

创新要素流动能否促进地区数实融合?

——基于产业结构转型的视角

周炯岚¹,黄永春^{1,2},邹晨³

(1.河海大学商学院;2.江苏省习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心河海大学基地;
3.南京工程学院管理工程学院)

摘要:创新驱动下的数实融合不仅是推动中国“智造”转型、培育新质生产力的关键,亦是在数字经济格局中抢占战略制高点的必由之路。基于2013—2022年中国省域面板数据,实证检验创新要素流动对地区数实融合的影响及其作用机制。结果表明:第一,创新要素流动能显著提升地区数实融合水平,该结论在一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析显示,这一效应存在区域和时间差异,在中西部地区和国家创新驱动发展战略提出后更为显著。第二,机制检验表明,创新要素流动通过产业结构转型营造数字服务产业生态、拓展数字技术应用场景,进而促进地区数实融合。第三,鉴于创新要素的跨区域流动特性,进一步构建动态空间杜宾模型发现,创新要素流动在提升本地数实融合的同时对邻近地区也会产生空间溢出。其中,创新人才流动能在短期内显著提升本地数实融合水平,并向周边地区溢出;创新资本流动具有时滞性,在长期中的促进作用更明显;数据要素流动则具有双重时序特征,即能在短期内发挥正向促进作用,但长期来看具有负向直接效应。研究创新驱动下的数实融合能为深入实施创新驱动发展战略、推动数字产业化和产业数字化协同联动、赢得发展主动权提供宝贵的经验证据。

关键词:数实融合;新质生产力;创新要素流动;产业结构转型;创新生态

一、问题的提出

当前,中国正处于新一轮科技革命和产业变革与加快转变经济发展方式的历史性交汇期,推动创新驱动的内涵型增长、构建具有中国特色的现代化经济体系,是全面建设社会主义现代化国家的动力源。在中国经济结构转型的关键阶段,党的二十大报告强调,要“建设现代化产业体系”,并“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”^[1]。中共中央、

国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》以统筹协调为核心,从擘画引导创新资金、强化创新型人才支撑、促进算力互补协同、推动产学研合作等方面提出了统筹推进数字产业化高质量发展和产业数字化协同发展的任务要求^[2],为促进数字经济和实体经济深度融合做出工作部署。《中国数字经济发展研究报告(2024年)》显示,2023年中国数字经济规模达53.9万亿元,但数字经济的范围效应主要集中在科创能力和经济实力较强的地区^[3],数字技术应

引用本文:周炯岚,黄永春,邹晨.创新要素流动能否促进地区数实融合?——基于产业结构转型的视角[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2026,28(1):144-162.

基金项目:国家社会科学基金一般项目(21BGL016);中国高等教育学会2024年度高等教育科学研究规划重大课题项目(24DL0104);江苏省教育科学规划重点课题(B-a/2024/01)

作者简介:周炯岚(1999—),女,博士研究生,主要从事技术创新研究。E-mail:zhoujl@hhu.edu.cn

用与数字基础设施建设等仍存在结构性分化。同时,由于高端人才配置失衡、数字转型成本高企及行业间数字化覆盖不均等,致使以平台为载体的数字化生态体系构建滞缓、产业数字化转型动力不足^[4],且地区数实融合面临诸多挑战。《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》明确指出,要“完善区域创新体系”^{[5]12}“促进实体经济和数字经济深度融合,实施工业互联网创新发展工程。”^{[5]13}在此背景下,如何优化配置区域创新资源,破解既有生产方式的固化藩篱,以适应数实融合这一新时代生产力的发展需求,成为当前亟待解决的转型议题和实践挑战。

目前,相关文献主要围绕创新要素流动对传统产业数字变革的影响及数实融合的实现路径展开。就创新要素流动而言,现有研究立足创新人才和创新资本两个核心要素提出,认为创新要素的流动共享有助于释放创新潜能,推动传统产业变革。具体而言,作为技术进步的核心驱动力,创新要素的流通整合不仅能释放经济结构调整的“结构红利”^[6],促进数字驱动的新型工业化进程,助力现代化产业体系建设^[7],更能畅通信息流渠道,带动数字技术融入传统产业体系,实现生产力变革和数字产业集群发展^[8]。特别地,制造业作为现代化产业体系建设的着力点,一方面,创新人才流动通过刺激消费需求、倒逼制度变革,优化制造业内部结构^[9];另一方面,创新资本流动促进地区设备投资规模扩张,推动与之相匹配的物化性技术进步,进而引导其向智能制造转变^[10]。数实融合是在技术创新、产业创新和组织创新的推动下,以实体经济为依托,数字经济为引擎,实现商业模式和组织形态的系统性革新^[11]。从数实融合的测度看,既有研究关注了宏观地区和微观企业的数实融合发展水平,一是运用投入产出法、数字产品空间中工业行业的数字化发展程度、耦合协调度模型等衡量地区数实融合发展水平^[12-13];二是依托企业IPC主分类号及其引用专利中包含的数字产业技术信息量化微观层面数实产业技术融合程度^[14]。从数实融合的多元驱动因素看,标准化数字接口实现的资源革新、实体经济价值链整合形成的协同体系、数字基础设施建设

带来的环境优化及自由贸易试验区设立和智慧城市建设的支持政策等均会推动数实融合向纵深发展^[15-17]。此外,现有研究表明,创新是实现数实融合的重要动力,科技创新带来的人工智能、区块链等数字技术可以赋能智慧决策、智能管理等环节,从而打破数实融合的技术障碍,深化融合程度^[18]。进一步地,创新要素的优化配置能够提升传统产业的价值创造能力,促进数实融合发展。多主体协作的创新生态系统可以为制造业企业提供数字创新空间,加速产业数字化重构^[19],同时,建立跨地区创新联盟能整合不同地区的创新资源,共同推动数实融合发展^[20]。

综上可知,现有文献探讨了创新要素流动对传统产业数字化转型的资源支撑作用及对数字产业化发展的赋能效应,同时关注了创新生态建设对地区数实融合的促进机制。尽管产业数字化与数字产业化是实现数实融合的核心,但学界对创新要素流动影响数实融合的内在机理仍缺乏系统性研究。鉴于此,基于2013—2022年省域数据,探析创新要素流动对地区数实融合的作用机理及空间溢出效应。本研究可能的边际贡献在于:第一,在数实融合测度方面,基于数实融合的数字性、网络化、发展性和效益性等特征,考虑了数字经济与实体经济发展基础和经济效益的耦合作用,完善了数实融合的评价体系。第二,在理论机制方面,丰富了数实融合实现路径的探讨,特别是针对创新要素对数实融合发展的影响,从要素动态配置视角探讨了创新要素流动对数实融合的直接作用,并从产业转型升级方面考察了具体的传导机制,为深化地区数实融合、催生先进生产力质态提供了实证支持。第三,在区域协同方面,考虑到创新要素流动存在空间关联,聚焦不同阶段创新要素流动的特征,进一步采用动态空间杜宾模型检验其对数实融合的空间溢出效应,揭示了不同创新要素流动效应的差异性,为创新资源优化配置与区域协调发展提供了有益参考。

