DOI:10.13502/j.cnki.issn1000-7636.2026.11.008

实数融合如何驱动城市创新?

——基于投入产出关联的经验证据

陈 雪 刘修岩 周君婷

摘要:数字要素加快进入实体产业体系,实数融合逐渐成为影响城市创新的重要因素。本文从投入产出关联视角出发,将实数融合界定为数字产业提供的产品和服务进入实体产业生产体系并形成持续性生产联系的过程;利用投入产出表构建城市层面的实数融合指数,并选取2012—2022年中国地级及以上城市面板数据,考察实数融合对城市创新产出的影响。研究发现,实数融合促进了城市创新产出。机制分析表明,实数融合通过提高信息流通效率和拓展实体产业应用场景促进城市创新;交互效应分析发现,劳动力错配会削弱实数融合的创新促进作用。异质性分析发现,实数融合的创新效应存在城市规模和空间区位差异。研究表明,推进实数融合不能仅依靠数字投入扩张,更应推动数字产品和服务深入实体产业应用场景,并促进信息连接、产业需求和劳动力配置之间形成协同机制。

关键词:实数融合 投入产出关联 城市创新 信息连接 应用场景 劳动力错配

中图分类号:F426;F124.3 **文献标识码**:A **文章编号**:1000-7636(2026)11-0108-19

一、问题提出

在新一轮科技革命与产业变革深入推进的背景下,推动数字经济与实体经济深度融合已成为中国经济高质量发展和培育新质生产力的重要方向。党的二十大报告明确提出,要“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》指出,要“健全数据要素基础制度”“促进数字经济与实体经济深度融合,实施工业互联网创新发展工程”。由此可见,数字经济发展的重点已由数字产业规模扩张逐渐转向推动数字技术、数字产品和数字服务向实体产业生产、流通、组织和创新环节深度嵌入的新阶段[1-3]。

既有研究普遍将实数融合的核心理解为数字技术及其相关产品、服务和生产要素向实体经济生产经营环节的渗透,并认为其通过技术赋能、投入关联和产业协同推动实体经济转型升级[1-3]。据此,本文将实数

收稿日期:2026-05-19;修回日期:2026-10-08

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新发展格局下长三角一体化大市场研究”(22&ZD066);贵州省2023年度哲学社会科学规划课题“贵州推进传统白酒产业全方位、全链条数字化转型升级研究”(23GZYB113)

作者简介:陈 雪 东南大学经济管理学院博士研究生,南京,211189;茅台学院工商管理学院副教授,仁怀,564507;
刘修岩 东南大学经济管理学院教授、博士生导师,通信作者;
周君婷 南京审计大学经济学院讲师,南京,211815。

作者感谢审稿快线专家的评审意见。

融合界定为数字技术及其数字产品和服务进入实体产业生产体系,并通过中间投入、技术服务和产业协同等方式,与实体产业形成持续性生产联系的过程。实数融合本质是数字技术对实体经济生产、经营和创新活动的渗透与赋能,而非数字产业规模与实体经济规模的简单叠加。

实体产业所使用的数据和数字能力并非全部由数字产业直接提供。现实中,实体企业使用的部分数据来源于自身的生产经营活动,企业可利用内部数据开发构建软件系统、数据平台和数字化流程。内部数据从生成到转化为可利用的生产要素,通常需要借助数字设备、工业软件、通信网络、云计算和信息技术服务完成采集、存储、传输、处理与分析[4]。由此可见,数字产业提供的产品和服务并非实体企业数据的唯一来源,却是数字技术进入实体产业生产过程并实现赋能的重要载体[1-5]。

产业关联并不能直接等同于数字技术嵌入。企业内部的数据开发、技术应用和流程改造,往往不会形成跨行业交易,难以通过投入产出关系被全面识别。数字产业向实体产业提供中间投入,也只能说明相关数字产品和服务进入了生产过程,不能据此判断其是否已经转化为深层次的技术应用。现实生产中,产业关联与数字技术嵌入通常存在较为紧密的联系。制造企业引入工业软件、智能设备和工业互联网平台后,可以将研发设计、生产制造、工艺控制和质量检测等环节连接起来;物流企业通过数字化平台和智能调度系统,可以贯通订单处理、运力配置、在途跟踪和供应链协同;能源及流程工业企业利用传感设备、远程监控和数据分析系统,可以开展生产运行监测、质量追溯和预测性维护。相关数字产品和服务以中间投入形式进入实体产业,并用于生产组织、过程控制和技术改进。因此,产业关联虽然不能等同于数字技术嵌入,但能够在一定程度上反映数字技术通过数字产品和服务进入实体产业生产体系的程度。受数据可得性限制,本文将数字产业对实体产业的中间投入关联作为数字技术生产性嵌入的代理变量,以此刻画实数融合的生产关联维度[6]。投入关联越紧密,通常意味着数字设备、软件、通信和信息技术服务进入实体产业生产过程的程度越深,可以在一定程度上反映数字技术对实体经济的生产性赋能。因此,该指标更多反映数字产业赋能实体产业的生产关联基础,而非直接衡量企业内部数字技术应用深度。

数字技术及其产品和服务进入实体产业生产体系后,将改变很多企业获取信息、组织生产和配置创新资源的方式[7-8],进而影响城市创新产出。但这种影响在不同城市中存在差异。部分城市依托较好的产业基础、数字基础设施和场景承载能力,形成了数字技术与实体产业协同创新的优势[9];也有一些城市虽然不断增加数字化投入,创新绩效却未同步提高。已有研究表明,数字技术的经济效应不仅取决于投入规模,还与产业基础、资源配置效率和技术吸收能力密切相关[10-11]。因此,实数融合对城市创新的影响、作用机制与区域差异性仍有待深入探讨。

此外,已有研究围绕数字技术影响创新的作用机制展开了较为丰富的讨论,其中信息搜寻成本降低、知识扩散加速和资源配置优化被认为是重要渠道[12-13]。随着研究不断深入,相关研究开始关注数字技术与劳动、人力资本和产业组织方式之间的互补关系[14-15],并进一步关注数字技术进入实体产业后对产业升级和创新增长的影响[4-5]。这些研究为理解数字经济的创新效应提供了重要基础,但仍有进一步拓展的空间。在实证测度上,现有研究较多使用数字经济综合指数或耦合协调度衡量实数融合[6,16],但这种方法较难识别数字产品和数字服务进入实体产业体系后形成的生产性联系。在作用机制上,已有研究较多从数字基础设施、技术扩散或产业升级等角度解释数字经济的创新效应[17-19],而对实数融合如何通过信息流通和实体产业应用场景影响城市创新,仍缺少系统检验。劳动力配置是否会制约实数融合创新效应的释放,也有待进一步研究[20-21]。

基于此,本文从投入产出关联视角构建城市层面的实数融合指数,考察实数融合对城市创新产出的影响,并进一步分析信息流通效率与实体产业应用场景的传导作用,以及劳动力错配的约束效应。这一指数从生产关联维度刻画数字产品和数字服务进入实体产业生产体系的程度,也有助于解释不同城市推进数字化转型时创新成效为何存在差异。与已有研究相比,本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一,拓展了实数融合的测

度框架。本文从投入产出关联视角出发,将数字产业对实体产业的中间投入联系纳入测度框架,并结合城市产业结构构建城市层面的实数融合指数,为观察数字技术生产性嵌入提供了一种可量化的分析视角。第二,丰富了实数融合影响城市创新的机制解释。本文考察信息流通效率和实体产业应用场景两条作用路径,说明实数融合的创新效应既来自信息连接和知识流动的改善,也依赖实体产业提供的现实需求和应用反馈。第三,深化了对实数融合创新效应边界条件的认识。本文考察劳动力错配对实数融合创新效应的制约作用,并结合城市规模和空间区位开展异质性分析,为理解实数融合创新效果差异提供经验证据。

二、特征事实分析

(一) 实数融合的时空演化特征

本文所称实数融合,是指数字经济要素、数字技术、数字产业和数据资源持续嵌入实体经济生产、流通、服务和创新体系的过程。其核心并非简单的数字经济规模扩张,而是数字产业与实体产业之间通过中间投入、技术服务、数据处理、平台协同和产业链关联等方式形成稳定的生产性联系。由此,实数融合反映的是数字经济对实体经济生产体系的嵌入程度和赋能强度。

