

实数融合提升城市创新活力的影响机制研究^{*}

刘 钊^{1,3}, 孔 伟², 赵剑波¹

(1. 中国社会科学院 工业经济研究所, 北京 100006; 2. 中国社会科学院大学 商学院, 北京 102488;

3. 百色学院 工商管理学院, 广西 百色 533000)

摘要:“十五五”时期,我国要以推动高质量发展为主题,坚持把发展经济的着力点放在实体经济上,坚持智能化、绿色化、融合化方向,因此推动实体经济和数字经济融合发展正在成为城市创新活力的关键。通过对2008—2024年中国城市相关数据进行分析,探讨实数融合提升城市创新活力的影响机制。研究发现,实体经济和数字经济深度融合发展能够显著提升城市创新活力,这一结论通过一系列稳健性检验后仍保持稳健。机制检验表明,实数融合发展通过优化要素投入、催生新的产业形态和完善新型数字基础设施促进城市创新活力提升。空间效应检验表明,实数融合对周边城市创新活力提升具有正向促进作用。异质性检验显示,中东部地区及中心城市中实数融合对城市创新活力影响程度明显高于其他区域,华南、华中及东北的城市比其他区域更明显,但华东及华北地区出现了负向效果,说明数字经济和实体经济是否能够紧密结合、深度融合发展是提升城市创新活力的关键。最后,提出了促进实数融合深度发展的政策建议。

关键词:实数融合;城市创新活力;优化要素投入;新型业态;新型数字基础设施

中图分类号:F49; F124.3

文献标志码:A

文章编号:1672-0598(2026)04-0077-14

一、引言

党的二十届四中全会提出,“十五五”时期要以推动高质量发展为主题,坚持把发展经济的着力点放在实体经济上,坚持智能化、绿色化、融合化方向。随着新一轮科技革命和产业变革加速演进,推动

^{*} 收稿日期:2026-01-31

基金项目:2024年国家社科基金文化遗产保护传承研究专项(24VWB003)“新时代工业文化遗产保护事业的历史性成就和历史性变革研究”;中国社会科学院优势学科登峰战略项目(DF2023YS25)“企业管理学”

作者简介:刘钊(1990—),男,河北石家庄人;中国社会科学院工业经济研究所博士研究生,百色学院工商管理学院助理研究员,主要从事产业经济研究。

孔伟(2001—),男,江苏如东人;中国社会科学院大学商学院硕士研究生,主要从事数字经济研究。

赵剑波(1977—),男,河北邢台人;中国社会科学院工业经济研究所副研究员,主要从事产业经济、战略管理研究。

本文引用格式:刘钊,孔伟,赵剑波.实数融合提升城市创新活力的影响机制研究[J].重庆工商大学学报(社会科学版),2026,43(4):77-90.

数字经济和实体经济融合发展,是提升城市创新活力的关键。从实践的角度看,创新型城市的实数融合程度、创新活力与独角兽企业数量三者存在高度一致性。可以说,推动数字经济和实体经济融合发展,能够创造出良好的创业环境,吸引大量的高素质创新人才,提升城市创新活力。然而,国内有的地区数字经济发展水平很高,但城市创新活力却很弱,根本原因就在于数字经济和实体经济的融合程度不深。对于这一现象,现有研究还缺乏相应的关注和分析。随着数字技术与实体经济的深度渗透和融合,新业态、新模式、新产业不断涌现,激发城市创新活力,对于促进经济高质量发展显得尤为关键且紧迫^[1]。

在理论层面,现有文献围绕数实融合或实数融合的概念及其与创新能力的关系作出了大量的分析。从概念来看,已有研究普遍认同“实数融合”是数据要素、数字技术、数字平台等数字经济要素对实体经济的全过程的渗透、结合与改造,进而推动实体经济内涵与边界不断拓展的过程^[2-4]。实数融合从多个维度赋能经济发展,促进了资源的优化和重组,构建起网络连接、数智化企业、智能化管理等数字生产关系,由此催生出信息经济、网络经济、平台经济等新型生产活动和生产方式,实现了实体经济向数字化、网络化和智能化的新实体经济的转型^[5]。一部分文献则聚焦于实数融合与创新绩效的关系研究。在数字经济范式下,创新表现出明显的开放性、颠覆性与融合性等特征^[6]。实数融合推动了多主体的连接,通过优化信息处理和资源分配效率,能够放大颠覆性技术创新对企业研发投入的促进作用,提升了企业整体的创新速度,从而持续推动创新活动^[7-8]。对于实数融合与城市创新活力的关系,只有少数学者提出通过促进创新网络整合和改善创新环境,显著提升区域创新产出^[9-10]。整体而言,现有研究对实数融合提升企业创新绩效作出了充分研究,但实数融合对城市创新活力及其空间溢出效应的研究还存在不足,亟须明确实数融合提升城市创新活力的作用机制。

本文通过对2008—2024年中国城市相关数据进行分析,探讨实数融合对城市创新活力的影响及作用机制。本文的边际贡献主要体现在:首先,明确实数融合的空间溢出效应,以及对可能存在的地理衰减边界展开研究,扩展了数字经济理论内涵和基础;其次,考查实数融合水平与城市创新活力的关系,阐述实数融合对城市创新活力的影响;最后,分析实数融合对于城市创新活力的作用机制,并提出具有操作性的政策建议。本文研究结论能够为实数融合发展研究提供理论支撑,并为推动城市经济高质量发展提供政策参考。