二、理论机制与研究假设

1. 创新要素流动对地区数实融合的直接效应

创新作为引领发展的第一动力,创新要素

的流动可以推动资源重构和价值倍增,优化本地创新生态,为数实融合提供发展动力。因此,在数字经济时代,融合人才流、资金流和数据流,是以知识供给、资本支撑和数据赋能促进数实深度融合的重要抓手。

其一,创新人才流动是知识转移与技术渗透的桥梁。数字经济和实体经济的深度融合需要具备复合专业知识和创新实践能力的高端人才,以刺激技能偏向性技术进步,释放先进生产力动能^[21]。一方面,创新人才流动为数实融合提供智力支撑。创新人才通常具备学科前沿知识和专业技能,其流动伴随显性和隐性知识转移,有助于降低企业数字化转型的认知和技术壁垒,进而提高实体经济的数字资源整合能力。同时,创新人才流动会激发“竞合效应”提升实体经济从业者的跨界融合能力,缓解数字化转型中的人力资本适配缺口,为数字经济和实体经济深度融合提供人才支撑^[22]。另一方面,创新人才流动有助于推动数字技术创新赋能实体经济。由于实体经济发展往往依赖特定技术和业务模式,对数字化转型的需求复杂,导致统筹推进数实融合的动力较弱,而创新人才流动通过引入异质性技术经验和实践方案、促进落实适配本地实体经济生产特性的数字技术,能突破传统路径依赖和技术锁定,从而深化数实融合。

其二,创新资本流动是风险分散与资本配置的引擎。一方面,数实融合面临较高的技术不确定性与市场风险。创新资本流动能提高资本市场的活跃度并畅通融资渠道,可以增强企业数字化转型的资金可得性,有助于提高经济下行压力下实体经济企业的转型主动性。同时,创新资本流动能优化资本来源结构,多元资本的参与为数实融合发展构建了风险分担机制。不同类型的资本组合降低了单一投资主体的风险暴露,从而提高实体经济“智改数转”的投资容忍度^[23],为融合实践提供资金支持。另一方面,创新资本具有趋利性,通过市场化配置引导资本至数字技术研发、数字平台布局 and 数字化应用等价值塑造环节,支撑数字技术迭代与转化面临的长期性挑战,可以拓宽重点领域发展空间,进而加速数实融合进程。由此,随着前期资本配置在技术迭代和流程优化的良性循

环中内化,数字经济和实体经济的合作收益逐步扩大,进一步加深了数字资源在实体经济中的应用发展^[24]。

其三,数据要素流动是决策优化与信息整合的基石。一方面,数据要素流动是数实融合的核心动力。作为新型生产要素,数据要素流动扩充了企业可资利用的数据资源,依托数据分析与挖掘打破企业在生产、流通和消费等环节的信息壁垒^[25]。这种基于数据驱动的智能决策机制有助于实体经济企业更准确地识别市场动态需求、优化库存管理和供应链配置,推动实体经济向精细化和智能化发展。另一方面,数据要素流动为数实融合提供基础支撑。数据要素流动要求数据格式、接口协议和安全标准等的兼容统一,提升了不同系统之间的数据互通能力^[26]。进一步地,数据互操作性的增强降低了数字基础设施的部署成本和集成难度,让数字化工具能更便捷地嵌入实体经济业务流程,以更低成本实现生产设备联网和业务系统集成,加速数字化生产和平台化运营等融合新模式的应用推广。

据此,提出假设 H1:创新要素流动有利于促进地区数实融合发展。

2. 创新要素流动对地区数实融合的中介效应

创新要素流动不仅是资源的整合赋能,也是产业结构转型优化的推动力。产业结构转型作为建设现代化经济体系的关键,其发展和演变是专业化分工深化、生产模式变革和生产质量提升的过程,为数实融合提供了组织架构和先决条件。

其一,创新要素流动通过产业结构高级化影响数实融合。产业结构高级化是产业比例关系改变和劳动生产率提升的过程。由于市场分割会阻滞要素重置,企业无法根据市场供需及时调整生产配置,致使产业结构陷于低端锁定^[27]。创新要素作为重要战略资源,其流动有助于打破要素孤立,并依托统一大市场推动要素优化配置。这种动态调整一方面能优化产业分工和生产力布局,促进要素从农业和传统制造业向现代服务业转移,推动产业结构由第一、二产业主导向第三产业主导演进,引导产业结

构高级化“量”的转变;另一方面有助于拉动创新资源向高效益、高效率的产业集聚,即向具有规模经济、集群化发展的优势产业倾斜,推动产业结构高级化“质”的转变^[28]。另外,产业结构高级化是经济新旧动能转换的重要驱动力,通过深化供给侧结构性改革,优化现代工业和服务业份额,预先部署云计算、大数据和工业互联网平台等数字服务产业,有助于构建智能高效的创新驱动型数字经济新业态。该过程重塑了实体经济改革空间,降低其数字化转型门槛,以此加速推动数实融合新格局。

据此,提出假设 H2a:创新要素流动通过推动产业结构高级化促进地区数实融合。

其二,创新要素流动通过产业结构高新化影响数实融合。产业结构高新化是以技术创新和成果转化增强产业核心竞争力的过程。根据微笑曲线理论,产业链高附加值环节集中于研发端和市场端。技术含量高、创新回报率高的价值分布规律驱动创新要素向高技术领域集聚,增强区域技术创新能力和科技供给水平^[29],进一步加速新兴技术产业培育和传统产业技术改造,推动产业从劳动密集型向技术密集型演进,从而提升产业结构高新化水平。另外,产业结构高新化具有较高的创新密集度和技术应用强度,提升了产业链协同的技术标准和数字化要求,促使节点中的传统实体企业加快数字化改造以适应产业协作需求^[30]。同时,产业结构高新化通过培育壮大前沿技术创新主体,提升地区整体的技术吸收能力和创新响应速度,在夯实实体经济的同时拓展数字技术市场需求和应用场景,推动数字技术从试点示范企业覆盖至全行业,进而促进数字经济和实体经济的双向联动。

据此,提出假设 H2b:创新要素流动通过推动产业结构高新化促进地区数实融合。

其三,创新要素流动通过产业结构合理化影响数实融合。产业结构合理化表现为产业之间协调度的优化和要素配置效率的提升。创新要素流动通过强化要素价格信号,引导地区依据其要素禀赋和比较优势调整产业布局,从而减少由产业趋同和重复建设导致的资源错配。同时,创新要素流动进一步催生了市场竞争效

