	0.124*** (0.005)	0.745*** (0.000)	0.224 (0.456)	-0.005 (0.995)
时间/个体固定效应	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是
N	341	341	341	341	341	341
R^2	0.845	0.684	0.848	0.684	0.851	0.691

注:括号内为稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。下同。

分析新基建对成果转化效率的影响不显著的原因,主要有以下几点:第一,当前新基建的政策工具主要集中在研发环节,在产业化和市场化环节的政策支持相对不足,当新基建的重心工作主要放在前期研发,而在成果转化的产业化环节做得不够时,自主创新成果转化效率就会受到影响;第二,新基建项目的回报周期较长,新基建的经济效益和社会效益可能需要较长时间才能显现;第三,新基建涉及的技术尚未完全成熟,自主创新成果与市场需求的不完全匹配会阻碍创新成果的转化。

2. 稳健性检验

(1)Utest 检验

为探究新基建与自主创新效率之间是否存在倒 U 形关系,参考 Haans 的方法进行 Utest 检验^[34]。在新基建与自主创新研发效率关系中,结果表明新基建与研发效率的倒 U 形关系显著存在。Utest 检验结果在 10%及以上统计水平拒绝了原假设“不存在倒 U 形关系”,转折点为 2.631,在[0.009,3.804]的取值范围内。从 Slope 值可以看出,新基建在极值点左边斜率为正,右边斜率为负。在新基建与自主创新成果转化效率关系中,Utest 检验结果不显著,表明

新基建与成果转化效率的倒 U 形关系不显著。

(2)替换核心解释变量

为了进一步验证新基建与自主创新研发效率之间的倒 U 形关系,用新基建投资额重新衡量新基建水平。从表 4 列(1)的结果可以看出,新基建投资额的一次项系数在 1%的水平上显著为正,二次项系数显著为负,表明即使替换解释变量,新基建对自主创新研发效率仍然具有倒 U 形影响,这一结果与基准回归结果基本一致,再次验证了假设 H1。

(3)核心解释变量滞后回归

为提高研究结论的可靠性,本研究通过引入解释变量的滞后一期进行稳健性检验,回归结果见表 4 列(3)(4)。新基建的估计系数符号未发生变动,表明新基建与自主创新研发效率之间存在稳健的倒 U 形关系,基准回归结果稳健。

(4)更换样本范围

鉴于直辖市在招商引资、政策实施、资源分配等方面与其他省域差异明显,故剔除北京、天津、上海、重庆这 4 个直辖市的样本进行检验。列(5)(6)的结果证实,新基建对自主创新研发效率具有显著的倒 U 形影响,新基建对自主创

新成果转化效率的影响不显著,进一步佐证了结论的稳健性。

(5)工具变量检验

影响创新效率的因素很多,虽然本研究设计了一系列控制变量,但仍可能存在遗漏变量偏差。因此,使用工具变量法缓解模型内生性问题,保证回归结果的稳健性,选择1984年各地区每百人拥有的固定电话数和本年度新基建的交互项作为工具变量(*tool*)。

用工具变量两阶段最小二乘法进行估计,结果如表5所示,外生性检验*P*值不显著,不

能拒绝“待检验变量是外生的”这一原假设;Kleibergen-Paap rk Wald 检验和 Cragg-Donald Wald 检验得到的 *F* 统计值均明显大于 Stock-Yogo 临界值,拒绝“绝弱工具变量”的原假设,本研究选取的工具变量是合理的。表5的估计结果显示,工具变量对新基建有显著的正向影响,工具变量对解释变量有较强的解释能力。第二阶段的估计结果显示,新基建对研发效率的影响显著、新基建对成果转化效率的影响不显著。在纠正内生性问题后,基准回归结果依旧稳健。