二、理论分析与研究假设

实数融合促进数字技术应用水平的提高,促进新产业新业态的涌现,有利于激发数据要素和数字技术在城市经济中的创新性,推动城市创新活力的提升^[11],实数融合对城市创新活力的影响具有显著的正向效应与空间溢出效应。

(一) 实数融合影响城市创新活力的直接效应

实数融合重塑城市的创新生态,最终实现城市创新活力的提升。一是促进创新要素的集聚。实数融合生成大量数据要素,并深度融入劳动与资本等传统要素,加强要素间的联系与流动,持续释放组合与结构层面的乘数效应和网络效应^[12];人才、资金与技术等要素的高效流动与优化配置,在城市中构建了创新要素集聚的良性循环^[13],进而激发创新活力。二是促进应用场景的创新。通过将大数据、云计算、人工智能等数字技术嵌入实体经济,并与城市治理、产业升级等具体场景深度融合,以多元需求为颠覆性技术突破指引了新路径,提升创新灵活性^[14]。实数融合有效推进资源共享与知识、技术的扩散,帮助市场

主体快速完成先进知识与技术的吸收与转化^[15-16]。三是促进创新网络的形成。数字技术与数据要素向实体领域渗透,打破了时空壁垒和“数据孤岛”,促使协同创新更为活跃。新知识的高效流动激励企业、创业者、科研机构等多元主体加强协作,推动创新思维在生态系统中持续涌现^[17]。基于数字联接所形成的开放化、网络化创新模式,显著提升了城市创新生态的活力。因此,得出如下假设:

假设1:实数融合对城市创新活力具有正向促进作用。

(二) 实数融合对于城市创新活力的作用机制

1. 优化生产要素投入

实数融合通过优化新型要素投入,进而提升城市创新活力。一是培育新型劳动力。随着人工智能等数字技术与城市实体企业深度融合,激发更多难以被替代的高技能与创新导向的岗位的产生,催生大量新兴职业,重塑劳动需求,并创造了新任务与新类型劳动者^[18]。二是催生新型劳动资料,如工业机器人等数字技术及数据要素。新型劳动资料深刻变革了企业运营与创新机制,既优化了要素配置与生产流程^[19-20],又优化了城市资源配置效率,促进创新资源集聚,从而推动城市创新活力提升。三是拓展新型劳动对象,新型劳动对象涵盖新资源、新材料等在内的战略性新兴产业与未来产业等^[21]。人工智能推动产业向数字化、融合化及绿色低碳方向演进^[22],拉动了云计算、大数据、人工智能等技术的应用,孕育出“数字技术+”等产业融合发展业态,提升城市创新潜力及能力。因此,得出如下假设:

假设2a:实数融合通过优化新型要素投入促进城市创新活力提升。

2. 催生新的产出形态

实数融合通过催生新的形态产出,实现城市创新活力的提升。一是实数融合有助于新产品诞生。数字技术有助于识别客户的需求、偏好与行为模式,借助自动化手段实现可扩展的个性化商品与定制服务^[23]。数据驱动的创新主要体现为开发全新产品与服务、深化对市场需求的认知与快速响应、优化生产及流通环节等^[24]。二是实数融合促进新技术涌现。数字技术具备显著的通用途径,为科技创新带来多角度、跨领域的落地场景。人工智能等数字技术的深入应用转变了企业传统生产组织方式,通过将数字技术与既有场景相融合,持续生成新数据并诱发技术迭代,进而形成正向反馈循环^[20]。三是实数融合助推新业态形成。实数融合达成了产业间的整合效应与协同作用,促使实体企业的业务范围和经营模式持续扩展。伴随着数字技术与传统行业相互融合深入发展,催生多种新业态和模式,有助于新质生产力的培育和发展,最终实现城市创新活力的提升^[25]。因此,得出如下假设:

假设2b:实数融合通过催生新形态促进城市创新活力提升。

3. 完善数字基础设施

实数融合通过完善新型数字基础设施建设,实现城市创新活力的提升。一是城市基础设施的智能化改造可以实现资源的优化配置和再生,使不同的创新主体以更高的效率和更低的成本共享和吸收知识,从而促进城市经济创新。同时,新型数字基础设施通过促进创新、培育新兴产业、优化产业结构及促进协同集聚等方式实现增强城市经济韧性^[26],最终提升城市创新活力。二是提升城市数字基础设施水平有助于增强城市空间品质。依据人才倾向于追求高品质生活的基本逻辑,数字基础设施较为完善的城市更容易吸引和汇聚人才,形成引才磁极^[27]。一方面,人才流入增加了城市人力资本的供给,提高了平均创新效率,并借助市场规模的扩大,通过规模经济与知识外溢效应推动城市生产率的增长;另一方面,也加剧了本地劳动力市场的竞争强度,借助创造性破坏优化要素配置,从而促进城市生产率与创新水平的整体提升^[28]。三是新型数字基础设施建设具备显著的战略性和前沿性与先导性。新型数字基础设施既可有效推动经济增长与资源优化配置,亦可变革创新资源的整合与联动机制,降低创新活动中的交易成本,

对城市技术创新发挥直接推动作用^[29]。因此,得出如下假设:

假设 2c:实数融合通过完善新型数字基础设施建设促进城市创新活力提升。

(三) 实数融合对于城市创新活力的空间溢出机制

根据“极化—涓滴效应”理论,经济水平与空间距离密切相关,空间传递可能是实数融合产生更大经济效应的重要机制。一是辐射效应。数字技术能够降低空间距离对创新要素溢出效应的影响,有助于生产及创新要素超越时空限制,促进跨区域资源共享,增强区域间经济活动关联的广度和深度^[30]。随着空间摩擦的减小,实数融合的空间外溢效应显著增加,进而促进周边地区的经济活力。二是涓滴效应。各城市之间资源禀赋的差异性在极化效应下,具有要素禀赋优势的大城市能够迅速实现实数融合发展^[30]。相对落后区域的企业通过示范、模仿先进技术和管理经验的方式不断提升实数融合度,利用涓滴效应实现跨区域的溢出形式。三是竞争效应。地方管理者将具有相似背景和经济实力的地区的相关指标作为自己政治评估的参考依据,在竞争效应的驱动下,地理距离和经济发展水平相近的地区通过模仿学习或加大政策支持力度等方式提升实数融合或经济发展水平^[30]。因此,得出如下假设:

假设 3:实数融合通过空间外溢效应提升邻近城市的创新活力。

三、数据来源及研究设计

(一) 数据来源和样本选择

本文基于 2008—2024 年我国 286 个地级及以上城市 4 576 条面板数据,实证检验实数融合对城市创新活力的影响。基于数据的可得性,所有数据来源于国家知识产权局的专利数据、国家工商局的企业注册资本数据、《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》及地级市国民经济和社会发展统计公报等。对所有数据进行缩尾处理以克服极端值影响。

(二) 各主要变量的选取及定义

1. 被解释变量:城市创新活力(*Uni*)

借鉴复旦大学《中国城市和产业创新力报告》中城市创新活力指数的测算方法,选取相应的指标,重新计算出 2008—2024 年样本城市的创新活力指数。

2. 解释变量:实数融合(*Idr*)

在对实数融合指标测算过程中,第一步剔除仅含单个分类号的专利记录,分类号超 10 个仅保留前 10 个,避免干扰分析;第二步提取专利 IPC 主副分类号共现关系,按共现频次衡量技术关联强度;第三步剔除教育、卫生、社会工作等行业专利;第四步删除国外地址专利,按地级市识别申请地址,精准反映实数融合产业的空间分布特征。在后文中,还构建了解释变量 *TIDR*。

3. 作用机制变量

(1) 新型要素投入(*Nfi*)。基于要素投入视角,从实数融合所带来的新型劳动者、新型劳动对象和新型劳动资料 3 个维度 13 个层面构建要素投入指标体系,并测算得出新型要素投入水平。

(2) 新型产出业态(*Indf*)。基于新型产出业态这一视角,从新产品、新技术及新业态这 3 个维度 8 个层面构建实数融合产出形态这一指标体系,用熵值法测度实数融合催生的新型业态发展水平。

(3) 新型数字基础设施(*Fdig*)。运用 Python 提取地方政府工作报告中 5G、移动通信、信息技术、信息经济及信息基础设施等关键词的出现频次,并计算新型数字基础设施相关词汇的占比。鉴于各城市信

息产业从业人员规模与该指标显著相关,采用地级市中信息行业就业人数占全市总人口的比例,对上述词频占比进行拆分调整,即用两者相乘的方法,评估不同地级市新型数字基础设施的建设状况。

4. 其他控制变量

为了更准确地估计城市实数融合发展指数对城市创新活力的影响,本文加入了一系列可能影响城市创新活力培育的控制变量。具体如下:经济发展水平($Pgdp$),采用人均GDP对数测量;产业集群(Ind),采用规模以上工业企业数的对数测量;金融发展水平(Fin),采用机构存贷款余额比地区生产总值测量;城市化水平($Urban$),采用人口密度的对数来测量;行政干预度($Find$),采用财政预算内收入比财政预算内支出测量;经济开放水平(Fid),采用当年外资实际收入比地区生产总值测量。另外,为了回归的准确性,还控制了年份及城市个体固定效应。表1为描述性统计结果。

表1 描述性统计结果

变量	观测值	均值	方差	最小值	中位数	最大值
Uni	4 576	0.638	2.000	-3.577	0.493	5.756
Idr	4 576	1.726	5.516	0.000	0.134	39.29
$Tidr$	4 576	3.222	0.862	1.493	3.125	6.617
$Tuni$	4 576	13.28	26.55	0.104	3.971	173.2
$Ntfi$	4 576	0.084	0.084	0.007	0.045	0.388
$Indf$	4 576	0.101	0.063	-0.065	0.101	0.303
$Pdgd$	4 576	10.49	0.710	8.773	10.52	12.01
$Urban$	4 576	5.729	0.897	2.890	5.872	7.241
Ind	4 576	6.554	1.096	4.043	6.507	9.056
$Find$	4 576	0.462	0.225	0.098	0.427	1.024
Fin	4 576	2.326	1.130	0.881	2.000	6.751
Fdi	4 576	0.114	0.155	0.000	0.053	0.749

(三) 计量模型的设计

1. 基准回归模型

构建模型(1)对假设1进行检验,以考察实数融合(Idr)对城市创新活力(Uni)是否存在促进效应。

$$Uni_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Idr_{it} + \sum_n \alpha_n CVs + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, Uni_{it} 代表*i*城市在*t*年的创新活力, Idr 则是实数融合,而 α_0 则是模型截距项, $\sum_n \alpha_n CVs$ 代表一系列控制变量,其中, $\alpha_i (i>0)$ 为一系列控制变量的回归系数。 μ_i 与 ν_t 分别代表城市固定效应和时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