应,倒逼低效产能退出和过剩产能化解,提高要素利用效能^[31],加速产业结构合理化转型。在此基础上,产业结构合理化水平的提升有助于缓解要素在产业间配置失衡的结构性矛盾,改善数字资源在部分产业沉淀闲置而在关键环节供给不足的错配问题。此外,产业协调度的提升可以降低要素配置的摩擦成本,提高数字资源在经济系统内的配置效率,进而促进数字经济与实体经济在技术、业态与组织层面的融合,深化数实融合发展成效^[32]。

据此,提出假设 H2c:创新要素流动通过推动产业结构合理化促进地区数实融合。

3. 创新要素流动对地区数实融合的空间溢出

在地区经济一体化趋势下,创新要素流动的特征属性决定其可以打破地理空间分割,产生区域创新关联^[33]。对于数实融合而言,创新要素流动不仅会对本地数实融合产生影响,还可通过地理空间邻近性和社会网络关系等产生空间外溢效应。一方面,由于制度优势和先发优势等,创新要素通常倾向于流向科创生态完善的发达地区和创新高地,在发展数字经济的同时推动实体经济的智能化转型。另外,由于创新要素集聚的“虹吸效应”^[34],引致周边地区难以共享创新红利,不利于空间关联地的数实融合发展。另一方面,创新要素流动因其区域关联产生协同效应,使得周边地区能够学习模仿先进的数字化转型经验,同时通过学术交流和项目合作等带动周边地区的技术进步以驱动其数字经济发展和实体经济变革,进而促进地区数实融合的联动发展。进一步地,由梯度转移理论可知,价值链上游地区通过“顺梯度”策略,让产业部分环节转移到下游地区,释放空间聚焦于更高层次的发展;下游地区在承接转移的同时,也会积极以“逆梯度”研发合作等方式与上游地区联动^[35]。这种合作模式通过重塑创新要素的配置方式,逐步降低要素孤立和数字鸿沟,有助于推动地区之间的创新扩散,加快数字技术的更新迭代,以科技赋能实体经济数字化转型。

据此,提出假设 H3:创新要素流动可通过空间外溢效应作用于邻近地区的数实融合。

根据以上论述,构建本研究的理论框架(图1)。

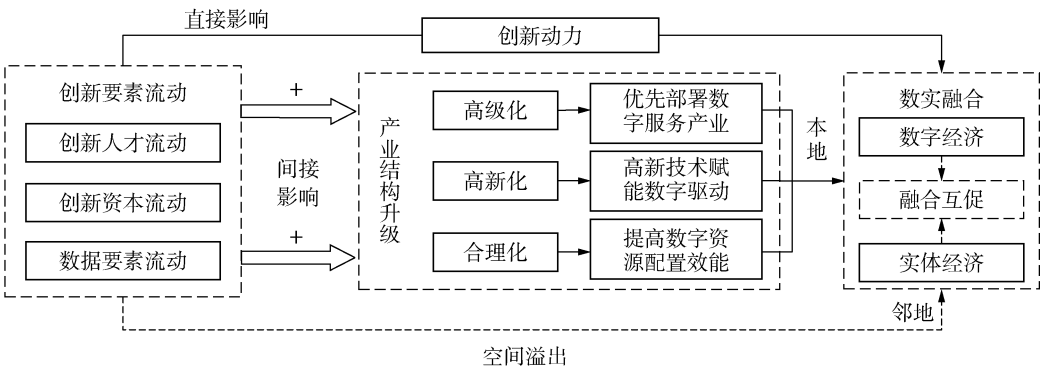


图 1 创新要素流动影响数实融合的理论框架

三、研究设计

1. 模型构建

为探究创新要素流动对地区数实融合的直接影响,选取省份和年份固定效应模型进行回归分析,设定基准实证模型如下:

$$Dri_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Flo_{it} + \sum_{k=2}^5 \alpha_k X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}$$

式中: Dri 为数实融合; Flo 为创新要素流动,包含创新人才流动、创新资本流动和数据要素流动; X 为控制变量; α_0 为常数项; α_1 为创新要素流动对数实融合的影响系数; α_k 为控制变量的系数; i 为省份; t 为年份; μ_i 为省份固定效应, η_t 为年份固定效应,用以控制省份非时变因素和时间趋势对数实融合发展的潜在影响; ε_{it} 为随机扰动项。

机制分析表明,创新要素流动可以通过推动产业结构转型促进地区数实融合,因此,以产业结构转型为中介变量来探究其实现路径。鉴于传统中介效应的三步法在因果推断中存在不足,参考曾国安等的研究^[36],增加中介变量单独对被解释变量的回归模型,以提升机制分析的可信度与完整性,建立模型如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Flo_{it} + \sum_{k=2}^5 \beta_k X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}$$

$$Dri_{it} = \beta_0 + \beta_1 M_{it} + \sum_{k=2}^5 \beta_k X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}$$

$$Dri_{it} = \beta_0 + \beta_1 Flo_{it} + \beta_2 M_{it} + \sum_{k=2}^5 \beta_k X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}$$

式中: M 为中介变量产业结构转型,包含产业结构高级化、高新化和合理化; β_0 为常数项。

2. 变量说明

(1) 被解释变量:数实融合

数实融合是将数字信息、技术和服务等融入实体经济,在推动其生产方式变革和组织转型的基础上,依托数字平台的数据聚合和价值挖掘能力,驱动价值链延伸和产业链再造,从而实现实体经济的数字化变革。其中,数实融合发展遵循从技术融合到生态融合的演进路径,这既需要数字经济在基础设施、技术应用等方面提供硬件保障和软件赋能,也需要实体经济具备充足的经济体量和高质量发展基础来承载数字化转型^[24]。因此,从数字经济发展环境、数字经济发展效益、实体经济发展规模和实体经济发展结构共 4 个维度来构建数实融合测度指标体系(表 1)。

表 1 数实融合测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
数字经济	数字经济发展环境	百人中移动电话年末用户数
		百人中互联网宽带接入用户数
		数字普惠金融指数
	数字经济发展效益	5G 和电子商务产业企业数量
实体经济	实体经济发展规模	每百家企业拥有网站数
		软件业务收入占地区生产总值的比例
		人均电子商务采购额
	实体经济发展结构	人均社会消费品零售额
		规模以上工业企业利润总额
		规模以上工业企业总资产
实体经济	实体经济生产结构	实体经济生产总值占地区生产总值的比例
		工业企业数量占企业数量的比例
		实体经济就业人数的城镇单位就业总人数的比例