表4 稳健性检验结果

变量	(1) <i>e</i> ₁	(2) <i>e</i> ₂	(3) <i>e</i> ₁	(4) <i>e</i> ₂	(5) <i>e</i> ₁	(6) <i>e</i> ₂
<i>inv</i>	0.011*** (0.429)	0.035 (0.350)				
<i>inv</i> ²	-0.039*** (0.000)	-0.033 (0.165)				
<i>L. ni</i>			0.196*** (0.002)	0.140 (0.349)		
<i>L. ni</i> ²			-0.042*** (0.006)	-0.031 (0.408)		
<i>ni</i>					0.020*** (0.925)	0.468 (0.371)
<i>ni</i> ²					-0.055*** (0.797)	-0.460 (0.374)
<i>lngdp</i>	0.209 (0.105)	-0.092 (0.784)	0.378** (0.019)	0.246 (0.531)	0.101 (0.501)	0.017 (0.962)
<i>lnurb</i>	-0.034 (0.113)	0.029 (0.599)	-0.023 (0.319)	0.028 (0.623)	-0.037 (0.133)	0.046 (0.438)
<i>ind</i>	0.250 (0.283)	-0.557 (0.357)	0.131 (0.600)	-0.524 (0.390)	0.306 (0.227)	-0.481 (0.434)
<i>lncons</i>	0.005 (0.868)	0.082 (0.293)	0.031 (0.356)	0.141* (0.084)	0.003 (0.932)	0.090 (0.315)
<i>lnpro</i>	0.011 (0.393)	-0.041 (0.217)	0.007 (0.635)	-0.028 (0.419)	0.014 (0.323)	-0.027 (0.421)
<i>constant</i>	0.349 (0.214)	0.023 (0.975)	0.074 (0.807)	-0.588 (0.427)	0.035 (0.924)	-0.355 (0.687)
时间/个体固定效应	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是
<i>N</i>	341	341	310	310	297	297
<i>R</i> ²	0.863	0.693	0.867	0.723	0.856	0.710

表5 工具变量的两阶段回归结果

变量	(1) <i>ni</i>	(2) <i>e</i> ₁	(3) <i>e</i> ₂
<i>tool</i>	0.182*** (0.004)		
<i>ni</i>		0.418*** (0.061)	0.269(0.316)
<i>ni</i> ²		-0.086*** (0.010)	-0.058(0.063)
<i>constant</i>	0.433* (0.235)	-0.082*** (0.248)	-0.250(0.845)
控制变量	控制	控制	控制
时间/个体固定效应	是/是	是/是	是/是
Kleibergen-Paap rk LM statistic	6.350**		
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	1 867.780		

五、进一步分析

1. 机制检验

(1)资本要素、劳动要素配置

为检验新基建通过创新性地配置生产要素来影响自主创新效率的作用机制,基于两步法检验机制进行检验^[35],回归结果见表6。由表6列(1)(2)可知,新基建对资本要素的配置和劳动要素的配置有显著的倒U形影响。由表6列(4)可知,资本错配对研发效率、成果转化效率的影响均不显著。资本错配对自主创新效率的影响不显著可能是由于不同的行业对资本的依赖程度不同,自主创新不仅依赖于资本,还需要技术、人才、市场需求等多种资源。比如在技术密集型行业,技术和人才等其他因素可能更为重要,所以资本错配对创新效率的影响较小。当企业有多样化的融资方式支持其创新活动,调整战略和运营模式以适应新的市场环境时,资本错配的影响可能会被削弱。另外,政府的政策支持和创新环境的改善可能会缓解资本错配带来的不利影响。

由表6列(5)可知,劳动要素错配的相关系数在10%的水平上显著为正,说明劳动要素错配程度越高,研发效率越高。这可能是因为,在高技术制造业中,当劳动要素错配程度提高时,可能促使企业更多地依赖于创新要素,如用

研发资本和数据要素替代劳动力,从而提高研发效率。其次,劳动要素错配可能促使企业寻求更有效的资源配置方式,重新分配创新资源以弥补劳动力配置的不足,从而提高研发效率。由表6列(8)可知,劳动要素错配负向影响成果转化效率,即劳动要素错配程度越高,成果转化效率越低。这可能是因为劳动要素配置不当可能导致员工的技能与工作需求不匹配,从而降低员工的工作效率和创造力,阻碍创新成果的转化和应用。长期的劳动要素错配还可能导致企业在人才培养和技术积累上存在不足,使得企业在面对新技术和市场变化时缺乏应变能力,从而进一步影响创新成果的实施和转化受到阻碍。综上所述,劳动要素错配对研发效率和成果转化效率的影响机制不同,对研发效率有正向影响,对成果转化效率有负向影响,假设H2得以验证。