2. 作用机制模型

除了公式(1)所体现的直接效应,根据前文分析,对于实数融合提升城市创新活力的作用机制,分别构建实数融合(Idr)对于中介变量要素投入($Ntfi$)、产出形态($Indf$)和数字基础设施($Fdig$)的回归模型(2),以及自变量 Idr 、中介变量($Ntfi/Indf/Fdig$)对城市创新活力(Uni)的回归方程(3),通过检验式(2)和式(3)回归系数的显著性判定作用机制存在与否。具体设定如下:

$$Ntfi_{it}/Indf_{it}/Fdig_{it} = \beta_0 + \beta_1 Idr_{it} + \sum_n \beta_n CVs + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Uni_{it} = \alpha_0 + \varphi_1 Idr_{it} + \varphi_2 Nift_{it}/Indf_{it}/Fdig_{it} + \varphi_n \sum_n CVs + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

3. 空间溢出模型

为了进一步检验实数融合对城市创新活力的影响是否存在空间溢出效应,在式(4)中引入实数融合及城市创新活力以及其他控制变量的空间交互项,进一步拓展构建空间杜宾模型如下:

$$Uni_{it} = \alpha_0 + \rho WUni_{it} + \varphi_1 WIdr_{it} + \alpha_1 Idr_{it} + \varphi_c WCVs + \alpha_c CVs + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, ρ 代表空间自回归系数, W 为空间权重矩阵, ϕ_1 和 ϕ_c 为核心解释变量以及控制变量空间交互项的弹性系数。

四、实证结果及分析

(一) 实证结果分析

1. 基准回归结果分析

表2显示了假设1的检验结果,其中第(1)~(3)列分别为不同条件下的多元回归,而第(4)列纳入了模型(1)中的全部控制变量。在第(1)~(3)列中,城市创新活力(Uni)的回归系数分别是0.146、0.036和0.015且在1%水平上显著;在第(4)列的回归中纳入各种控制变量,城市创新活力(Uni)回归系数是0.015且在1%水平上显著。因此,基准回归结果验证了前文的假设1,表明随着数字经济与实体经济融合深入发展,城市创新活力逐步得到提高。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Uni	Uni	Uni	Uni
Idr	0.146 *** (28.900)	0.036 *** (16.705)	0.015 *** (8.234)	0.015 *** (8.477)
$Pdgd$		1.902 *** (90.743)		0.134 *** (3.201)
$Urban$		0.459 ** (2.377)		0.190 (1.268)
Ind		-0.036 (-1.209)		0.241 *** (9.613)
$Find$		-1.263 *** (-12.509)		-0.295 *** (-3.499)
f_{in}		0.470 *** (31.327)		-0.049 *** (-3.089)
Fdi		-0.185 (-1.551)		0.275 *** (2.982)
常数项	0.386 *** (20.247)	-22.248 *** (-21.129)	-1.220 *** (-57.897)	-4.886 *** (-5.326)

续表2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Uni</i>	<i>Uni</i>	<i>Uni</i>	<i>Uni</i>
个体固定效应	否	否	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
调整 R^2	0.107	0.862	0.914	0.918
F 值	835.221 ***	4 120.724 ***	3 044.349 ***	2 354.719 ***
观测值	4 576	4 576	4 576	4 576

注: *、**和 ***分别表明在 10%、5%和 1%的水平上显著;括号内为 t 值。下同。

2. 稳健性检验

(1) 替换解释变量。为了进一步检验实数融合对城市创新活力正向影响的稳定性,借鉴赵涛等^[11]的研究方法,重新计算得到数字经济发展指标,然后再与前文所述实体经济使用熵值法确定各指标权重,最终得到实数融合度指标。回归结果如表 3 中第(1)列所示,在改变核心解释变量后城市创新活力(*Uni*)回归系数符号显著为正,表明回归结果具有稳健性。

(2) 替换被解释变量。借鉴颜强等^[31]的研究,以地级城市每百人拥有专利数量(件/百人)来衡量城市创新活力,进一步检验回归结果的稳定性。回归结果如表 3 中第(2)列所示,在改变变量测度后,回归系数依旧显著为正,与前文结论未发生变化,通过稳定性检验。

(3) 排除宏观因素系统性变化。通过设置省份固定效应(*Pro*)以及省份与年份的交互效应(*Pro*×*Year*),以此剔除宏观因素系统性变动引发的内生性问题。表 3 的第(3)列的结果表明,在控制了宏观因素系统性变化之后,城市创新活力(*Uni*)对应的回归系数在 1%水平上显著为正,与前文结论未发生变化。

(4) 为控制异方差和序列相关问题,对标准误分别在城市聚类 and 城市与年份两个层面进行了聚类调整。检验结果显示,在城市聚类和城市与年份两种情况下,实数融合(*Idr*)的回归系数均显著为正,验证前文假设及讨论,如表 3 第(4)列和第(5)列所示。

(5) 为了进一步分析实数融合对城市创新活力的影响,本文延长了时间考察窗口。将核心解释变量(*Idr*)及被解释变量(*Uni*)分别进行了滞后及前置 2~3 期处理进行交叉比对。如表 3 第(6)~(9)列所示,实数融合对城市创新活力的回归系数均在不低于 5%水平上显著为正,这种促进作用并没有随着时间窗口的延长而发生变化。