鉴于耦合协调度模型可以衡量复杂系统动态性、处理指标间非线性关系,是分析多系统相互作用和协调发展的有效方法,而数实融合本质上是数字经济与实体经济构成的相互依存、相互促进的协同演化系统,因此引入该模型测度二者的融合协调水平。具体而言,采用熵权法分别测算数字经济和实体经济发展水平,并进一步以修正的耦合协调度模型衡量数实融合程度^[37],计算公式如下:

$$D = \sqrt{\sqrt{\frac{U_1}{U_2} [1 - (U_2 - U_1)]} (w_1 U_1 + w_2 U_2)} \quad (5)$$

式中: U_1 、 U_2 分别为数字经济和实体经济发展水平; w_1 、 w_2 分别为两个系统的权重,考虑到数字经济和实体经济在数实融合发展中均有关键作用,不可偏颇,因此将权重均设为 1/2。

(2) 解释变量:创新要素流动

创新要素流动与经济社会发展密切相关,且受生活成本、经济效率及资源回报预期等多因素的影响。借鉴白俊红等的研究^[38],从三方面衡量创新要素流动:

创新人才流动(RR)。研究发现,员工工资与住房成本是影响创新人才生活质量及其流动决策的重要因素^[39],因此,以城镇单位人员就业平均工资和住宅价格作为吸引力变量,测度创新人才流动水平:

$$RR_{ijt} = \ln Tal_{it} \ln (Wag_{jt} - Wag_{it}) \ln (Hou_{it} - Hou_{jt}) R_{ij}^{-2} \quad (6)$$

式中: RR_{ijt} 为 t 时期地区 i 流向地区 j 的创新人才数量; Tal_{it} 为 t 时期地区 i 的 R&D 人员数量; Wag_{it} 、 Wag_{jt} 分别为 t 时期地区 i 和 j 的平均工资; Hou_{it} 、 Hou_{jt} 分别为 t 时期地区 i 和 j 的住宅价格水平; R_{ij} 为两地省会间的距离。基于此,地区 i 的创新人才流动总量采用地区 i 创新人才流出量与流入量之和衡量,以表征地区间创新人才流动的总态势。

创新资本流动(RZ)。鉴于创新资本具有趋利性,不同地区的投资环境差异会影响投资收益^[40],因此以金融市场化程度作为吸引力变量,测度创新资本流动水平:

$$RZ_{ijt} = \ln Cst_{it} \ln (Fin_{jt} - Fin_{it}) R_{ij}^{-2} \quad (7)$$

式中: RZ_{ijt} 为 t 时期地区 i 流向地区 j 的创新资本数量; Cst_{it} 为 t 时期地区 i 的 R&D 资本存量,采用永续盘存法计算; Fin_{it} 、 Fin_{jt} 分别为 t 时期地区 i 和 j 的金融市场化程度,即年末金融机构贷款余额。基于此,地区 i 的创新资本流动总量为地区 i 创新资本流出量与流入量之和。

数据要素流动(RE)。数据要素流动是“信息-市场”协同驱动的价值交换过程,其受地区数据资源定价与服务及交易市场规模的影响^[41]。以信息服务市场化水平和技术交易活跃度作为吸引力变量,测度数据要素流动水平:

$$RE_{ijt} = \ln Ist_{it} \ln (Mis_{jt} - Mis_{it}) \ln (Tra_{jt} - Tra_{it}) R_{ij}^{-2} \quad (8)$$

式中: RE_{ijt} 为 t 时期地区 i 流向地区 j 的数据要素量; Ist_{it} 为 t 时期地区 i 的信息传输、软件和信息技术服务业从业人员数; Mis_{it} 和 Mis_{jt} 分别为 t 时期地区 i 和 j 的信息服务市场化水平,即信息技术服务收入与信息安全收入之和; Tra_{it} 和 Tra_{jt} 分别为 t 时期地区 i 和 j 的技术交易活跃度,即技术市场成交额。地区 i 的数据要素流动总量计算同上。

(3) 中介变量:产业结构转型

产业结构随经济发展和社会需求而变化,表现为一个经济体的核心增长动能和主导产业部门从初级向高级、从传统向现代化演进的过程。基于已有研究^[28],从以下 3 个维度衡量产业结构转型。

产业结构高级化。产业结构高级化的“量”(Ais)表现为产业结构逐步向经济服务化转移,标志着经济结构迈向后工业化阶段,采用第三产业增加值与第二产业增加值之比衡量。产业结构高级化的“质”($Heis$)体现为资源从低生产率部门流向高生产率部门,驱动经济持续发展。借鉴裴延峰的研究^[42],计算公式如下:

$$Heis = \sum_{m=1}^n L_{mt} V_{mt} \quad (9)$$

式中: m 为产业; t 为时间; L_{mt} 为 t 时 m 产业增加值占全行业产业增加值的比例; V_{mt} 为 t 时 m 产业的劳动生产率与完成工业化后的劳动生产率之比。

产业结构高新化(Sci)。鉴于产业结构高

新化是在科技创新推动下,以技术进步促进产业结构转型的重要指标,参考刘强等的研究^[43],采用科学技术支出与一般预算支出之比的对数衡量。

产业结构合理化(*Ris*)。产业结构合理化反映了要素在各产业间投入产出的协调度和资源利用的有效性,采用泰尔指数的倒数衡量,计算公式为:

$$Ris = 1 / \left[\sum_{m=1}^n \left(\frac{Y_{mt}}{Y_t} \right) \ln \left(\frac{Y_{mt}/E_{mt}}{Y_t/E_t} \right) \right] \quad (10)$$

式中: Y_{mt} 为 t 时 m 产业增加值; E_{mt} 为 t 时 m 产业的就业人数; Y_t 、 E_t 分别为总产值和总就业人数。

(4)控制变量

鉴于创新要素流动对数实融合的影响可能受其他变量干扰,为减少估计结果偏差,选择控制变量如下^[44-45]:①基础设施建设(*Infra*)。基础设施建设是影响数字经济规模扩张和实体经济发展转型的重要因素,以道路面积与年末常住人口之比的对数衡量。②对外开放程度(*Open*)。开放的市场环境能够引进国际先进的数字技术和经验,加速数字经济和实体经济的融合发展,以进出口总额与地区生产总值之比的对数衡量。③投资规模(*Capi*)。扩大投资规模有助于增强地区经济活力,为数实融合提供更多资源 and 市场机遇,以固定资产投资额与地区生产总值之比衡量。④人均受教育水平(*Hcap*)。人均受教育水平反映了人力资本的技术适应能力,是实现数实融合的劳动力保障,以人均受教育年限衡量。