为直观呈现中国城市实数融合水平的动态变化特征,本文进一步从时间与空间两个维度进行描述性分析,结果如图 1 和图 2 所示。其中,图 1 反映全国层面实数融合水平的年度变化,图 2 比较东部、中部、西部和东北四大地区的区域差异。整体来看,样本期内全国城市实数融合水平呈先升后降的倒 U 形走势,2012—2016 年上升,随后逐步回落,但期末仍高于期初水平。这一变化可能与行业数字投入强度和城市产业结构的共同调整有关。本文指标基于数字中间品投入占比及产业结构权重构建,数字投入相对于行业总产出的变化,以及城市产业结构调整,均可能影响指数走势。因此,后期指数回落反映的是该测度口径下生产关联强度的变化,不能直接等同于数字技术应用水平下降。分区域看,各地区演变趋势较为接近,但水平存在差异。



图 1 全国实数融合水平

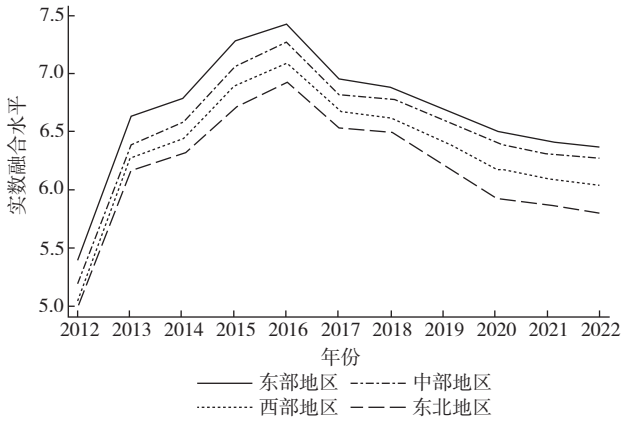


图 2 各地区实数融合水平

(二) 实数融合与城市创新的典型事实

为进一步考察实数融合与城市创新之间的经验关系,本文绘制了城市实数融合水平与创新产出的散点关系图,如图 3 和图 4 所示。图 3 表明,在全国样本范围内,实数融合与城市创新产出总体呈正相关关系,即实数融合水平较高的城市通常具有更高的创新产出。图 4 表明,东部、中部、西部和东北地区的拟合线斜率均为正,说明不同区域内部也存在类似的正向关联。不过,各地区拟合线的斜率和截距存在明显差异,表明

实数融合的创新效应可能受到区域经济基础、产业结构和创新资源配置条件的影响。上述结果仅反映变量之间的典型事实和初步的相关关系,不能直接说明因果效应。

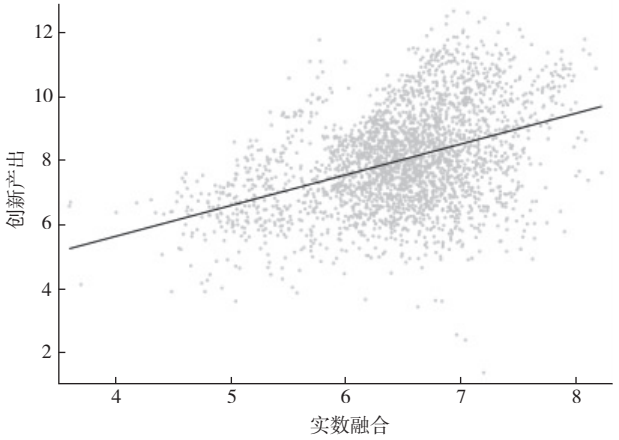


图 3 全国层面相关关系

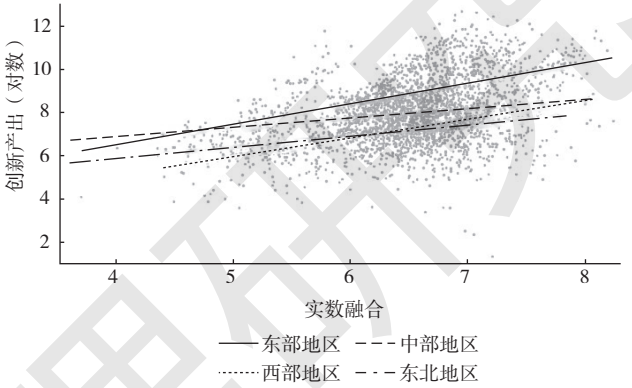


图 4 各区域相关关系

三、理论分析与研究假设

实数融合的本质是数字技术及其所依托的数字产品和服务嵌入实体产业生产体系,进而影响企业生产、组织和创新活动[1-3]。数字技术进入实体产业后,可以优化企业获取外部知识、技术信息和市场需求信息的方式,降低创新活动中的信息搜寻成本。数字技术与研发设计、生产制造、质量控制和供应链管理等环节的深度融合,为技术试验、应用反馈和成果转化提供了应用场景支撑[4,7-8]。然而,数字技术进入实体产业并不会自动转化为创新产出,其作用效果还受到城市内部要素配置环境的影响[9-11]。尤其是在数字技术与实体产业深度融合的过程中,劳动力技能结构、岗位需求和产业发展之间的匹配程度,会影响企业对数字技术的吸收和应用能力[10,14-15]。基于此,本文构建企业创新决策模型,分析实数融合影响城市创新产出的机制及劳动力错配的约束作用。

(一)基本设定与企业创新决策

设城市 i 中存在 N_i 家异质性企业,企业以 j 表示。以 $D_i \geqslant 0$ 表示城市 i 的实数融合水平,以 $M_i \geqslant 0$ 表示城市 i 的劳动力错配程度。数字技术应用需要技能和岗位相匹配,错配可能降低企业对数字技术的吸收能力[10,20-21]。设企业能够有效吸收和利用的实数融合水平为:

$$Z_i = a(M_i)D_i = e^{-\rho M_i}D_i \tag{1}$$

其中,$a(M_i)$ 为数字能力吸收系数,$\rho > 0$ 表示劳动力错配对吸收能力的约束程度。因此:

$$\frac{\partial Z_i}{\partial D_i} = e^{-\rho M_i} > 0,\ \frac{\partial Z_i}{\partial M_i} = -\rho e^{-\rho M_i}D_i \leqslant 0 \tag{2}$$

当 $D_i > 0$ 时,第二个不等式严格成立。设企业创新产出由研发资本、研发劳动和知识搜寻投入共同决定:

$$y_{ij} = T_{ij}\exp(\theta S_i - \omega\beta M_i)R_{ij}^{\alpha}L_{ij}^{\beta}m_{ij}^{\gamma} \tag{3}$$

其中,y_{ij} 为企业创新产出;$T_{ij} > 0$ 为企业既有技术基础;R_{ij}、L_{ij} 和 m_{ij} 分别为研发资本、研发劳动投入和知识搜寻投入;S_i 为实体产业应用场景。参数 $\theta > 0$ 表示场景的创新促进作用,$\omega > 0$ 表示错配造成的研发劳动

效率损失。因子 $\exp(-\omega\beta M_i)$ 可由有效劳动投入 $e^{-\omega M_i}L_{ij}$ 的产出贡献得到,与式(1)中的数字吸收环节相区分。

设投入弹性与要素价格满足:

$$\alpha > 0, \beta > 0, \gamma > 0, \eta = \alpha + \beta + \gamma < 1, r > 0, w > 0, c_0 > 0 \tag{4}$$

其中 ,r、w 分别为研发资本和研发劳动的单位价格。规模报酬递减保证创新投入决策具有有限的最优解。式(3)表明,企业创新既依赖研发资本和研发人员,也依赖外部知识搜寻以及技术应用和反馈的现实场景[17-19]。劳动力错配虽然不会改变实数融合促进创新的基本方向,但会降低企业吸收数字技术、利用研发资源和实现技术协同的效率。实数融合不仅直接提高企业获取数字技术和外部知识的能力,还通过推动数字技术嵌入研发、生产和服务环节,拓展实体产业应用场景,进一步促进创新活动。