表 3 稳定性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	替换解释变量	替换被解释变量	排除宏观因素系统性变化	城市聚类	城市和年份聚类	前置两期	前置三期	城市创新活力	城市创新活力
<i>Idr</i>	0.438 *** (12.088)	2.638 *** (55.154)	0.015 *** (8.620)	0.015 *** (2.858)	0.015 ** (2.251)	0.010 *** (4.304)	0.009 *** (3.360)		
<i>L2. Idr</i>								0.008 *** (3.447)	
<i>L3. Idr</i>									0.006 ** (2.243)

续表3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	替换解释 变量	替换被解 释变量	排除宏观因素 系统性变化	城市 聚类	城市和年份 聚类	前置 两期	前置 三期	城市创 新活力	城市创 新活力
常数项	(1.880) -5.431*** (-5.970)	(-9.875) -13.039 (-0.525)	(2.038) -54.419*** (-8.327)	(1.131) -3.244 (-1.078)	(1.129) -3.244 (-1.101)	-4.556*** (-5.029)	-4.632*** (-5.229)	-4.622*** (-4.827)	-4.500*** (-4.691)
<i>Pro</i>	否	否	是	否	否	否	否	否	否
<i>Pro * Year</i>	否	否	是	否	否	否	否	否	否
控制变量和 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
调整 R^2	0.920	0.615	0.919	0.970	0.970	0.914	0.912	0.915	0.914
F 值	2 398.321***	345.942***	2 285.277***	7.45***	5.07***	2 131.255***	2 044.903***	2 163.941***	2 102.097***
观测值	4 576	4 576	4 576	4 576	3 391	4 004	3 718	4 004	3 718

(6)内生性问题。本研究中的实数融合和城市创新活力同处 T 时期观测值,性能指标可能具有时间惯性及互为因果问题,从而导致内生性问题。为了分析内生性问题,通过构建工具变量(IV)来缓解内生性。一是借鉴 Yuan 等^[32]的研究做法,将实数融合滞后一期作为工具变量,满足内生性和外生性的条件,并解决了弱工具变量的问题。二是根据赵剑波等^[20]的研究方法,采用互联网普及率与公共图书馆总藏书对数之间的交互项作为工具变量 IV 进行分析。在第一步检验中工具变量 IV 的回归系数均在 1%水平上显著,如表 4 所示。经过检验本文并未发现过度检验、不可识别检验及弱工具变量 3 个问题,表明所选工具变量是有效的。第二阶段的检验中两类实数融合(Idr)的工具变量对城市创新活力(Uni)均在 1%水平上显著为正,表明假设 1 成立。

表 4 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	Idr 滞后一期		图书馆藏书对数与互联网普及率交互	
IV	1.032*** (45.88)		3.978*** (8.17)	
Idr		0.011*** (4.88)		0.051*** (6.51)
常数项	-2.642 (-0.78)	2.599* (1.94)	5.023 (0.51)	-1.590 (-1.21)
控制变量和固定效应	是	是	是	是
LM 统计量		158.167 [0.000]		111.878 [0.000]
Wald F 统计量		2 105.248 {16.38}		66.829 {16.38}
观测值	4 290	4 290	4 576	4 576
调整 R^2		0.974		0.969

(二) 机制检验与分析

本文构建“实数融合—机制变量—城市创新活力”这一路径的传导机制,进一步明确实数融合对城市创新活力的影响机制。在新型要素投入方面,回归结果如表 5 中第(1)列所示,解释变量(*Idr*)回归系数 0.006 在 1%水平上显著为正;第(2)列中机制变量新型要素投入(*Ntfi*)的回归系数 0.643 在 1%水平上显著为正,表明新型要素投入在实数融合和城市创新活力关系中起着积极的中介效应,假设 2a 得到验证。参照相同检验步骤,依次把新型产出业态、新型数字基础设施代入公式(2)和式(3)中,回归结果对应表 5 第(3)列和第(4)列、第(5)列和第(6)列,回归系数均在不低于 5%水平上显著为正,表明新型产出业态、新型数字基础设施同样起着积极的中介传导功能,假设 2b 和假设 2c 得到验证。

表 5 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	新型要素投入		新型产出业态		新型数字基础设施	
	<i>Ntfi</i>	<i>Uni</i>	<i>Indf</i>	<i>Uni</i>	<i>Fdig</i>	<i>Uni</i>
<i>Idr</i>	0.006 *** (23.710)	0.011 *** (6.034)	0.001 *** (5.591)	0.014 *** (8.086)	0.001 ** (2.312)	0.019 *** (10.295)
<i>Ntfi</i>		0.643 *** (5.760)				
<i>Indf</i>				0.632 *** (4.443)		
<i>Fdig</i>						0.166 ** (2.191)
常数项	-0.181 (-1.446)	-4.770 *** (-5.217)	-0.014 (-0.144)	-4.877 *** (-5.328)	-0.239 (-1.307)	-4.736 *** (-5.247)
控制变量和固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 <i>R</i> ²	0.270	0.919	0.503	0.919	0.667	0.921
<i>F</i> 值	90.732 ***	2 270.766 ***	223.999 ***	2 263.090 ***	428.737 ***	2 333.186 ***
观测值	4 576	4 576	4 576	4 576	4 556	4 556