3. 数据来源

基于 2013—2022 年 30 个省域(不含西藏自治区和港澳台地区)的面板数据进行统计分

析。其中,数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心,其余数据主要来自《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》《中国人口和就业统计年鉴》、各省统计年鉴和企研中国社科大数据平台等。考虑到数据的连续性和可得性,个别缺失值采用插值法补齐。变量描述性统计如表 2 所示。

四、实证结果与分析

1. 基准回归

表 3 为基准回归结果,列(1)~(3)、(4)~(6)和(7)~(9)列分别为创新人才流动、创新资本流动和数据要素流动对数实融合的影响。其中,列(1)(4)(7)为不考虑控制变量和固定效应的估计结果,列(2)(5)(8)和列(3)(6)(9)逐步加入控制变量和固定效应。研究发现,无论是否控制相关变量,结果均显著为正,且创新人才流动、创新资本流动和数据要素流动各增加 1%,数实融合水平将分别增长 1.311、12.270 和 1.251 单位,说明创新要素流动可以显著提升地区数实融合水平,H1 得证。创新是发展新质生产力的核心,创新要素流动可以优化地区资源配置,突破资源壁垒和信息茧房。其中,创新人才和创新资本流动有助于促进数字技术在实体经济的渗透应用,数据要素流动则搭建了经济主体间的信息桥梁,以多维数据资源激发市场活力,从而构建数字经济与实体经济深度融合、相互促进的新发展格局。

2. 稳健性检验

为验证研究结果的可靠性,继续进行稳健性检验:①更换被解释变量衡量方式。前文采用了修正的耦合协调度模型衡量数实融合水平,为验证结果的稳健性,采用传统的耦合协调

表 2 变量描述性统计

变量	变量符号	变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Dri</i>	数实融合	300	0.350	0.118	0.172	0.918
	<i>RR</i>	创新人才流动	300	0.112	0.100	0.005	0.482
核心解释变量	<i>RZ</i>	创新资本流动	300	0.041	0.027	0.003	0.118
	<i>RE</i>	数据要素流动	300	0.064	0.065	0.002	0.350
控制变量	<i>Infra</i>	基础设施建设	300	1.781	0.579	0.496	7.615
	<i>Open</i>	对外开放程度	300	7.816	1.115	0.487	9.918
	<i>Capi</i>	投资规模	300	0.836	0.298	0.202	1.597
	<i>Hcap</i>	人力资本水平	300	9.355	1.128	0.794	12.680

表 3 基准回归

变量	创新人才流动			创新资本流动			数据要素流动		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>RR</i>	0.723 *** (0.074)	0.250 *** (0.065)	1.311 *** (0.261)						
<i>RZ</i>				2.189 *** (0.287)	0.503 ** (0.209)	12.270 *** (3.178)			
<i>RE</i>							1.140 *** (0.100)	0.438 *** (0.106)	1.251 *** (0.240)
<i>Infra</i>		0.046 *** (0.007)	-0.024 ** (0.011)		0.052 *** (0.007)	-0.032 ** (0.014)		0.042 *** (0.007)	-0.025 ** (0.011)
<i>Open</i>		0.006 (0.006)	-0.018 ** (0.007)		0.007 (0.006)	-0.023 *** (0.008)		0.007 (0.006)	-0.023 *** (0.007)
<i>Capi</i>		-0.141 *** (0.020)	0.039 *** (0.010)		-0.142 *** (0.021)	0.042 *** (0.010)		-0.145 *** (0.020)	0.043 *** (0.010)
<i>Hcap</i>		0.036 *** (0.006)	0.0001 (0.006)		0.042 *** (0.007)	0.0001 (0.007)		0.032 *** (0.006)	0.003 (0.005)
<i>_cons</i>	0.268 *** (0.008)	-0.022 (0.060)	0.452 *** (0.092)	0.260 *** (0.011)	-0.096 (0.062)	0.088 (0.178)	0.277 *** (0.007)	0.015 (0.062)	0.650 *** (0.085)
年份固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes
省份固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes
<i>R</i> ²	0.378	0.665	0.969	0.251	0.649	0.966	0.393	0.671	0.969
<i>N</i>	300	300	300	300	300	300	300	300	300

注：* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ ，括号内为稳健标准误。下同。

度模型再计算被解释变量,结果如表 4~6 列(1)所示。②删除直辖市样本。鉴于四大直辖市在财政管理体制、政策自主权及经济体量方面与其他省级行政区存在差异,可能会引起样本选择误差,因此删除直辖市样本再检验,结果见表 4~6 列(2)。③调整标准误。为解决可能存在的组内相关性问题,将标准误聚类至省份层面再进行回归分析,结果如表 4~6 列(3)所示。④缩尾处理。为降低异常观测值对回归结果的干扰,对所有连续变量采用双侧 1%缩尾处理,结果如表 4~6 列(4)所示。⑤更换估计模型。由于双

重机器学习能够通过正则化算法,在小样本条件下保证估计的无偏性,同时控制变量间非线性关系对估计结果的干扰,因此构建部分线性的双重机器学习模型。具体而言,采用套索回归、弹性网络和梯度提升 3 种机器学习算法,结合 10 折交叉验证方法进行模型训练与参数优化,以提高估计结果的稳健性,结果见表 4~6 列(5)~(7)。

由表 4~6 可知,在以上稳健性检验后,创新人才流动、创新资本流动和数据要素流动的系数均显著为正,与基准结果无实质性差别,表明前文检验结果具有稳健性。

表 4 创新人才流动稳健性检验

变量	替换被解释变量	删除直辖市样本	调整标准误	缩尾处理	更换估计模型		
	(1) <i>Dri</i> 2	(2) <i>Dri</i>	(3) <i>Dri</i>	(4) <i>Dri</i>	(5) <i>Dri</i>	(6) <i>Dri</i>	(7) <i>Dri</i>
<i>RR</i>	2.376 *** (0.609)	0.339 ** (0.155)	1.311 *** (0.474)	0.920 *** (0.196)	1.540 *** (0.191)	0.585 *** (0.180)	1.528 *** (0.190)
<i>_cons</i>	0.681 * (0.349)	0.146 *** (0.039)	0.452 ** (0.172)	0.405 *** (0.088)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.000 (0.001)
控制变量一次项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量二次项	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.874	0.970	0.969	0.974			
<i>N</i>	300	260	300	300	300	300	300

表 5
 创新资本流动稳健性检验

变量	替换被解释变量	删除直辖市样本	调整标准误	缩尾处理	更换估计模型		
	(1) <i>Dri</i> 2	(2) <i>Dri</i>	(3) <i>Dri</i>	(4) <i>Dri</i>	(5) <i>Dri</i>	(6) <i>Dri</i>	(7) <i>Dri</i>
<i>RZ</i>	31.739*** (6.393)	4.418** (1.768)	12.270* (6.800)	8.359*** (2.714)	14.237*** (1.831)	1.593*** (0.462)	14.073*** (1.823)
<i>_cons</i>	-0.573 (0.530)	0.094* (0.049)	0.088 (0.377)	0.138 (0.166)	-0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)
控制变量一次项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量二次项	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.877	0.970	0.966	0.973			
N	300	260	300	300	300	300	300