为便于得到明确的均衡解,设:

$$S_i = s_0 + s_1 Z_i,\ s_0 > 0,\ s_1 > 0 \tag{5}$$

其中,s_0 为原有应用场景,且 $s_0 > 0$;s_1 为有效数字能力拓展应用场景的程度,且 $s_1 > 0$。随着数字产品和数字服务进入研发设计、生产控制、质量检测、仓储物流和供应链管理等环节,实体产业中可供技术试验、需求反馈和成果转化的场景随之增加[17-19]。

知识搜寻需要承担信息获取成本。

设企业获得单位知识搜寻投入所需支付的成本为:

$$c(Z_i) = c_0 e^{-\lambda Z_i}, \lambda > 0 \tag{6}$$

其中,c_0 表示基础知识搜寻成本;$\lambda > 0$ 表示信息匹配改善的程度。将创新成果的单位收益标准化为 1,企业选择研发资本 R_{ij}、研发劳动 L_{ij} 和知识搜寻投入 m_{ij},以实现最大化创新净收益:

$$\max_{R_{ij}, L_{ij}, m_{ij} \geqslant 0} \pi_{ij} = y_{ij} - rR_{ij} - wL_{ij} - c(Z_i)m_{ij} \tag{7}$$

给定数字能力、应用场景和要素价格,生产函数于正投入区域满足严格凹性,最优解位于内部。三类投入的一阶条件为:

$$\frac{\partial \pi_{ij}}{\partial R_{ij}} = \alpha \frac{y_{ij}}{R_{ij}} - r = 0,\ \frac{\partial \pi_{ij}}{\partial L_{ij}} = \beta \frac{y_{ij}}{L_{ij}} - w = 0,\ \frac{\partial \pi_{ij}}{\partial m_{ij}} = \gamma \frac{y_{ij}}{m_{ij}} - c(Z_i) = 0 \tag{8}$$

由此得到最优投入:

$$R_{ij}^* = \frac{\alpha}{r} y_{ij}^*, L_{ij}^* = \frac{\beta}{w} y_{ij}^*, m_{ij}^* = \frac{\gamma}{c(Z_i)} y_{ij}^* \tag{9}$$

式(9)表明,三类投入支出分别占创新产出的 α、β 和 γ。将其代入式(3),可得:

$$y_{ij}^* = T_{ij} \exp(\theta S_i - \omega\beta M_i) \left(\frac{\alpha}{r} y_{ij}^*\right)^{\alpha} \left(\frac{\beta}{w} y_{ij}^*\right)^{\beta} \left(\frac{\gamma}{c(Z_i)} y_{ij}^*\right)^{\gamma} \tag{10}$$

利用 $\eta = \alpha + \beta + \gamma < 1$,整理得到:

$$(y_{ij}^*)^{1-\eta} = T_{ij} e^{\theta S_i - \omega\beta M_i} \left(\frac{\alpha}{r}\right)^{\alpha} \left(\frac{\beta}{w}\right)^{\beta} \left(\frac{\gamma}{c(Z_i)}\right)^{\gamma} \tag{11}$$

利用 $1 - \eta > 0$,企业均衡创新产出为:

$$y_{ij}^* = \left[T_{ij} e^{\theta S_i - \omega\beta M_i} \left(\frac{\alpha}{r}\right)^{\alpha} \left(\frac{\beta}{w}\right)^{\beta} \left(\frac{\gamma}{c(Z_i)}\right)^{\gamma} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \tag{12}$$

企业均衡创新产出受到既有技术基础 T_{ij}、实体产业应用场景 S_i、劳动力错配程度 M_i 以及知识搜寻成本 $c(Z_i)$ 等因素的影响。将式(9)代入净收益函数,得到:

$$\pi_{ij}^* = (1 - \eta) y_{ij}^* > 0 \tag{13}$$

因此,式(8)、式(12)和式(13)共同确定企业最优投入、创新产出与净收益。

(二)实数融合与城市创新产出

将式(5)和式(6)代入式(12),取自然对数,得到:

$$\ln y_{ij}^{*} = C_{ij} + \frac{\theta s_1 + \gamma\lambda}{1-\eta} Z_i - \frac{\omega\beta}{1-\eta} M_i \tag{14}$$

其中,C_{ij} 汇总企业技术基础、原有应用场景、基础信息匹配效率和要素价格等条件:

$$C_{ij} = \frac{\ln T_{ij} + \theta s_0 + \alpha\ln(\alpha/r) + \beta\ln(\beta/w) + \gamma\ln(\gamma/c_0)}{1-\eta} \tag{15}$$

为简化表达,记 $k = (\theta s_1 + \gamma\lambda)/(1-\eta) > 0$, $h = \omega\beta/(1-\eta) > 0$。在保持其他条件不变时:

$$\frac{\partial \ln y_{ij}^{*}}{\partial Z_i} = \frac{\theta s_1 + \gamma\lambda}{1-\eta} = k > 0 \tag{16}$$

其中,θs_1 和 $\gamma\lambda$ 分别对应应用场景扩展与信息搜寻成本下降的作用。

假设同一城市企业共享数字能力、应用场景和劳动力错配环境,具有相同的投入弹性及数字能力响应参数,企业技术基础的异质性由 C_{ij} 表示。城市创新产出为企业产出的加总:

$$Innovation_i = \sum_{j=1}^{N_i} y_{ij}^{*} \tag{17}$$

结合式(14),得到:

$$Innovation_i = B_i e^{kZ_i - hM_i}, B_i = \sum_{j=1}^{N_i} e^{C_{ij}} > 0 \tag{18}$$

B_i 汇总城市企业数量、企业技术基础、原有场景及要素价格。在以下比较静态分析中,保持这些条件不变,即固定 B_i。代入式(1)并取对数,可得:

$$\ln Innovation_i = \ln B_i + k e^{-\rho M_i} D_i - hM_i \tag{19}$$

因此,实数融合对城市创新产出的边际作用为:$\frac{\partial \ln Innovation_i}{\partial D_i} = k e^{-\rho M_i} > 0$

实数融合通过推动数字产品和数字服务进入实体产业生产体系,提高城市创新产出。

据此,本文提出假设 1:实数融合能够促进城市创新产出。

(三)信息流通效率与实体产业应用场景

实数融合的创新作用可分解为信息流通效应和实体产业应用场景效应:

$$\frac{\partial \ln Innovation_i}{\partial D_i} = \frac{\gamma\lambda}{1-\eta} e^{-\rho M_i} + \frac{\theta s_1}{1-\eta} e^{-\rho M_i} \tag{20}$$

式(20)右侧第一项为信息流通渠道,第二项为实体产业应用场景渠道,两者共同决定实数融合的创新效应。

1. 信息流通效率

信息不对称和知识搜寻成本会限制企业识别技术机会、合作对象和市场需求的能力[12]。数字平台、通信网络和数据处理服务进入实体产业后,扩大信息传播范围,提高企业之间的信息连接和匹配效率,降低创新主体获取外部知识的成本[8,13]。根据式(6),可得:

$$\frac{\partial c(Z_i)}{\partial Z_i} = -\lambda c_0 e^{-\lambda Z_i} = -\lambda c(Z_i) < 0 \tag{21}$$

由式(9),企业最优知识搜寻投入为:

$$m_{ij}^{*} = \frac{\gamma y_{ij}^{*}}{c(Z_i)} \tag{22}$$

结合式(16)和式(21),得到:

$$\frac{\partial m_{ij}^{*}}{\partial Z_i} = m_{ij}^{*}\left(\frac{\theta s_1 + \gamma\lambda}{1-\eta} + \lambda\right) = m_{ij}^{*}(k+\lambda) > 0 \tag{23}$$