(三) 空间溢出效应

1. 莫兰指数。为了验证实数融合对邻近区域城市创新是否存在空间溢出效应,首先进行空间自相关检验。回归结果表明,2008—2024 年城市创新活力指数地理距离权重下的 Moran’I 指数均在 1%水平显著且为正,表现出显著的正空间相关和依赖特征;2008—2024 年数字经济与实体经济深度融合指数地理距离权重下的 Moran’I 指数在 2014 年之前不显著为正,在 2015 年之后在不低于 10%水平显著为正,表现出显著的正空间相关和依赖特征。

2. 空间溢出效应。经过“OLS—SAR—SEM—SAC—SDM”的路径检验,简化检验组成的“具体到一般”和“一般到具体”相结合的方法,选择双固定时间和空间的 Durbin 模型(SDM),分别从邻接矩阵、地理距离和经济距离 3 种方式进行了回归检验。回归结果如表 6 所示,空间子回归(ρ)系数在 1%水平上显著

为正,且变量 IDR 的直接效应与溢出效应均在 1% 水平上显著为正,表明实数融合对本地城市创新活力具有促进作用,同时通过“扩散效应”和“涓滴效应”,助力创新技术和信息资源外溢,提升资源配置效率,能够显著地为邻近城市创新活力上升提供动力,该结论与前文基准回归结果一致。此外,本研究采用时空双重固定效应的空间滞后模型(SAR)进行稳健性检验,确保结论可靠性,如表 6 所示,回归结果依然成立,假设 3 得到了进一步支持。

表 6 实数融合影响城市创新活力空间模型的回归结果

变量	SDM			SAR		
	邻接矩阵	地理距离	经济距离	邻接矩阵	地理距离	经济距离
ρ	0.356***	0.538***	0.660***	0.414***	0.576***	0.702***
	(20.072)	(27.977)	(31.234)	(25.143)	(32.253)	(36.878)
σ^2	0.093***	0.089***	0.084***	0.095***	0.091***	0.085***
	(47.437)	(47.352)	(47.133)	(46.717)	(47.447)	(47.067)
Idr	0.013***	0.009***	0.002	0.014***	0.009***	0.006***
	(8.474)	(5.603)	(1.426)	(8.592)	(5.888)	(4.171)
$W \times Idr$	0.005	0.010***	0.023***			
	(1.536)	(5.110)	(6.341)			
直接效应	0.014***	0.010***	0.004***	0.014***	0.009***	0.007***
	(8.589)	(5.995)	(2.681)	(8.567)	(5.885)	(4.173)
间接效应	0.014***	0.030***	0.068***	0.009***	0.012***	0.014***
	(3.152)	(7.654)	(7.932)	(7.510)	(5.607)	(4.063)
整体效应	0.028***	0.039***	0.072***	0.023***	0.021***	0.021***
	(5.392)	(8.226)	(8.117)	(8.347)	(5.831)	(4.151)
控制变量和固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	4 576	4 576	4 576	4 576	4 576	4 576

五、进一步分析:区域异质性检验

在不同层级、不同区域中,实数融合对城市创新活力的影响可能具有非对称性,产生差异性效果,因此,本文针对不同层级城市、不同地区及不同区域进行了分样本回归检验,回归结果如表 7-1、表 7-2 所示。

1. 不同层级的城市异质性检验。中心城市与非中心城市的经济水平差距日益显著。因此,本文按照城市是否为中心城市分别进行回归分析。结果表明,无论是中心城市还是非中心城市,实数融合对城市创新活力均具有显著的促进作用,但中心城区的显著促进作用明显大于外围城市的作用。可能的原因在于考虑到中心城市与外围城市的创新基础不同,实数融合的边际效应具有明显差距。一般而言,中心城市作为创新要素集聚高地,实数融合仅在饱和创新生态上实现增量提升,边际效应呈递减趋势。而外围城市普遍存在要素短缺、配置低效、市场分割等问题,实数融合可直接打破壁垒,帮助其获取前沿知

识、对接高端要素,“从无到有”的边际改善效应极强,因此两类城市的回归结果存在差异。

2. 不同地区属性的异质性检验。由于不同地区经济发展水平、发展阶段、产业结构及要素配置效率等因素均存在一定差异,实数融合发展指数也可能存在一定的异质性。本文按照东部、中部及西部地区分别进行回归。结果显示,东部、中部地区实数融合对城市创新活力均在1%水平上具有显著的促进作用,但是西部地区则显示为不显著的负向作用。究其原因可能在于,西部地区在实数融合过程中,数字技术吸纳能力弱,基础设施与产业基础不适配等问题导致实数融合的带动作用未能有效转化为创新成果,导致创新资源的浪费,甚至抑制了其他创新活动的开展,陷入“数字诅咒”,导致城市创新活力较低。

3. 不同区域属性的异质性检验。进一步,本文将全国细分为东北、华北、华南、华东、华中、西南和西北7个区域,分别对7个不同区域的城市进行分样本回归分析。结果表明,华南、华中及东北3个区域的回归结果显著为正,表明这3个区域的实数融合度对城市创新活力具有显著促进作用;华北及华东两个区域的回归结果系数显著为负,表明该区域实数融合度对城市创新活力具有抑制作用。究其原因,前者传统工业占比高,推动实数融合发展过程中过度注重数字基础设施建设,替代效应加强,挤占研发资金,叠加行政主导的项目偏离创新需求,要素错配加剧;后者进入融合深水期,平台经济垄断数据及技术,虹吸了创新资源,挤压整体的创新投入,最终抑制城市创新活力。