表 6
 数据要素流动稳健性检验

变量	替换被解释变量	删除直辖市样本	调整标准误	缩尾处理	更换估计模型		
	(1) <i>Dri</i> 2	(2) <i>Dri</i>	(3) <i>Dri</i>	(4) <i>Dri</i>	(5) <i>Dri</i>	(6) <i>Dri</i>	(7) <i>Dri</i>
<i>RE</i>	1.561*** (0.574)	0.504*** (0.165)	1.251*** (0.416)	0.868*** (0.177)	1.555*** (0.255)	0.943*** (0.203)	1.548*** (0.252)
<i>_cons</i>	1.156*** (0.281)	0.157*** (0.037)	0.650*** (0.163)	0.532*** (0.077)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)
控制变量一次项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量二次项	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.867	0.970	0.969	0.974			
N	300	260	300	300	300	300	300

3. 内生性检验

考虑到上述模型还可能
 存在内生性问题：其一，尽管控制了影响数实融合的相关变量，但仍有可能遗漏变量，导致估计偏误；其二，创新要素流动与数实融合可能存在双向因果关系，即数实融合的深化有可能反向促进创新要素的流动配置。因此，为缓解以上问题对估计结果的干扰，进一步构建工具变量进行内生性检验。①借鉴杨继东等的研究^[12]，采用移动份额法构建 Bartik 工具变量(*IV_{it}*)。具体而言，将所有省份按照东部、中部和西部的地理区位进行分组，以该地区基期(2014 年)的创新要素流动水平乘以同一地理区位其他地区的创新要素流动增长率作为其工具变量。回归结果如表 7 第列(1)~(6)所示，第一阶段回归结果显示工具变量对创新要素流动在 1% 的显著水平上正相关；第二阶段回归结果显示经过工具化之后的创新要素流动对数实融合的影响均在 1% 的显著水平上正相关，表明基准回归结果稳健。同

时，工具变量检验的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量分别为 678.821、166.672、86.298，远大于 10% 水平上的临界值，且 Kleibergen-Paap rk LM statistic 均在 1% 的水平上显著，说明工具变量不存在不可识别和弱工具变量问题。②针对样本潜在的自选择偏误，运用 Heckman 两阶段模型处理内生性问题。表 7 列(7)~(9)显示，逆米尔斯比率(*IMR*)的回归系数通过了显著性检验，且创新要素流动回归系数均显著为正，表明在考虑样本选择性偏误导致的内生性问题后，创新要素流动对数实融合的促进作用仍成立。③建立动态面板数据计量模型，以一阶和二阶解释变量的滞后项作为工具变量，运用系统 GMM 模型进行内生性检验^[46]。表 7 列(10)~(12)显示，创新要素流动对数实融合的影响仍在 1% 的显著水平上正相关，且 Hansen 检验表明不存在工具变量过度识别问题，表明在考虑内生性问题后，创新要素流动依然显著促进了数实融合发展。

表 7 内生性检验

变量	Bartik 工具变量						Heckman 两阶段			系统 GMM		
	(1) 第一 阶段 <i>RR</i>	(2) 第二 阶段 <i>Dri</i>	(3) 第一 阶段 <i>RZ</i>	(4) 第二 阶段 <i>Dri</i>	(5) 第一 阶段 <i>RE</i>	(6) 第二 阶段 <i>Dri</i>	(7) <i>Dri</i>	(8) <i>Dri</i>	(9) <i>Dri</i>	(10) <i>Dri</i>	(11) <i>Dri</i>	(12) <i>Dri</i>
<i>L. dri</i>										1.078*** (0.020)	1.106*** (0.033)	1.083*** (0.037)
<i>RR</i>		1.641*** (0.311)					0.863*** (0.279)			0.063** (0.026)		
<i>RZ</i>				17.280*** (4.570)				7.513*** (2.819)			0.253* (0.149)	
<i>RE</i>						1.236*** (0.285)			0.967*** (0.257)			0.165* (0.088)
<i>IV_i</i>	0.867*** (0.033)		0.874*** (0.068)		0.122*** (0.013)							
<i>IMR</i>							0.220*** (0.066)	0.298*** (0.080)	0.160*** (0.046)			
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AR(2)										0.245	0.190	0.149
Hansen										0.193	0.139	0.113
N	300	300	300	300	300	300	300	300	300	270	270	270

4. 异质性检验

(1) 区域异质性分析

不同省份的政策导向、经济发展阶段及资源禀赋等皆有差异,此差异对创新要素流动和数实融合发展具有复杂影响。为此,根据地理位置将所有省份分为东部、中部和西部,以揭示不同区域的创新效应(表 8)。

表 8 表明,创新要素流动对东部地区数实融合的促进作用不明显,对中部和西部地区的促进作用更强,其中,西部地区受创新资本流动和数据要素流动的影响更大。原因可能在于:第一,东部地区作为我国经济最发达的区域,凭借经济开放和市场化优势积累了丰富的创新资

源,其完善的创新生态和产业配套设施促使数字经济与实体经济协同发展呈现自主驱动,因此该地区的数实融合对创新要素流动的依赖性较低,边际效应趋于弱化。第二,中部地区具备一定的制造业基础和成本优势,但数字化发展不平衡不充分,因此创新要素流动的促进作用更显著。创新要素流动有助于创新孵化器和技
术转移平台建设,促进数字技术、云计算和大数据等资源共享,这进一步推动了中部地区传统制造向智能制造转型,实现生产管理的数字化再造和供应链的信息化联动,增强数实融合发展韧性。第三,西部地区数字经济基础薄弱,面临实体经济现代化发展压力。西部地区经济结

表 8 区域异质性分析

变量	东部			中部			西部		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>RR</i>	0.409 (0.351)			0.818*** (0.106)			0.297 (0.214)		
<i>RZ</i>		-6.712 (4.282)			11.071*** (0.830)			17.436*** (3.098)	
<i>RE</i>			0.487 (0.367)			0.782*** (0.190)			1.579*** (0.327)
<i>_cons</i>	1.377*** (0.478)	1.801*** (0.518)	1.356*** (0.488)	-0.089 (0.066)	-0.194*** (0.055)	-0.136 (0.082)	0.122*** (0.017)	-0.100** (0.046)	1.579*** (0.327)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.965	0.966	0.966	0.991	0.996	0.989	0.986	0.990	0.989
N	110	110	110	80	80	80	110	110	110