搜寻成本下降与创新产出增加共同提高企业最优知识搜寻投入,使企业能够获取更多外部知识和技术信息。因此,信息流通条件改善构成实数融合促进创新的作用渠道。

2. 实体产业应用场景

技术创新还受到现实需求和应用反馈的影响。实体产业中的生产流程、工艺要求、质量控制和供应链协同,为数字技术提供了试验、调整和迭代环境[17-18]。用户和生产部门在实际应用中形成的反馈,也会推动产品改进和技术演进[18-19]。根据式(5),可得:

$$\frac{\partial S_i}{\partial Z_i} = s_1 > 0 \tag{24}$$

式(24)说明,实数融合能够拓展实体产业应用场景。在保持知识搜寻成本及其他条件不变时,由企业均衡创新产出可得:

$$\frac{\partial y_{ij}^{*}}{\partial S_i} = \frac{\theta}{1-\eta} y_{ij}^{*} > 0 \tag{25}$$

考虑到有效数字能力通过应用场景扩展和知识搜寻成本下降共同影响创新产出,利用链式法则可得:

$$\frac{\partial y_{ij}^{*}}{\partial Z_i} = \frac{\partial y_{ij}^{*}}{\partial S_i}\frac{\partial S_i}{\partial Z_i} + \frac{\partial y_{ij}^{*}}{\partial c(Z_i)}\frac{\partial c(Z_i)}{\partial Z_i} = \frac{\theta s_1 + \gamma\lambda}{1-\eta} y_{ij}^{*} > 0 \tag{26}$$

其中,场景扩展提供技术试验、需求反馈和成果转化条件,信息渠道则降低知识获取成本,两者共同促进创新产出。

据此,本文提出假设 2:实数融合通过提高信息流通效率和拓展实体产业应用场景促进城市创新产出。

(四)劳动力错配的约束作用

数字技术进入实体产业后,其创新效应能否充分实现,还受到城市内部要素配置环境的影响。数字技术应用需要数字技能人才、工程技术人员、管理人员和产业工人共同参与技术部署、流程调整和生产应用。若劳动力在产业、岗位和技能之间存在较高程度错配,则可能降低数字技术与实体产业需求之间的匹配效率[20-21],削弱企业对实数融合成果的吸收和利用能力。由式(19)和式(1)可得:

$$\frac{\partial Innovation_i}{\partial M_i} = -Innovation_i(\rho k Z_i + h) < 0 \tag{27}$$

式(27)表明,劳动力错配既通过降低数字能力吸收程度间接抑制创新,也通过研发劳动效率损失产生直接影响。进一步对实数融合与错配求交叉偏导:

$$\frac{\partial^2 Innovation_i}{\partial D_i \partial M_i} = -Innovation_i k e^{-\rho M_i}(\rho + \rho k Z_i + h) < 0 \tag{28}$$

进一步地,在创新产出的对数形式下,同样有:

$$\frac{\partial^2 \ln Innovation_i}{\partial D_i \partial M_i} = -\rho k e^{-\rho M_i} < 0 \tag{29}$$

上述结果表明,劳动力错配程度越高,实数融合对创新产出的边际促进作用越弱。技能和岗位匹配不足会制约企业吸收数字技术,削弱信息连接改善与应用场景扩展的创新收益。

据此,本文提出假设 3:劳动力错配会削弱实数融合对城市创新产出的促进作用。

四、实证设计

(一)样本选取与数据来源

本文以 2012—2022 年中国 297 个地级及以上城市为研究样本,投入产出数据来源于经济合作与发展组织(OECD)国际投入产出表,部门拆分辅助数据来源于《中国工业统计年鉴》《中国城市统计年鉴》,城市层面变量数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》及城市统计公报,专利数据来源于北京合享智慧科技有限公司 IncoPat 数据库。剔除关键指标缺失严重的观测值,对少量缺失值进行线性插值,最终得到 3 258 个城市-年份观测值。

(二)模型设定

为检验实数融合对城市创新产出的影响,本文设定如下双向固定效应回归模型:

$$\ln patent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 integration_{it} + \boldsymbol{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \tag{30}$$

其中,下标 i 代表城市,t 代表年份。被解释变量 $\ln patent_{it}$ 为城市专利申请总量加 1 后的自然对数,$integration_{it}$ 为城市实数融合指数,$\boldsymbol{X}'_{it}$ 为控制变量向量;μ_i、ν_t 分别为城市固定效应和年份固定效应,标准误聚类至城市层面。ε_{it} 为随机扰动项。

(三)变量说明

1. 被解释变量

鉴于专利数据能够较为客观、量化地反映地区技术创新活动的活跃度与产出绩效,本文参考已有研究[22-23],选取城市年度专利申请总量衡量城市创新产出,原始计量单位为件。该指标包含发明、实用新型及外观设计三类专利。考虑到专利申请量可能存在零值且分布具有右偏特征,实证回归采用专利申请总量加 1 后取自然对数的形式,记为 ln*patent*。实数融合对实体产业的影响具有渐进性和广泛性,既可能推动技术突破,也可能促进工艺优化、流程改进和产品设计。因此,采用三类专利申请总量有助于较全面地反映实数融合下城市创新产出。

2. 解释变量

实数融合主要体现在数字要素向实体产业生产过程中的嵌入与应用。基于此,本文从投入产出关联视角出发,构建城市层面的实数融合指数。

其具体测度过程如下:

(1)产业映射与混合部门剥离。考虑到部分行业同时具有数字经济与传统产业属性[6],参考《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》以及 OECD 的国家间投入产出(ICIO)部门分类,对投入产出表中的 50 个部门进行数字产业与实体产业映射。对同时包含数字与非数字活动的混合部门,依据细分行业业务收入、交易金额或企业数量等指标测算数字业务占比,据此拆分数字投入与实体投入;属于数字经济核心产业的部门,数字业务比重赋值为 1;属于非数字部门的,数字业务比重赋值为 0。各混合部门的拆分规则、比例计算方法及数据来源因篇幅所限,留存备索。

(2)计算行业数字化投入强度。基于修正后的投入产出表,计算直接消耗系数矩阵 $a_{ij} = Z_{ij}/X_j$。其中,Z_{ij} 表示行业 j 在生产过程中对行业 i 产品的中间投入量,X_j 为行业 j 的总产出。该系数反映了行业 j 每生产单位产品所需直接消耗的行业 i 的产品数量。在此基础上,测算各实体行业 s 对数字产业的依赖程度,即行业数字化强度 $Digital_s$。该指标由行业 s 对所有数字核心产业部门的直接消耗系数加总得到:

$$Digital_{st} = \sum_{k \in K} a_{kst}, a_{kst} = \frac{Z_{kst}}{X_{st}} \tag{31}$$

其中,K 表示数字经济核心产业部门的集合,Z_{kst} 为数字部门 k 向实体行业 s 提供的中间投入,X_{st} 为行业总产出。

(3)合成城市层面的指数。考虑到不同城市产业结构存在明显的空间异质性,若直接使用全国层面的行业系数,则难以准确反映城市实数融合水平。同时,受限于地级市层面缺乏细分行业数字化投入数据,本文借鉴郭进等[24]、戴翔和杨双至[5]的方法,采用巴蒂克(Bartik)指数的构建思路,利用城市产业结构对行业数字化投入强度进行加权,从而构建城市层面的实数融合指数。

首先计算三次产业层面的加权数字化强度,将 ICIO 表中的 50 个部门归类至第一、第二和第三产业,并以各行业增加值 X_s 为权重,分别计算三次产业的数字化强度 $Digital_M(M \in \{一,二,三\})$。其次,利用《中国城市统计年鉴》中各城市三次产业增加值占地区生产总值(GDP)的比重 $\omega_{i,m,t}$ 作为权重,对三次产业数字化强度进行加权,最终得到城市层面的实数融合指数:

$$integration_{it} = \sum_{m=1}^{3} \omega_{imt} Digital_{mt} \tag{32}$$

3. 控制变量

借鉴已有研究[23,25-26],本文选取了一系列控制变量:教育水平(*Edu*)采用教育支出占 GDP 比重进行衡量;财政自给能力(*Fis*)采用一般预算内收入与支出之比衡量;经济发展水平(ln*agdp*)采用人均 GDP(元/人)加 1 后取自然对数衡量;科学支出水平(*Sci*)采用科学支出占 GDP 比重衡量;金融发展水平(ln*loan*)采用贷款余额(万元)加 1 后取自然对数衡量;对外开放水平(*Fdi_Ratio*)采用实际使用外资额按当年平均汇率折算为人民币后占 GDP 的比重衡量;人口规模(ln*pop*)采用常住人口(万人)加 1 后取自然对数衡量;人力资本(*human_cap*)采用每万人在校大学生数衡量;产业结构(*ind*2)采用第二产业增加值占 GDP 的比重衡量。