表 7-1 异质性检验:是否是中心城区及不同地区

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	中心城区	非中心城区	东部地区	西部地区	中部地区
<i>Idr</i>	0.004 *	0.054 ***	0.008 ***	-0.003	0.027 ***
	(1.887)	(18.157)	(3.398)	(-0.733)	(7.085)
常数项	4.160 **	-6.211 ***	2.711	-5.022 ***	-4.336 ***
	(2.062)	(-6.252)	(1.423)	(-3.460)	(-3.048)
控制变量和固定效应	是	是	是	是	是
调整 R^2	0.946	0.922	0.942	0.927	0.914
F 值	461.184 ***	2 153.528 ***	1 031.534 ***	793.809 ***	881.123 ***
观测值	576	4 000	1 392	1 376	1 808

表 7-2 异质性检验:不同区域

	东北	华北	华南	华中	华东	西南	西北
<i>Idr</i>	0.058 ***	-0.026 ***	0.017 ***	0.009 **	-0.005 **	0.006	0.002
	(6.203)	(-5.146)	(3.477)	(2.546)	(-2.051)	(1.481)	(0.327)
常数项	-1.876	-4.414 **	2.384	3.325	10.763 ***	5.496 **	0.787
	(-0.860)	(-2.560)	(0.585)	(1.410)	(6.226)	(2.508)	(0.377)
控制变量和固定效应	是	是	是	是	是	是	是
调整 R^2	0.932	0.954	0.911	0.959	0.956	0.964	0.931
F 值	343.159 ***	497.895 ***	277.396 ***	723.557 ***	1 218.471 ***	655.881 ***	284.137 ***
观测值	544	528	592	672	1 232	544	464

六、结论与政策启示

(一) 研究结论

本文基于我国 286 座城市数字经济与实体经济的数据及城市创新相关数据,实证分析了数字经济与实体经济深度融合度对城市创新活力的影响。研究发现,实数融合对城市创新活力存在正向影响,这一结论经过一系列稳健性检验依然成立。机制检验表明,实数融合通过新型要素投入、催生新的产业形态和完善新型数字基础设施促进城市创新活力提升。同时,还验证了实数融合对城市创新活力的空间溢出效应,即周边地区实数融合发展水平的提高对区域内城市创新活力具有促进作用。进一步地,异质性分析表明,无论是否为中心城市,实数融合对城市创新活力都具有正向作用;东部、中部地区的实数融合度对城市创新活力具有显著促进作用,而西部则具有显著负相关关系;按区域进一步细分,华南、华中及东北地区的实数融合显著促进城市创新活力的提升,西北及西南则具有不显著的正向作用,而华北和华东这种关系则表现为显著的抑制作用,主要原因在于数字经济和实体经济深度融合发展过程中的转型阵痛与数字诅咒。

(二) 政策建议

1. 推动实数融合深度发展,激发城市创新活力。深化数字技术应用,依托工业互联网推进全流程数字化,加快数据基础设施建设,畅通信息流动,以数据要素研判市场与产业趋势。完善产业协同体系,强化龙头企业带动作用,推动产业链协同升级,引导平台与服务商打造特色平台,提供适配的数字化方案,保障融合成效落地。

2. 构建城市创新生态系统,优化城市创新要素。完善创新要素供给市场,加大高层次人才引育力度,健全政策与制度体系,推动数据、技术、人才等要素向实数融合领域集聚。加快智能基建与智慧场景建设,打造高效城市设施体系,优化营商环境、完善法治保障,促进数实深度融合与科技成果转化,持续增强城市创新能力。

3. 因地制宜深化实数融合,释放创新溢出效应。制定实数融合产业政策时应基于城市禀赋差异化而设计。建立分类评估体系,精准识别实数融合短板,出台靶向扶持政策,激活城市创新动力。打造先导示范区,在技术与产业链完备、创新与人才优势突出地区建设融合产业园,形成可复制经验,并配套政策、咨询与人才支持,健全融合发展服务体系。

参考文献:

- [1] 刘家民,马晓钰.数字技术对城市创新活力的影响研究[J].调研世界,2024(10):86-96.
- [2] 黄先海,高亚兴.数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究[J].中国工业经济,2023(11):118-136.
- [3] 夏杰长,李鑫.数实融合驱动经济高质量发展:驱动机制与优化路径[J].探索与争鸣,2024(9):102-114,179.
- [4] 史丹.数字经济条件下产业发展趋势的演变[J].中国工业经济,2022(11):26-42.
- [5] 洪银兴,任保平.数字经济与实体经济深度融合的内涵和途径[J].中国工业经济,2023(2):5-16.
- [6] 江小涓,宫建霞,李秋甫.数据、数据关系与数字时代的创新范式[J].中国社会科学,2024(9):185-203,208.
- [7] 黄先海,孙涌铭,陈梦涛.企业数字化转型与颠覆性技术创新——来自专利网络与 SBERT 模型的微观证据[J].中国