构较为单一且数字基础设施建设滞后、创新人才流动缺乏配套资源和环境支持,作用较为有限,但西部地区拥有庞大的市场潜力和发展空间,在东西部协作财政帮扶政策和基础性数字公共服务发展需求的推动下,借助资本纽带和数据共享为数字经济重点项目及自动化和信息化技术引进提供资源支持,进而推动经济形态转变,促进实体经济和数字经济融合发展。

(2)发展阶段异质性分析

2016 年,中共中央、国务院发布《国家创新驱动发展战略纲要》,首次提出我国创新发展的“三步走”战略目标,即“第一步,到 2020 年进入创新型国家行列”“第二步,到 2030 年跻身创新型国家前列”“第三步,到 2050 年建成世界科技创新强国”^[47]。因此,以 2016 年为节点,考察不同发展阶段创新要素流动对数实融合影响的差异。如表 9 所示,创新驱动发展战略提出后,创新人才流动、创新资本流动和数据要素流动的系数分别从 0. 718、4. 475 和 1. 135 提升至 1. 734、18. 608 和 1. 462,且均在 1%水平上显著,由此说明了创新要素流动对数实融合的促进作用显著增强。《国家创新驱动发展战略纲要》的出台为创新活动提供了政策导向和制度保障,有助于健全创新资源配置机制,营造良好的创新环境,进而促进创新要素的高质量供给和畅通流动,为数字经济与实体经济的深度融合创造有利条件。

5. 机制分析

由理论分析可知,创新要素流动可以促进产业结构转型,进而推动数实融合。遵循这一逻辑,分别分析产业结构高级化、高新化和合理化在创新要素流动促进数实融合中的作用机制。表 10~13 的结果表明,创新要素流动通过产业结构高级化和高新化为数实融合提供产业基础,但产业结构合理化的中介效应不明显,H2a、H2b 得证,H2c 未获得支持。

(1)产业结构高级化

表 10、11 反映了创新要素流动影响产业结构高级化的中介机制回归结果。列(1)~(3)中,*Ais*、*Heis* 下的创新要素流动回归系数显著为正,表明创新要素流动可以优化生产力布局,进而促进产业结构高级化。在列(4)~(7)的回归结果中,产业结构高级化的回归系数均在 1%的水平上显著为正,表明产业结构高级化促进了地区数实融合发展。进一步地,Sobel Z 值在 5%的水平上显著,表明产业结构高级化的中介效应检验有效,即创新要素流动可以通过提高产业结构高级化水平来促进数实融合。创新要素流动促进产业功能升级,当产业重心由物质生产转向价值创造时,经济活动的数字化属性增强。其中,服务型经济依托信息传递实现价值交换,其轻资产特征与数字技术的虚拟性、即时性相契合,为数字技术应用奠定了经济基础,进而驱动数实深度融合。

表 9 发展阶段异质性分析

变量	2013—2016 年			2017—2022 年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>RR</i>	0. 718 ** (0. 300)			1. 734 *** (0. 511)		
<i>RZ</i>		4. 475 (3. 491)			18. 608 *** (5. 483)	
<i>RE</i>			1. 135 * (0. 585)			1. 462 *** (0. 399)
<i>_cons</i>	0. 340 ** (0. 145)	0. 251 (0. 217)	0. 407 *** (0. 137)	0. 423 *** (0. 134)	-0. 235 (0. 298)	0. 673 *** (0. 090)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0. 989	0. 988	0. 989	0. 979	0. 976	0. 979
<i>N</i>	120	120	120	180	180	180

表 10 产业结构高级化“量”的影响路径分析

变量	Ais			Dri			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
RR	4.661*** (1.660)				1.126*** (0.247)		
RZ		42.826** (17.963)				10.292*** (2.849)	
RE			3.191* (1.668)				1.111*** (0.233)
Ais				0.055*** (0.016)	0.040*** (0.014)	0.046*** (0.015)	0.044*** (0.015)
_cons	6.345*** (0.908)	5.101*** (1.277)	7.255*** (0.859)	0.431*** (0.145)	0.199 (0.123)	-0.148 (0.192)	0.333*** (0.114)
Sobel Z					3.051***	2.622***	2.511**
R ²	0.973	0.972	0.972	0.966	0.971	0.969	0.972
N	300	300	300	300	300	300	300

注:以上结果加入了控制变量,控制了省份和年份固定效应。

表 11 产业结构高级化“质”的影响路径分析

变量	Heis			Dri			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
RR	16.174*** (1.821)				0.415* (0.216)		
RZ		161.017*** (21.358)				2.468 (2.759)	
RE			14.917*** (1.820)				0.430** (0.218)
Heis				0.065*** (0.010)	0.055*** (0.011)	0.061*** (0.011)	0.055*** (0.012)
_cons	2.936*** (0.894)	-2.157 (1.327)	5.463*** (0.855)	0.345*** (0.078)	0.289*** (0.082)	0.219 (0.156)	0.349*** (0.077)
Sobel Z					6.787***	6.596***	6.719***
R ²	0.967	0.961	0.966	0.975	0.975	0.975	0.976
N	300	300	300	300	300	300	300

(2)产业结构高新化

表 12 反映了创新要素流动影响产业结构高新化的中介机制回归结果。从列(1)~(3)的回归结果看,创新要素流动对产业结构高新化的影响在 1%的显著性水平上为正,表明创新要素流动有助于提高科创资源供给,进而促进产业结构高新化。在列(4)~(7)的回归结果中,Sci 的回归系数显著为正,说明产业结构高新化有助于提高地区数实融合水平。另外,Sobel Z 值在 5%的水平上显著,表明中介检验结果有效,创新要素流动可以通过提高产业结构高新化水平来推动数实融合发展。由此可见,推动产业向技术密集型跃迁可以提升产业体系对数字技术的适配性与承载力,通过科创

引领、融合示范带动整体产业的数字化转型是实现数实融合的重要途径。

(3)产业结构合理化

表 13 反映了创新要素流动影响产业结构合理化的中介机制回归结果。结果显示,创新要素流动有助于产业结构合理化,但产业结构合理化作为中介变量向数实融合传导的机制未得到验证。从列(1)~(3)的回归结果看,创新要素流动对产业结构合理化的影响显著为正,表明创新要素流动能够显著提升产业结构合理化水平,促进资源在产业之间的有效配置。然而,在列(4)~(7)的回归结果中,产业结构合理化的中介效应未得到充分证实。在列(4)中,Ris 在 10%的水平上显著,但在列(5)~(7)