(2)数据要素市场化配置

表6列(3)显示,新基建与数据要素市场化配置之间存在显著的倒U形关系,即新基建对数据要素市场化配置的影响在一定程度上先促进后抑制。由表6列(6)可以看出,数据要素市场化配置能够显著提升自主创新研发效率。具体来说,数据要素市场化配置通过以下方式提升自主创新研发效率:一是优化资源配置,将数据资源引导至最具创新潜力和需求的

表 6 机制检验结果

变量	(1) τ_K	(2) τ_L	(3) $data$	(4) e_1	(5) e_1	(6) e_1	(7) e_2	(8) e_2	(9) e_2
ni	1.003*** (0.002)	0.592* (0.058)	3.322*** (0.000)	0.173*** (0.001)	0.154*** (0.003)	0.156*** (0.006)	0.036 (0.784)	0.099 (0.448)	0.075 (0.597)
ni^2	-0.182** (0.013)	-0.074* (0.298)	-0.613*** (0.000)	-0.033*** (0.007)	-0.030** (0.012)	-0.030** (0.019)	-0.009 (0.767)	-0.019 (0.533)	-0.016 (0.613)
τ_K				-0.008 (0.399)			0.031 (0.197)		
τ_L					0.019* (0.054)			-0.053** (0.029)	
$data$						0.003* (0.685)			-0.002 (0.892)
$constant$	-2.298 (0.210)	14.017*** (0.000)	-8.153*** (0.003)	0.206 (0.496)	-0.039 (0.906)	0.246 (0.422)	0.067 (0.930)	0.744 (0.367)	-0.023 (0.976)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/个体固定效应	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是
N	341	341	341	341	341	341	341	341	341
R^2	0.985	0.986	0.745	0.851	0.853	0.851	0.693	0.696	0.691

领域,避免资源浪费,实现高效利用;二是促进信息共享,使数据更易于获取和共享,降低企业研发过程中的信息壁垒,加快创新步伐;三是推动跨界合作,数据融合有助于激发跨领域的创新思维和解决方案;四是增强决策支持,通过数据市场化,企业能更好地评估市场需求和技术可行性,降低研发风险,提高自主创新成功率。表6列(9)显示,数据要素市场化配置对成果转化效率的影响不显著。这可能是由于数据市场存在一些问题,如数据定价机制和交易规则模糊、市场监管不完善等,阻碍数据的有效流通和利用,进而影响成果转化的效率。在数据要素市场化过程中,如果知识产权保护措施不力,会带来创新成果被侵权或剽窃的风险,抑制创新者的积极性,进而影响成果转化的动力。综上所述,数据要素市场化配置在提升自主创新研发效率方面具有积极作用,但在成果转化效率方面存在一定的局限性。假设H3得以验证。

2. 异质性检验

(1)新基建类别异质性

信息基础设施、融合基础设施、创新基础设施这3种类别分别突出了新基建的信息化、融合性和创新性特征,为了展现不同种类“新基建”所发挥的作用是否有差异,表7汇报了新基建3个维度对自主创新效率的异质性影响。总体来看,信息基建对自主创新研发效率、成果转化效率的影响均为U形,融合基建和创新基建对自主创新两阶段效率的影响均不显著。具体分析,由表7列(1)可知,信息基建对研发效率的影响呈U形,U形曲线拐点对应的信息基建水平为0.998,高于现阶段所有地区的信息基建水

平,说明目前的信息基建还未达到能提升研发效率的水平。由表7列(4)可知,信息基建对成果转化效率的影响呈U形,融合基建的相关系数在1%的水平上显著为负,其平方项的系数在1%的水平上显著为正,U形曲线拐点对应的信息基建水平为0.564,说明上海和北京的信息基建已经达到能够提升成果转化效率的水平,其余地区的信息基础设施建设还处于不利于成果转化效率提升的阶段。由表7列(2)(3)(5)(6)可知,融合基建与创新基建对自主创新研发效率、成果转化效率的影响呈U形,但影响效果不显著。

新基建在初期不利于自主创新效率提升的原因主要有以下3点:一是多方合作难协调,新基建涉及政府、企业、科研机构等多方合作,存在知识产权归属和保护问题、技术壁垒、利益分歧以及合作机制不够顺畅等问题,不利于提高自主创新效率;二是管理协调难度大,新基建的复杂性增加了组织的管理与协调难度,影响决策效率,资源分配不当,资本和劳动力的分配不当可能导致自主创新活动与新基建的失衡;三是技术不兼容,新基建的建设和升级可能需要较长时间,其中蕴含的技术不兼容问题可能阻碍自主创新成果的转化,延误转化过程,错过市场窗口期,影响产品开发速度和市场响应能力。随着新基建趋于成熟,其灵活性和可扩展性增强,对市场需求的反馈和适应能力提升,资本和劳动要素的配置趋于合理和稳定,从而确保了自主创新的连续性并提升了自主创新效率。因此,在拐点来临之前,协同建设信息基建、融合基建和创新基建才能更好地支持创新活动的开