(四)变量描述性统计

表 1 报告了本文主要变量的描述性统计结果,取对数的变量均按原值尺度展示。城市专利申请量均值为 9 593.371 1,标准差为 20 172.601 8,取值介于 28.000 0 和 128 401.011 2 之间,标准差高于均值,表明城市创新产出存在较大差异。实数融合指数均值为 6.487 7,标准差为 0.650 4,取值介于 4.657 5 和 7.891 7 之间,表明样本城市的融合水平存在一定差异。控制变量反映了样本城市在财政、经济、金融、人口及产业条件方面的差异。

表 1 描述性统计结果

变量类型	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	*patent*	3 258	9 593.371 1	20 172.601 8	28.000 0	128 401.011 2
解释变量	*integration*	3 258	6.487 7	0.650 4	4.657 5	7.891 7
控制变量	*Edu*	3 258	3.767 0	2.384 2	1.378 9	17.458 1
	Fis	3 258	0.438 6	0.219 6	0.076 8	0.997 6
	agdp	3 258	57 617.015 3	33 697.705 9	13 113.001 8	177 504.978 2
	Sci	3 258	0.287 7	0.245 0	0.028 4	1.385 1
	loan	3 258	3 806.831 9	7 186.214 1	161.850 5	46 043.198 4
	Fdi_Ratio	3 258	1.628 3	1.805 2	0.000 2	9.316 8
	pop	3 258	442.179 2	356.653 6	36.000 0	2 186.999 6
	human_cap	3 258	229.681 4	339.363 8	3	1 670
	*ind*2	3 258	44.180 9	10.943 0	15.650 0	70.600 0

注:描述性统计基于基准回归实际样本。对数变量还原至原值尺度后报告,教育支出、科学支出及外资占 GDP 比重按百分数展示,贷款余额按亿元展示;统计结果对应缩尾后的回归变量。

五、实证结果与分析

(一)基准回归

表 2 报告了实数融合对城市创新产出影响的基准回归结果。其中,列(1)为仅包含控制变量、未包含任何固定效应的回归结果,列(2)为包含控制变量以及城市固定效应和年份固定效应的回归结果。由表 2 结果可知,在控制全部控制变量以及城市固定效应和年份固定效应后,实数融合的回归系数为 0.312 6,且在 1%水平下显著。这表明,以实数融合指数的样本标准差 0.650 4 计算,实数融合每提高一个标准差,城市创新产出的对数值相应增加 0.203 3①,对应专利申请量加 1 的条件几何均值约提高 22.545 8%②,表明实数融合的创新促进作用具有较为明显的经济意义。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
integration	0.100 7***	0.312 6***
	(0.027 8)	(0.091 2)
Edu	-10.926 2***	-0.756 3
	(1.486 4)	(2.560 1)
Fis	0.036 1	0.464 5***
	(0.205 8)	(0.158 4)
ln*agdp*	0.347 7***	0.017 3
	(0.130 5)	(0.097 1)
Sci	105.185 0***	29.446 5***
	(13.124 2)	(9.060 7)
ln*loan*	0.634 8***	0.040 0
	(0.102 1)	(0.079 3)
Fdi_Ratio	-0.004 7	0.005 8
	(0.016 2)	(0.010 7)
ln*pop*	0.647 8***	0.091 3
	(0.096 5)	(0.273 1)
human_cap	-0.000 4***	0.000 0
	(0.000 1)	(0.000 1)
ind2	-0.001 8	0.005 7*
	(0.004 2)	(0.002 9)
常数项	-10.588 4***	3.925 1*
	(0.911 6)	(2.112 6)
城市固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
R^2	0.868 5	0.973 8
样本量	3 258	3 258

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著,括号内为城市层面的聚类标准误。后表同。

(二)内生性分析

1. 工具变量(IV)法

为缓解反向因果和遗漏变量等内生性问题,借鉴数字经济研究中较为常见的“历史通信基础×全国数字化发展趋势”思路[27],本文分别以 2000 年城市电信业务基础、邮政业务基础与上一年全国互联网用户数的交互项作为工具变量。历史通信条件影响城市承接数字技术扩散的能力,全国互联网发展提供时间变化,二者交互可能影响实数融合水平,从而具有相关性基础。

历史通信基础形成于样本期之前,有助于缓解反向因果;城市和年份固定效应分别吸收固定的城市特征与全国共同冲击。但历史通信条件仍可能通过其他渠道影响创新,排除性约束不能由上述设定自动保证。本文联合使用两个工具变量,并报告识别不足、弱工具变量及过度识别检验结果,以评估工具变量设定。

表 3 报告了工具变量法估计结果。第一列和第二列回归结果是采用历史电信和邮政基础构造的工具变量进行联合估计的结果。第一阶段两个工具变量的回归系数均显著为负,表明其与实数融合存在统计关联。Kleibergen-Paap rk *LM* 检验的 *P* 值为 0.000 9,拒绝识别不足原假设; Kleibergen-

① 由 0.312 6×0.650 4≈0.203 3 计算得出。

② 经计算,exp(0.312 6×0.650 4)-1≈0.225 458,对应百分比为 22.545 8%。

Paap rk Wald *F* 统计值为 9.826 5,工具变量强度仍需谨慎评估。第二阶段实数融合的回归系数为 2.030 8,在 1%水平下显著为正。Hansen *J* 检验的 *P* 值为0.425 1,未拒绝过度识别约束,但不能据此确认工具变量外生性。第三列和第四列回归结果中的回归系数分别为 2.460 1 和 1.716 5,分别在 1%和 5%水平下显著为正,提供了方向一致的补充证据。

工具变量法估计与基准回归的系数差异,可能源于测量误差、遗漏变量或效应异质性,不能据此判定效应被高估。鉴于实数融合为连续变量,该工具变量估计量不能沿用二元处理框架下的局部平均处理效应(LATE)进行解读。结合工具变量强度和排除性约束的局限,本文将上述结果作为实数融合促进城市创新的补充证据。

表 3 工具变量法回归结果

变量	第一阶段	第二阶段		
		联合 IV	电信业务 IV	邮政业务 IV
电信业务基础×互联网趋势	-0.026 1**			
	(0.012 5)			
邮政业务基础×互联网趋势	-0.044 2***			
	(0.017 0)			
integration		2.030 8***	2.460 1***	1.716 5**
		(0.707 7)	(0.947 7)	(0.775 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk *LM*		14.001 6***	10.881 2***	12.815 0***
Kleibergen-Paap rk Wald *F*		9.826 5	13.862 5	15.593 5
Hansen *J*		0.636 1		
R^2	0.977 3	-0.367 3	-0.593 6	-0.231 8
样本量	3 258	3 258	3 258	3 258

2. 基于准自然实验的检验

为进一步从政策冲击视角检验基准结论的稳健性,参考常皓亮等[28]的研究,本文利用“国家大数据综合试验区”设立这一数字化政策推进过程,构建多期双重差分模型进行补充检验。国家大数据综合试验区旨在推动数据资源开放共享、数据要素流通以及大数据在实体经济中的融合应用,其政策导向与实数融合具有较高一致性①。

表 4 报告了国家大数据综合试验区的补充检验结果。第一列回归结果中,政策交互项的回归系数在 1%水平下显著为正,对应专利申请量加 1 的条件预测值约增加 20.876 6%,说明试点政策与城市创新提升存在正向关系,为基准结论提供了政策层面的补充证据。

第二列回归结果报告动态效应检验结果。政策前三期及以前的回归系数不显著,但前两期的回归系数在 10%水平下显著为负,不能据此确认平行趋势成立。政策当期和后一期的回归系数不显著,后两期及三