- 工业经济,2024(10):137-154.
- [8] 刘海兵,刘洋,黄天蔚.数字技术驱动高端颠覆性创新的过程机理:探索性案例研究[J].管理世界,2023(7):63-81,99,82.
- [9] 张营营,彭硕毅,白东北.数字经济影响城市创新质量的效应与机制研究[J].经济经纬,2023(1):14-24.
- [10] 江鹏,刘建江,许调蓉.数实融合促进企业高质量发展了吗[J].宏观经济研究,2024(10):72-89.
- [11] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10):65-76.
- [12] 李海舰,赵丽.数据成为生产要素:特征、机制与价值形态演进[J].上海经济研究,2021(8):48-59.
- [13] Chen K, Chen X, Wang Z, et al. Does artificial intelligence promote common prosperity within enterprises? —evidence from Chinese-listed companies in the service industry [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2024, 200: 123180.
- [14] Bresciani S, Ciampi F, Meli F, et al. Using big data for co-innovation processes: mapping the field of data-driven innovation, proposing theoretical developments and providing a research agenda [J]. International Journal of Information Management, 2021, 60: 102347.
- [15] 韩峰,姜竹青.集聚网络视角下企业数字化的生产率提升效应研究[J].管理世界,2023(11):54-77.
- [16] 郑浩天,靳卫东.数实融合赋能企业创新行为转变:从技术引进到自主创新[J].经济学家,2025(3):97-107.
- [17] Janssen M, Konopnicki D, Snowdon J L, et al. Driving public sector innovation using big and open linked data (BOLD) [J]. Information Systems Frontiers, 2017, 19: 189-195.
- [18] 毛日昇.工业机器人应用与就业再配置[J].管理世界,2024(9):98-122.
- [19] 黄勃,李海彤,刘俊岐,等.数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J].经济研究,2023(3):97-115.
- [20] 赵剑波,刘钊.人工智能渗透率对企业创新效率的影响研究[J].经济学动态,2025(5):55-69.
- [21] 史丹,张国徽.不同所有制企业新质生产力发展水平及影响因素比较[J].中国软科学,2025(7):131-144.
- [22] 杜传忠,曹效喜,任俊慧.人工智能影响我国全要素生产率的机制与效应研究[J].南开经济研究,2024(2):3-24.
- [23] Lin C, Kunnathur A. Strategic orientations, developmental culture, and big data capability [J]. Journal of Business Research, 2019, 105: 49-60.
- [24] 肖旭,戚聿东.数据要素的价值属性[J].经济与管理研究,2021(7):66-75.
- [25] 余东华,马路萌.新质生产力与新型工业化:理论阐释和互动路径[J].天津社会科学,2023(6):90-102.
- [26] Wen H, Liu Y P, Zhou F X. New-type infrastructure and urban economic resilience: evidence from China [J]. International Review of Economics & Finance, 2024, 96: 103560.
- [27] Kotkin J. The New Geography: how the Digital Revolution Is Reshaping the American Landscape [M]. New York: Random House Inc, 2001.
- [28] 杨开忠,范博凯,董亚宁.空间品质、创新活力与中国城市生产率[J].经济管理,2022(1):47-64.
- [29] 张杰,付奎.信息网络基础设施建设能驱动城市创新水平提升吗?——基于“宽带中国”战略试点的准自然试验[J].产业经济研究,2021(5):1-14,127.
- [30] Guo D, Li L, Pang G G. Does the integration of digital and real economies promote urban green total factor productivity? Evidence from China [J]. Journal of Environmental Management, 2024, 370: 122934.
- [31] 颜强,李晓龙.数字金融发展、创新创业活力与城市经济效率——来自中国地级城市层面的经验证据[J].贵州社会科学,2022(5):131-140.
- [32] Yuan S, Musibau H O, Gen S Y, et al. Digitalization of economy is the key factor behind fourth industrial revolution: how G7 countries are overcoming with the financing issues? [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2021, 165: 120533.

The Impact Mechanisms of Digital-Real Economy Integration on Urban Innovation Vitality

LIU Zhao^{1,3}, KONG Wei², ZHAO Jianbo¹

(1. Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006, China;

2. Business School, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;

3. School of Business Administration, Baish University, Baish 533000, Guangxi, China)

Abstract: During the 15th Five-Year Plan period, China is committed to promoting high-quality development, with a focus on strengthening the real economy and advancing digitalization, green transformation, and integration. Consequently, the integration of the digital economy and the real economy has become a key driver of urban innovation vitality. Based on an analysis of panel data of Chinese cities from 2008 to 2024, this study empirically investigates the mechanism through which digital-real economy integration enhances urban innovation vitality. The findings indicate that the deep integration of the digital and real economies significantly improves urban innovation vitality. This conclusion remains robust after a series of robustness tests. Mechanism analysis reveals that digital-real economy integration enhances urban innovation vitality by optimizing factor inputs, fostering new industrial forms, and improving new digital infrastructure. Spatial effect analysis indicates that digital-real economy integration positively promotes the innovation vitality of surrounding cities. Heterogeneity analysis reveals the following patterns. The positive impact of digital-real economy integration on urban innovation vitality is significantly stronger in central and eastern regions and core cities than in other regions. This positive effect is even more pronounced in cities of South China, Central China, and Northeast China compared to other areas. However, a negative effect is observed in East China and North China. These findings suggest that the depth of integration between the digital economy and the real economy is the key to enhancing urban innovation vitality. Finally, this study proposes policy recommendations to promote the deep integration of the digital and real economies.

Keywords: digital-real economy integration; urban innovation vitality; factor input optimization; new industrial form; new digital infrastructure

(责任编辑:邓龙奎)