表7 类别异质性检验结果

变量	(1) <i>e</i> ₁	(2) <i>e</i> ₁	(3) <i>e</i> ₁	(4) <i>e</i> ₂	(5) <i>e</i> ₂	(6) <i>e</i> ₂
<i>xxij</i>	-0.572** (0.043)			-2.133*** (0.003)		
<i>xxij</i> ²	1.142*** (0.001)			2.404*** (0.005)		
<i>rhij</i>		-0.272 (0.369)			-1.161 (0.132)	
<i>rhij</i> ²		0.657** (0.012)			1.038 (0.117)	
<i>cxij</i>			-4.925 (0.332)			-1.243 (0.921)
<i>cxij</i> ²			394.032 (0.164)			48.642 (0.945)
<i>constant</i>	0.520* (0.075)	0.358 (0.231)	0.354 (0.232)	0.462 (0.527)	0.366 (0.630)	0.121 (0.869)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/个体固定效应	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是
<i>N</i>	341	341	341	341	341	341
<i>R</i> ²	0.856	0.856	0.847	0.700	0.693	0.691

注:*xxij*为信息基建水平;*rhij*为融合基建水平;*cxij*为创新基建水平。

展。在推动新技术向生产力转化的过程中,打破信息孤岛、构建完整的创新生态可以进一步提升自主创新效率。然而,当越过拐点后,尽管信息基建、融合基建和创新基建各自仍能提升创新效率,但表 3 结果显示,新基建对自主创新效率的提升效应会减弱,这表明过度建设新基建可能会抑制自主创新效率,因此需要对新基建进行合理规划和适度布局。

(2) 区域异质性

我国客观存在先发和后发地区,各区域在经济发展水平、资源禀赋、产业结构、资金和人才分布、市场需求等方面有较大差异,导致新基建的实施效果不同。在非线性的影响分析中,同时考虑时间固定效应、个体固定效应时,新基建对自主创新成果转化效率的倒 U 形影响不显著。当不考虑个体固定效应时,这种影响显著,说明样本选择可能会对结果产生影响。

表 8 是地区异质性检验的结果。比较表 8 列(1)(3)(5)发现,新基建对东部地区自主创新研发效率的倒 U 形影响显著,对中、西部地区研发效率的影响不显著。原因在于东部地区经济发展水平高、产业结构先进,新基建在东部地区的投入更容易促进创新效率。相比之下,中、西部地区的经济发展水平较低,产业结构相对落后,新基建的投入尚未达到显著提升研发效率的水平。比较表 8 列(2)(4)(6)发现,新

基建对东部地区自主创新成果转化效率的倒 U 形影响不显著,对中、西部地区的影响显著。究其原因,东部地区拥有更多的高新技术企业和研发机构,其科技创新能力较强,而且东部地区的基础设施建设相对完善,市场环境较为成熟,新基建的增量效应可能已经减弱。而中、西部地区创新基础较为薄弱,这为新基建加强中、西部地区与东部地区的协同发展提供了广阔的空间,新基建的投入更易产生积极效果,有效地促进成果转化效率的提升。然而,过度的新基建会导致技术依赖、产能过剩、生态破坏、市场饱和、社会不公平等问题,不利于创新效率的提升。因此新基建对区域自主创新效率的影响呈倒 U 形。

六、结论与建议

1. 研究结论

创新始终是推动社会生产力提升的关键因素,在数字经济时代,从宏观到微观的各领域都在经历深度分化与变革,创新能够催生新动能,推动产业形成先进生产力。本研究从研发、成果转化两个阶段出发,考虑新基建对自主创新效率的影响及其作用机理。研究发现,新基建能够激发创新活力,提升研发效率,但是过度的新基建可能会导致资源浪费、融资约束等问题,从而阻碍研发效率的提升。在成果转化阶段,