① 2016 年 10 月 8 日国家发展改革委、科技部、工业和信息化部等发函同意在京津冀等七个区域推进国家大数据综合试验区建设。

期以后的回归系数显著为正,表明政策效果具有一定滞后性,可能与数据流通、基础设施完善及应用场景逐步拓展有关。

考虑试点选择可能受既有数字、产业和创新条件影响,本文采用 1∶1 最近邻匹配后重新估计 DID 模型。第三列回归结果中,政策的回归系数为 0.127 5,在 1%水平下显著,样本量由 3 258 降至 1 777,对应专利申请量加 1 的条件预测值约增加 13.598 5%。匹配后结果仍显著为正,提供了方向一致的补充支持;但该政策可能通过多种数字化渠道影响创新,不能将其效果完全归因于实数融合。

表 4　准自然实验的检验结果

变量	政策交互	动态效应	最近邻匹配
did_policy	0.189 6***		0.127 5***
	(0.044 8)		(0.048 3)
*pre*3		−0.031 3	
		(0.042 8)	
*pre*2		−0.067 4*	
		(0.035 7)	
current		−0.007 4	
		(0.031 8)	
*post*1		0.039 8	
		(0.039 7)	
*post*2		0.161 8***	
		(0.044 2)	
*post*3		0.238 7***	
		(0.055 8)	
常数项	4.378 7**	3.986 8**	5.539 0**
	(1.821 1)	(1.785 8)	(2.198 1)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.973 9	0.974 3	0.977 8
样本量	3 258	3 258	1 777

注:动态效应的基期为政策实施前一年($t=-1$)。

(三)稳健性检验

为进一步验证基准回归结果的稳健性,本文从解释变量滞后处理、样本范围调整及被解释变量替换等方面进行稳健性检验,结果见表 5。

第一,采用滞后一期的实数融合水平。考虑到实数融合对城市创新的影响可能存在一定时间滞后,同时为缓解城市创新反向影响实数融合水平的潜在内生性问题,本文将核心解释变量替换为滞后一期的实数融合指数并重新进行回归。表 5 结果显示,滞后一期实数融合水平的回归系数仍显著为正,说明在考虑时间滞后和潜在反向因果后,实数融合对城市创新的促进作用依然存在。

第二,剔除特殊行政等级城市。直辖市、省会城市和副省级城市通常在政策资源、创新基础、人才集聚和数字基础设施建设等方面具有明显优势,可能对全样本估计结果产生影响。为排除特殊行政等级城市的干扰,本文先剔除直辖市,再同时剔除直辖市、省会城市和副省级城市,结果见表 5。表 5 结果显示,核心解释变量的回归系数依然显著为正,表明实数融合对城市创新的促进作用并非由少数高等级城市驱动,基准结果在调整城市样本后仍得到支持。

第三,替换被解释变量。考虑到专利申请量可能包含部分低质量专利,难以完全反映有效创新产出,本文进一步采用专利授权量替换专利申请量,以刻画经过审查确认的创新成果。表 5 结果显示,核心解释变量的回归系数仍显著为正,说明实数融合不仅能够促进城市创新申请数量增长,也有助于提升有质量的创新产出。

表 5 稳健性检验回归结果

变量	解释变量滞后一期	剔除直辖市	剔除直辖市、省会城市、副省级城市	替换被解释变量
L. integration	0.218 6***			
	(0.068 8)			
integration		0.186 9**	0.228 0**	0.395 2***
		(0.086 2)	(0.091 8)	(0.089 8)
常数项	5.873 0**	4.732 2***	4.803 2***	3.185 3
	(2.592 4)	(1.702 2)	(1.756 2)	(1.941 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.976 5	0.971 9	0.965 2	0.974 4
样本量	2 959	3 214	2 862	3 258

(四)机制检验

上述分析表明,实数融合能够促进城市创新产出,但其作用过程仍需要进一步讨论。根据前文理论分析,数字要素进入实体产业体系后,一方面可能改善信息流通效率,降低知识搜寻与资源匹配成本,另一方面也可能拓展实体产业应用场景,为数字技术试验、迭代和扩散提供需求牵引。受数据可得性限制,本文分别以互联网用户规模和传统企业数量衡量信息连接条件与实体产业应用场景的支撑基础。

为检验实数融合对上述机制变量的影响,本文设定如下模型:

$$Mechanism_{it} = \delta_0 + \delta_1 integration_{it} + \boldsymbol{X}'_{it}\boldsymbol{\Gamma} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \tag{33}$$

其中,$Mechanism_{it}$ 表示机制变量,分别为信息连接和实体产业应用场景;$integration_{it}$ 为实数融合水平;其余变量与基准回归含义一致。

1. 信息连接效率机制

实数融合首先体现为数字产业对实体产业生产、流通、管理和服务环节的深度嵌入,其重要作用之一在于改善信息传递与知识扩散效率。根据信息经济学理论,信息不对称和信息获取成本是制约资源优化配置和创新活动的重要因素[12]。数字技术、互联网平台以及数据要素的广泛应用能够突破传统信息传播的时空限制,降低信息搜寻成本和交易成本,提高市场主体之间的信息共享效率,并推动企业内部生产组织方式和资源配置方式优化[8,29]。同时,知识溢出理论认为,知识和信息的快速流动有助于促进技术扩散和创新成果

产生[25,30]。关鑫和李枫园发现,企业数字化转型能够通过知识溢出等渠道促进供应链上下游企业创新[31]。互联网普及和数字基础设施建设能够促进知识传播、技术交流以及区域创新能力提升[9,13]。数字产业与实体产业的融合有望改善城市内部及城市之间的信息连接,促进创新资源配置和创新产出增长。

基于此,本文以国际互联网用户数(户)的自然对数值(ln*info*)衡量城市信息流通效率。互联网用户规模不仅能够反映城市信息基础设施的使用水平,也能够体现信息传播网络的覆盖范围和信息获取便利程度,因而可用于衡量地区信息化发展水平和信息流通能力。表 6 结果显示,实数融合的回归系数为 0.2291,在 1%水平下显著为正。这表明,实数融合水平明显改善了城市互联网使用基础,为理论分析中的信息连接路径提供了支持。

2. 实体产业应用场景机制

实数融合不仅表现为数字产业对实体产业的技术赋能,也体现为数字技术在生产、研发、供应链、组织管理和市场服务等具体场景中的嵌入。与单纯的数字产业扩张不同,实数融合的创新效应往往需要依托实体产业提供的真实应用场景。实体产业中的复杂生产流程、工艺体系和供应链网络,为数字技术应用提供了丰富的问题情境和现实需求;产业之间的关联互动和知识组合会影响区域创新能力,有助于促进知识流动、技术重组和区域创新增长[32]。朱晓满和王伊攀发现,网络基础设施可通过扩大供需、增强产业链竞争推动企业数字化转型,为数字技术与实体产业需求的衔接提供经验证据[33]。此外,曾经莲和周菁则考察了智能制造与企业融通创新的关系,为理解数字技术在实体生产中的应用与创新联系提供了参考[34]。已有研究也表明,创新同时受到技术供给能力与市场需求的驱动[17-18],应用场景能为新技术提供试验、迭代和扩散空间,促进知识积累、技术改进与成果转化[19,35]。因此,实体产业应用场景可通过降低技术试验成本、提供学习反馈和改善技术与需求匹配,构成实数融合促进城市创新的需求侧路径。

表 6 机制检验回归结果

变量	ln*info*	ln*traditional_firm*
integration	0.2291***	0.1304**
	(0.0735)	(0.0563)
常数项	6.8394***	-1.6711
	(1.5372)	(1.5206)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
R^2	0.9427	0.9723
样本量	3 258	3 258

据此,本文以城市传统企业数量(家)的对数值(ln*traditional_firm*)衡量实体产业应用场景的支撑基础。传统企业数量反映实体产业活动规模及潜在应用需求,可为数字技术嵌入、试验与改进提供场景。若实数融合明显增加传统企业数量,则为应用场景承载基础扩大的机制提供支持。表 6 结果显示,实数融合的回归系数为 0.1304,在 5%水平下显著为正。这表明,实数融合水平提高与实体产业应用场景承载基础扩大相关,为理论分析中的应用场景路径提供支持。进一步地,本文使用传统产业区位熵和传统企业占比进行补充检验,结果显示实体产业场景牵引效应主要体现为场景规模扩张,而非传统产业相对专业化或结构占比提升①。

(五)交互效应分析

实数融合促进城市创新不仅依赖数字产业与实体产业之间的技术经济关联,也依赖劳动力资源在不同产业、部门和企业之间的有效配置。已有研究表明,劳动力作为知识创造与技术扩散的重要载体,其跨部门

① 因篇幅所限,详细结果略,留存备索。

流动和有效配置能够促进知识流动与创新产出,而劳动力错配则可能降低资源配置效率、阻碍技术进步[20-21]。数字技术向实体产业渗透通常需要数字技能人才、工程技术人才以及产业技术人员形成有效协同,其创新效应能否充分释放,取决于劳动力资源能否适应数字技术应用带来的岗位需求变化。依据技能偏向型技术进步理论,数字技术应用具有较强的人力资本互补特征,高技能劳动力与数字技术之间存在互补关系[14-15]。当劳动力资源配置存在较大偏差时,数字技术与实体产业需求之间的匹配效率可能降低,进而削弱实数融合对城市创新的促进作用。

进一步地,本文构建包含实数融合与劳动力错配交互项的调节模型,以检验劳动力错配对实数融合创新效应的影响。为便于解释主效应,对实数融合和劳动力错配指数进行均值中心化,并构造交互项。该模型并非用于识别实数融合影响创新的传导机制,而是考察劳动力配置条件是否影响实数融合创新效应的发挥。

表 7 报告了劳动力错配交互效应的检验结果。列(1)显示,在匹配劳动力错配数据后的样本中,实数融合对城市创新影响的回归系数仍显著为正,说明基准结论保持稳健。列(2)进一步加入劳动力错配指数后,劳动力错配的回归系数显著为负,表明劳动力资源配置扭曲会抑制城市创新产出。列(3)加入实数融合与劳动力错配的交互项后,交互项的回归系数显著为负,说明劳动力错配会削弱实数融合对城市创新的促进作用。上述结果表明,劳动力配置效率是影响实数融合创新效应的重要边界条件。当劳动力错配程度较高时,城市内部劳动力结构与数字技术应用需求之间存在更大偏离,使实数融合带来的创新收益难以充分实现;而在劳动力资源配置效率较高的城市,数字技术与产业需求之间更容易形成匹配,实数融合的创新促进作用也更加明显。

表 7 交互效应分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
integration	0.220 8**	0.221 5**	
	(0.091 7)	(0.090 6)	
labor_mis		−0.065 8**	
		(0.029 0)	
c_integration			0.219 3**
			(0.092 5)
c_labor_mis			−0.061 5*
			(0.036 1)
integration×labor_mis			−0.069 4*
			(0.036 6)
常数项	4.578 4**	4.381 3**	5.743 7***
	(2.088 0)	(2.021 7)	(1.943 5)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.972 6	0.972 7	0.972 8
样本量	3 218	3 218	3 218

(六)异质性分析

考虑城市规模和空间区位差异,本文从城市规模与胡焕庸线区位两个维度开展异质性检验。城市规模影响创新主体集聚、产业配套和数字技术承载能力;胡焕庸线两侧城市则在产业基础、市场容量和创新资源配置方面存在差异,可能影响实数融合的创新收益。表 8 报告了具体回归结果。

城市规模方面,从表 8 结果可以看出,实数融合在大城市组中的回归系数显著为正,在特大及超大城市、中小城市组中为正但不显著。大城市的产业配套和创新资源可能有利于数字技术与实体需求衔接;中小城市的创新基础相对薄弱,特大城市则面临较高的拥挤成本,这些因素也可能影响创新收益。

空间区位方面,胡焕庸线东南侧和西北侧实数融合的回归系数分别为 0.147 9 和 0.801 2,且均显著为正。允许控制变量系数和年份效应随组别变化的合并模型 Wald 检验显示,F 值为 5.402 8,P 值为 0.020 8,拒绝两组系数相等的原假设;两组样本中实数融合的回归系数的差值为-0.653 3,标准误为 0.281 1,说明胡焕庸线西北侧城市实数融合的创新促进效应更强。可能的解释是,胡焕庸线西北侧城市的信息连接与数字应用基础相对不足,实数融合带来的条件改善具有更高的边际收益。

表 8　异质性分析回归结果

变量	城市规模			空间区位	
	特大及超大城市	大城市	中小城市	胡焕庸线东南侧	胡焕庸线西北侧
integration	0.045 8	0.196 8**	0.176 7	0.147 9*	0.801 2***
	(0.244 4)	(0.092 5)	(0.201 5)	(0.089 1)	(0.277 5)
常数项	-3.316 1	3.337 5**	3.596 3	3.259 3*	7.887 9
	(5.047 9)	(1.447 8)	(3.478 1)	(1.758 0)	(5.554 9)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.967 6	0.957 2	0.908 1	0.974 9	0.948 3
样本量	418	2 189	626	2 928	330

六、结论与建议

在数字经济与实体经济深度融合的背景下,本文基于投入产出关联视角,构建城市层面的实数融合指数,系统考察实数融合对城市创新产出的影响。研究发现,实数融合能够促进城市创新产出。机制分析表明,实数融合主要通过提升信息流通效率和拓展实体产业应用场景促进城市创新。前者降低知识搜寻和资源匹配成本,后者为数字技术落地、试错和扩散提供需求牵引。劳动力错配会削弱实数融合对城市创新的促进作用,说明数字要素嵌入实体产业不仅需要技术和场景,更需要技能、岗位与产业需求之间的有效匹配。此外,实数融合的创新效应具有规模适配和空间异质性,在城市规模分组中,实数融合的创新效应仅存在于大城市样本;在空间区位分组中,实数融合的创新效应在胡焕庸线西北侧的城市更为明显。

基于此,本文提出以下政策建议:

第一,建立面向实体产业场景的实数融合推进机制,避免数字化建设脱离产业需求。地方政府应将实数融合的政策重心从“建平台、建园区、上项目”转向“进企业、进车间、进流程”。应围绕本地重点产业链,系统摸排研发设计、生产制造、质量检测、仓储物流、供应链协同和市场服务等环节的数字化需求,形成分行业、分环节的应用场景清单。对大城市,应依托产业配套能力和创新资源集聚优势,建设面向重点产业链的工业互联网平台、共性技术平台和中试验证平台,推动龙头企业开放数字化系统和应用场景,带动上下游企业协同改造。对数字化基础较弱的城市,应优先补齐企业上云、数据采集、设备联网和基础软件应用等短板,避免盲目建设超出本地产业承载能力的数字基础设施。

第二,完善数据流通和信息共享制度,提高创新资源匹配效率。应把提升信息流通效率作为实数融合政策的重要抓手。地方政府可围绕制造、物流、质检、能源管理和供应链协同等高频生产环节,推动数据标准、接口规范和数据可信流通体系建设,降低企业之间因系统封闭、数据格式不一致和信息壁垒形成的协同成本。对产业链较长、上下游企业分布较广的地区,应支持龙头企业搭建开放式供应链协同平台,引导中小企业接入统一的数据接口和业务系统。与此同时,应完善公共数据开放和工业数据分类治理机制,探索数据确权、授权使用、收益分配和安全监管的操作规则,使数据能够在安全可控前提下服务技术研发、产品改进和组织协同。

第三,将实体产业应用场景作为数字技术创新和成果转化的重要载体。政策支持不应简单投向传统产业规模扩张,而应着力把实体企业的现实技术难题转化为数字技术应用场景。地方政府可围绕装备制造、能源、交通物流、工业质检、城市治理等领域,定期发布场景需求清单,采用“揭榜挂帅”、场景开放、中试验证、首台(套)示范应用和示范推广等方式,引导高校、科研机构、数字技术企业与实体企业联合攻关。对中小企业,应通过技术改造补贴、设备更新支持、数字化诊断服务和公共服务平台降低试错成本,避免数字化转型停留在展示系统、管理软件或单点设备更新层面。对具备推广价值的成熟场景,应建立跨地区、跨行业复制推广机制,推动数字技术从单个企业试点走向产业链协同应用。

第四,完善数字技能人才培养和劳动力匹配机制,提高实数融合吸收能力。地方政府应将人才培养和岗位匹配纳入实数融合政策体系。对于老工业基地,应围绕工业软件应用、数据采集、智能装备运维、数字化质检、供应链协同等岗位开展定向培训,推动职业院校、技工院校、企业培训中心和公共就业服务平台共同参与,缓解“设备数字化、人员传统化”的问题。对于创新资源较集中的城市,应推动数字技术人才更多流向制造业、物流、能源等实体产业场景,支持企业与高校、科研机构联合培养复合型人才。地方政府还可建立数字技能岗位需求库和人才供给库,完善培训补贴、岗位认证、人才流动和跨区域协作机制,提高数字人才、产业岗位和企业创新需求之间的匹配效率。

参考文献:

[1]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.