表 8 地区异质性检验结果

变量	东部		中部		西部	
	(1) e_1	(2) e_2	(3) e_1	(4) e_2	(5) e_1	(6) e_2
ni	0.245*** (0.000)	0.065 (0.726)	-0.475 (0.438)	3.932*** (0.003)	-0.316 (0.805)	8.489*** (0.000)
ni^2	-0.051*** (0.000)	-0.007 (0.850)	0.555 (0.647)	-7.644*** (0.004)	0.530 (0.829)	-14.856*** (0.000)
$lngdp$	0.327* (0.065)	-0.539 (0.375)	0.109 (0.603)	0.383 (0.400)	-0.015 (0.975)	0.848 (0.226)
$lnurb$	0.005 (0.877)	0.003 (0.979)	-0.043 (0.194)	0.088 (0.217)	-0.030 (0.697)	-0.025 (0.825)
ind	0.374 (0.247)	-2.038* (0.069)	-0.062 (0.859)	0.487 (0.518)	-0.187 (0.798)	2.338** (0.031)
$lncons$	0.091** (0.044)	-0.052 (0.735)	0.018 (0.721)	0.111 (0.307)	-0.076 (0.592)	-0.033 (0.874)
$lnpro$	0.004 (0.863)	-0.039 (0.656)	0.010 (0.544)	-0.034 (0.354)	0.009 (0.791)	-0.043 (0.381)
$constant$	-0.835* (0.059)	1.677 (0.268)	-0.094 (0.892)	-1.725 (0.248)	0.952 (0.695)	-2.737 (0.443)
时间/个体固定效应	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是	是/是
N	132	132	209	209	110	110
R^2	0.831	0.631	0.863	0.707	0.860	0.662

新基建的影响不显著。机制检验结果表明,在新基建影响自主创新效率的过程中,资本错配的影响不显著,但是劳动错配和数据要素市场化配置均发挥了中介作用。异质性检验结果显示,从新基建3个维度来看,融合基建和创新基建对自主创新效率的影响不显著,仅有信息基建对研发效率和成果转化效率有显著的影响,但这种影响是U形的。因此,在曲线拐点来临之前,信息基建、融合基建和创新基建三者应协同建设,这样才能更好地支持创新活动的开展。分区域来看,新基建对东部地区研发效率的倒U形影响显著,对东部地区成果转化效率的影响不显著;新基建对中西部地区研发效率的影响不显著,对中西部地区成果转化效率的倒U形影响显著。

2. 对策建议

一是构建“短期见效+长期赋能”的政策组合,通过量化监测与制度创新相结合的方式,破解传统基建模式中“政策刚性”与“创新波动”的结构性矛盾。第一,基于新基建对自主创新效率的非线性影响,提出政策设计需平衡短期刺激与长期规划。设立短期攻关基金解决技术瓶颈,同时制定长期规划确保战略定力。第二,针对倒U曲线的临界点效应,构建动态监测体系。各省构建新基建投资强度预警模型,实时监测研发效率增速拐点等阈值,对超过阈值地区暂停新增政府投资,转而激活社会资本,避免过度投入导致边际效益递减。第三,考虑到目前新基建对成果转化效率的影响不显著,引入全生命周期评估机制,重点考核研发效率、成果转化率等指标。对长期低效项目实行“熔断机制”,收回财政资金并调整用途,避免资源浪费。第四,通过“动态监测-阈值调控-市场补位-淘汰更新”的政策闭环,推动新基建投入精准匹配创新效率峰值区间,形成“高效投入-创新产出-产业升级”的正向循环。

二是破除数据交易壁垒,更新传统的生产要素,通过数据要素市场化改革重构创新资源配置机制,打通新基建驱动自主创新的效率转化通道。实证结果表明,数据要素市场化配置能够显著提升自主创新研发效率,但是对成果转化效率的影响不显著。通过数据要素重新定

义生产函数,使新基建积累的数字基础设施能力,转化为可量化、可交易的创新生产要素,从而优化全社会创新资源配置效率。鉴于目前数据要素流通市场存在制度缺位、市场割裂等障碍,因此从制度保障与市场激活两个角度展开分析:在制度层面,通过立法明确数据产权归属、交易规范和安全边界,为跨行业、跨地域数据流动扫清制度障碍;在市场层面,设计多维度激励机制,完善供需匹配。最终通过统一市场降低数据流通成本,释放数据资本价值,引导数据向创新末端渗透,提升成果转化效率。