[2]任保平,迟克涵. 数字经济支持我国实体经济高质量发展的机制与路径[J]. 上海商学院学报,2022,23(1):3-14.

[3]欧阳日辉. 数实融合的理论机理、典型事实与政策建议[J]. 改革与战略,2022,38(5):1-23.

[4]李晓华. 制造业数字化转型与价值创造能力提升[J]. 改革,2022(11):24-36.

[5]戴翔,杨双至. 数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J]. 中国工业经济,2022(9):83-101.

[6]张瑜,田开兰,高翔,等. 投入产出框架下数字经济核心产业赋能我国经济和就业增长的测算研究[J]. 统计研究,2025,42(1):45-60.

[7]Brynjolfsson E, Hitt L M. Beyond computation: information technology, organizational transformation and business performance[J]. Journal of

Economic Perspectives,2000,14(4):23-48.
[8]Goldfarb A,Tucker C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature,2019,57(1):3-43.
[9]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,2020,36(10):65-76.
[10]Acemoglu D,Restrepo P. The race between man and machine:implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. American Economic Review,2018,108(6):1488-1542.
[11]Lashkari D,Bauer A,Boussard J. Information technology and returns to scale[J]. American Economic Review,2024,114(6):1769-1815.
[12]Stiglitz J E. The contributions of the economics of information to twentieth century economics[J]. The Quarterly Journal of Economics,2000,115(4):1441-1478.
[13]Forman C,Goldfarb A,Greenstein S. The internet and local wages:a puzzle[J]. American Economic Review,2012,102(1):556-575.
[14]Autor D H,Katz L F,Krueger A B. Computing inequality:have computers changed the labor market? [J]. The Quarterly Journal of Economics,1998,113(4):1169-1213.
[15]Acemoglu D. Technical change, inequality, and the labor market[J]. Journal of Economic Literature,2002,40(1):7-72.
[16]许宪春,张美慧. 数字经济增加值测算问题研究综述[J]. 计量经济学报,2022,2(1):19-31.
[17]Schmookler J. Invention and economic growth[M]. Cambridge,MA:Harvard University Press,1966.
[18]Mowery D,Rosenberg N. The influence of market demand upon innovation:a critical review of some recent empirical studies[J]. Research Policy,1979,8(2):102-153.
[19]von Hippel E. Lead users:a source of novel product concepts[J]. Management Science,1986,32(7):791-805.
[20]Hsieh C T,Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics,2009,124(4):1403-1448.
[21]Restuccia D,Rogerson R. Policy distortions and aggregate productivity with heterogeneous establishments[J]. Review of Economic Dynamics,2008,11(4):707-720.
[22]Griliches Z. Patent statistics as economic indicators:a survey[M]//Griliches Z. R&D and productivity:the econometric evidence. Chicago:University of Chicago Press,1998:287-343.
[23]Acs Z J,Anselin L,Varga A. Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge[J]. Research Policy,2002,31(7):1069-1085.
[24]郭进,徐盈之,白俊红. 产业数字化与大城市工资增长溢价:数字要素规模弹性视角[J]. 中国工业经济,2024(11):118-136.
[25]Jaffe A B,Trajtenberg M,Henderson R. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations[J]. The Quarterly Journal of Economics,1993,108(3):577-598.
[26]King R G,Levine R. Finance and growth:Schumpeter might be right[J]. The Quarterly Journal of Economics,1993,108(3):717-737.
[27]黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019(8):5-23.
[28]常皓亮,金碚,薛飞. 大数据战略对电力消费碳排放的影响:基于国家级大数据综合试验区的准自然实验[J]. 经济与管理研究,2023,44(5):93-109.
[29]吴非,胡慧芷,林慧妍,等. 企业数字化转型与资本市场表现:来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界,2021,37(7):130-144.
[30]Romer P M. Endogenous technological change[J]. Journal of Political Economy,1990,98(5):S71-S102.
[31]关鑫,李枫园. 数字化转型、供应链溢出与企业创新[J]. 经济与管理研究,2025,46(5):107-124.
[32]Frenken K,Van Oort F,Verburg T. Related variety, unrelated variety and regional economic growth[J]. Regional Studies,2007,41(5):685-697.
[33]朱晓满,王伊攀. 数字基建、产业链竞争与企业数字化转型[J]. 经济与管理研究,2023,44(8):55-73.
[34]曾经莲,周菁. 智能制造促进了企业融通创新吗? [J]. 首都经济贸易大学学报,2024,26(6):79-93.
[35]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.

How Does Real-Digital Integration Drive Urban Innovation?
—Evidence from Input-Output Linkages

CHEN Xue[1,2], LIU Xiuyan[1], ZHOU Junting[3]
(1. Southeast University, Nanjing 211189;
2. Moutai Institute, Renhuai 564507;
3. Nanjing Audit University, Nanjing 211815)

Abstract: With data as a factor of production entering the real sector, urban innovation gains depend on how digital tools fit production needs and how firms use them. From the perspective of input-output linkages, this paper defines real-digital integration as the use of goods and services from digital industries in real-sector production. It examines its impact on urban innovation output, the pathways through which it operates, and its constraining effects on labor allocation. A firm-innovation model predicts that integration lowers knowledge search costs and expands application scenarios for testing and applying digital tools. Labor misallocation limits firms' ability to absorb and use these tools, weakening the gains.

This paper constructs a city-level real-digital integration index from the OECD Inter-Country Input-Output Tables. After separating digital and non-digital activities in mixed sectors and measuring digital input intensity in real sectors with direct input coefficients, this paper weights these measures by industry value added and each city's shares of the primary, secondary, and tertiary sectors. Using data from 297 prefecture-level and above cities in China from 2012 to 2022, urban innovation output is measured as the natural logarithm of total patent applications plus one.

The findings confirm that real-digital integration promotes urban innovation output. This conclusion holds after endogeneity analysis and a series of robustness checks. Mechanism analysis indicates that this positive effect operates by improving conditions for information flow and expanding application scenarios in the real economy. The former reduces the costs of knowledge search and resource matching, while the latter provides demand-driven impetus for the implementation, trial-and-error testing, and diffusion of digital technologies. The interaction analysis reveals that greater labor mismatch weakens this innovation-promoting effect, indicating that embedding digital factors into the real economy requires not only technology and application scenarios but also more effective matching between skills, jobs, and industrial demand. Heterogeneity analysis shows that the innovation effects of real-digital integration vary across city sizes and spatial locations. Among city size groups, this positive effect was observed only in large cities; among spatial location groups, the northwest side of the Hu Huanyong Line (Hu Line) showed a more pronounced enhancement than the southeast side.

This paper provides a measure of real-digital integration based on production linkages and evidence on its role in urban innovation. The findings highlight the actual linkages through which digital goods and services enter real-sector production. Therefore, policies should align digital tools with local industry needs, improve data and knowledge flows, open up technical testing and application scenarios, and strengthen skills training and job matching.

Keywords: real-digital integration; input-output linkages; urban innovation; information connectivity; application scenario; labor misallocation

编校:魏小奋;张笑愚