三是以区域差异化策略破解新基建与创新效率的空间失衡,通过分类施策与动态调适,将新基建的技术优势转化为区域协调发展的创新动能。在顶层设计层面,根据区域研发强度调配资源,东部地区要侧重技术辐射,而中西部地区需要补足新基建短板。这既防止“一刀切”政策加剧区域失衡,又通过空间再平衡将新基建的全局投入转化为全域创新效能提升。通过东部对口支援,推动技术人才跨区流动,同时以定向补贴激活后发地区创新需求,形成区域协同的技术扩散通道。在实施路径上,依据发展阶段精准定位:对技术超前的东部地区,约束增量、优化存量,严控重复建设,引导资金聚焦人工智能、量子计算等前沿领域,同时建立新基建投资效率预警机制,防止过度投入导致边际收益下滑;对基础滞后的中西部地区,优先民生政务数字化,通过5G基站、数据中心等基础信息基建布局承接产业转移,并建立新基建与本地产业链的适配评估模型,确保项目与区域特色产业深度耦合。

参考文献:

- [1] 中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议[M]. 北京:人民出版社,2025:11.
- [2] 高培勇,隆国强,刘尚希,等. 扎实推动高质量发展,加快中国式现代化建设——学习贯彻中央经济工作会议精神笔谈[J]. 经济研究,2024,59(1): 4-35.
- [3] 范从来,陈思远. 省域经济高质量发展的现代化维度及江苏实践[J]. 江苏社会科学,2025(1): 108-117.
- [4] 马淑琴,徐苗,张陈宇. 数据要素应用与企业创新

- 效应——来自中国 A 股上市公司的经验证据 [J]. 商业经济与管理, 2024(2):50-67.
- [5] 沈坤荣, 乔刚, 林剑威. 智能制造政策与中国企业高质量发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(2):5-25.
- [6] 薛成, 孟庆玺, 何贤杰. 网络基础设施建设与企业技术知识扩散——来自“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 财经研究, 2020, 46(4):48-62.
- [7] 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.
- [8] 毛毅舫, 竺李乐, 吴福象. 数字基建与区域创新: 特征事实及其差异化影响[J]. 经济问题探索, 2023(6):94-107.
- [9] 伍先福, 钟鹏, 黄骁. “新基建”提升了战略性新兴产业的技术效率吗[J]. 财经科学, 2020(11):65-80.
- [10] 王维国, 王鑫鹏. 创新转化效率、要素禀赋与中国经济增长[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(12):5-25.
- [11] AHUJA G, KATILA R. Technological acquisitions and the innovation performance of acquiring firms: a longitudinal study [J]. Strategic Management Journal, 2001, 22(3):197-220.
- [12] DE V G, L A, FACIN A, et al. Managing uncertainty propagation in innovation ecosystems [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2021, 171, 120945.
- [13] SKARIA R, SATAM P, KHALPEY Z. Opportunities and challenges of disruptive innovation in medicine using artificial intelligence [J]. The American Journal of Medicine, 2020, 133(6):215-217.
- [14] 肖翔, 王晋梅, 董香书. 数字化转型如何影响制造业实质性创新? ——基于“数字赋能”与“数字鸿沟”的视角[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2023, 53(10):28-50.
- [15] YANG C, LIU Q. Driving green innovation through digital transformation: empirical insights on regional variations[J]. Sustainability. 2024, 16(23):10716.
- [16] RAO W, LIU P. Can digital innovation improve green total factor productivity: evidence from digital patents of China [J]. Sustainability, 2024, 16(10):3891.
- [17] 郭凯明, 郑文绰, 邝逸. 资本深化、制造业服务业融合发展与劳动生产率提升[J]. 财贸经济, 2025, 46(11):120-135.
- [18] ACEMOGLU D, RESTREPO P. Low-skill and high-skill automation [J]. Journal of Human Capital, 2018, 12(2):204-232.
- [19] 皮建才, 范衍玮. 新型基础设施影响劳动工资和工资差距的内在机制[J]. 经济理论与经济管理, 2024, 44(1):121-136.
- [20] 尚文思. 新基建对劳动生产率的影响研究——基于生产性服务业的视角[J]. 南开经济研究, 2020(6):181-200.
- [21] 周红根, 邱柯皓, 李欣先. 新型基础设施建设的生产率提升效应——基于“索洛悖论”的视角[J]. 经济与管理评论, 2024, 40(4):148-160.
- [22] 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.
- [23] 黄明凤, 姚栋梅. 研发要素流动、空间溢出效应与区域创新效率——基于省际面板数据的空间杜宾模型分析[J]. 科研管理, 2022, 43(4):149-157.
- [24] HOTA S P. Education infrastructure, expenditure, enrollment & economic development in Odisha, India [J]. International Journal of Educational Development, 2023, 103, 102903.
- [25] 国家发展和改革委员会. 加快构建中国特色数据基础制度体系 促进全体人民共享数字经济发展红利[J]. 求是, 2023(1):40-45.
- [26] 王莹, 胡汉辉. 中国式现代化进程中数字化转型赋能企业新质生产力——基于供应链韧性视角[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2024, 26(4):139-150.
- [27] WILLIAMSON O E. The economics of organization: the transaction cost approach[J]. American journal of sociology, 1981, 87(3):548-577.
- [28] JONES C I, TONETTI C. Nonrivalry and the economics of data[J]. American Economic Review. 2020, 110(9):2819-2858
- [29] 邹璇, 吕谨伊, 杨旭. 城际数字信息流与经济内循环动力[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2024, 26(1):118-131.
- [30] 方锦程, 刘颖, 高昊宇, 等. 公共数据开放能否促进区域协调发展? ——来自政府数据平台上线的准自然实验[J]. 管理世界, 2023, 39(9):124-142.
- [31] 张夏恒, 冯晓宇. 论新质生产力发展: 数据要素赋能的整体架构及推进举措[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2024, 26(3):120-130.
- [32] 蔡渊渊, 綦良群, 张毅, 等. 自主技术创新还是技

术引进:范式选择与资源优化配置[J]. 中国科技论坛,2021(8):22-32.

[33] 陈永伟,胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J]. 经济学(季刊),2011,10(4):1401-1422.

[34] HAANS R F J, PIETERS C, HE Z L. Thinking about U: theorizing and testing U and inverted U-shaped relationships in strategy research [J]. Strategic management journal,2016,37(7):1177-1195.

[35] 江艇. 因果推断经验研究中的敏感性分析[J]. 广东社会科学,2023(5):36-50.

(责任编辑:余迪)

New Infrastructure Construction, Innovation Factor Allocation, and Independent Innovation Efficiency / XU Changxin, WANG Shuying, SONG Min (Business School, Hohai University)

Abstract: Scientific and technological innovation is a core factor in developing new quality productive forces. As an important platform for enhancing the independent innovation efficiency, new infrastructure promotes scientific and technological innovation and industrial change by innovatively allocating production factors and facilitating the flow of R&D capital, labor, and data factors. Based on panel data of 31 provincial-level regions in China from 2012 to 2022, this paper measures the level of new infrastructure, R&D efficiency, and transformation efficiency. A two-way fixed-effects model of time and individuals is used to empirically test the nonlinear impact and mechanism of new infrastructure on innovation efficiency. The results show that the impact of new infrastructure on R&D efficiency presents an inverted U-shaped relationship, while the impact on transformation efficiency is not significant. This result holds after a series of robustness tests. The mechanism tests reveal that capital mismatch does not play a significant role in the process of new infrastructure affecting the independent innovation efficiency, while labor mismatch and market allocation of data factors can play a role. The heterogeneity test indicates that, from the perspectives of three dimensions of new infrastructure, there is a significant U-shaped relationship between information infrastructure and independent innovation R&D efficiency/transformation efficiency, while the impact of integrated infrastructure and innovation infrastructure on the independent innovation efficiency is not significant. From a regional perspective, this paper finds that the new infrastructure has a significant inverted U-shaped impact on independent innovation R&D efficiency in the eastern region, which has a significant inverted U-shaped impact on transformation efficiency in the central and western regions. Based on the above findings, it is proposed to construct a policy combination of “short-term effect and long-term empowerment”, to reconstruct the mechanism of innovation resource allocation through the market-oriented reform of data elements, and to address the spatial imbalance between new infrastructure and innovation efficiency with regional differentiation strategies.

Key words: new infrastructure construction; data elements; innovation factor allocation; independent innovation efficiency; R&D efficiency; transformation efficiency