表 12 产业结构高新化的影响路径分析

变量	Sci			Dri			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
RR	2.568 *** (0.665)				1.183 *** (0.254)		
RZ		35.780 *** (7.521)				10.322 *** (3.065)	
RE			2.456 *** (0.708)				1.127 *** (0.242)
Sci				0.074 *** (0.020)	0.050 *** (0.017)	0.054 *** (0.018)	0.050 *** (0.018)
_cons	2.560 ** (1.020)	1.113 (1.148)	2.947 *** (0.984)	0.606 *** (0.095)	0.323 *** (0.085)	0.027 (0.175)	0.502 *** (0.078)
Sobel Z					2.521 **	2.720 ***	2.522 **
R ²	0.973	0.973	0.973	0.964	0.970	0.967	0.970
N	300	300	300	300	300	300	300

表 13 产业结构合理化的影响路径分析

变量	Ris			Dri			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
RR	3.202 *** (0.777)				1.289 *** (0.278)		
RZ		44.094 *** (13.053)				11.636 *** (3.626)	
RE			2.707 *** (0.394)				1.216 *** (0.241)
Ris				0.053 * (0.030)	0.007 (0.025)	0.014 (0.032)	0.013 (0.020)
_cons	0.067 (0.267)	-1.705 ** (0.782)	0.607 *** (0.180)	0.799 *** (0.117)	0.451 *** (0.092)	0.112 (0.193)	0.642 *** (0.089)
Sobel Z					0.370	0.721	0.694
R ²	0.834	0.840	0.829	0.962	0.969	0.966	0.969
N	300	300	300	300	300	300	300

中,Ris 的系数均不显著,表明产业结构合理化对数实融合中介效应在统计上不成立。当前,地区数实融合发展本质上是技术驱动的过程,高效益、高技术产业具备更强的数字技术吸纳能力与转化效率,而产业结构合理化侧重于产业之间资源比例的协调优化,对数实融合的促进作用相对有限,因此,创新要素流动通过产业结构合理化对地区数实融合的推动作用不足。

五、进一步分析：空间溢出效应检验

1. 空间模型设定

前文分析显示,我国在创新要素和数实融合发展中存在地区异质性,整体发展尚不均衡。同时根据理论分析可知,创新要素流动具有空间依赖性,可通过竞争压力和示范效应等影响周边地区的数实融合进程。基于此,立足空间关联视角,进一步采用空间计量模型探究创新

要素流动对数实融合的空间溢出效应。鉴于数实融合发展是一个长期的过程且存在时间相关性,为缓解内生性问题,引入其一阶滞后项^[48],动态剖析创新要素流动对数实融合的影响。构建动态空间杜宾模型如下:

$$\begin{aligned}
 Dri_{it} = & \delta_0 + \alpha Dri_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Dri_{jt} + \delta_1 Flo_{it} + \\
 & \delta_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} Flo_{jt} + \varphi_1 X_{it} + \varphi_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} + \\
 & \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

式中: ρ 为被解释变量的空间自回归系数; δ_1 、 δ_2 分别为解释变量的系数和空间滞后项系数; φ_1 、 φ_2 分别为控制变量的系数和空间滞后项系数; α 为时间滞后效应的弹性系数; w 为空间权重矩阵,由于创新要素流动具有空间距离相关性,因此,选用地 理反距离平方权重矩阵^[49]。

首先,为检验创新要素流动和数实融合是否存在空间自相关,运用全局 Moran's I 指数分析

2013—2022 年各变量的空间相关性。由表 14 可知,变量各年的全局 Moran’s I 指数均显著为正,表明在研究期内,创新人才流动、创新资本流动、数据要素流动和数实融合均存在显著的正相关关系,同类型省份更倾向于聚集在一起。

为分析数实融合的区域发展格局,绘制 2013 年和 2022 年数实融合的 Moran’s I 散点图(图 2)。结果表明,目前数实融合整体呈现“高高集聚”和“低低集聚”的分布态势。其中,第一象限的省份多位于东部地区,凭借改革先导优势和强劲的创新势头,东部形成了高水平集群;第三象限的省份则主要集中在西部地区,由于地理位置偏远,经济发展水平相对较低,西部地区数实融合的整体发展落后于东部。由此可见,促进西部地区的数实融合是推动中国数实融合整体提质增效的关键。

在进行计量回归前,运用 LM、LR、Wald 和 Hausman 检验对空间模型设定进行验证(表 15)。结果表明,除创新资本流动的稳健 LM 检验在 10%的水平上显著,其余解释变量的 LM 和稳健 LM 检验均在 1%的显著性水平上拒绝空间误差效应和空间滞后效应的原假设,应设定为

空间杜宾模型(SDM)。LR 和 Wald 检验在 1%的置信水平上显著,进一步验证了空间杜宾模型的适用性,不会退化为空间误差模型(SEM)或空间滞后模型(SAR)。此外从 Hausman 检验看,创新人才流动、创新资本流动和数据要素流动均在 1%水平上显著,表明固定效应模型优于随机效应。综上,依据模型选择标准,选择空间杜宾固定效应模型为估计方法。

2. 空间溢出效应分析

动态空间杜宾模型的估计结果如表 16 所示,滞后一期的数实融合回归系数在 1%的水平上显著为正,表明前期数实融合的发展对当期有正向影响,印证了动态 SDM 模型的合理性。另外, ρ 显著为正,表明数实融合存在空间正向溢出效应,即邻近地区数实融合水平的提升有利于本地的数实融合发展。

进一步地,将创新要素流动对数实融合的影响分为直接、间接和总效应。从直接效应看,创新人才流动在短期内对本地数实融合有显著的正向驱动作用,创新资本流动在长期中的影响则更为显著,表现为资本衔接的时滞性。数据要素流动虽在短期内具有显著促进作用,但

表 14 全局莫兰指数

年份	Dri		RR		RZ		RE	
	Moran’s I	z 值	Moran’s I	z 值	Moran’s I	z 值	Moran’s I	z 值
2013	0.217 ***	2.848	0.541 ***	6.713	0.517 ***	6.203	0.523 ***	6.910
2014	0.203 ***	2.754	0.548 ***	6.800	0.517 ***	6.195	0.530 ***	6.908
2015	0.213 ***	2.866	0.546 ***	6.764	0.516 ***	6.182	0.526 ***	6.829
2016	0.172 ***	2.384	0.548 ***	6.752	0.516 ***	6.178	0.526 ***	6.818
2017	0.175 ***	2.429	0.549 ***	6.778	0.515 ***	6.164	0.517 ***	6.800
2018	0.173 ***	2.394	0.538 ***	6.683	0.515 ***	6.162	0.525 ***	6.797
2019	0.189 ***	2.590	0.538 ***	6.653	0.515 ***	6.155	0.528 ***	6.795
2020	0.175 ***	2.465	0.534 ***	6.597	0.516 ***	6.158	0.527 ***	6.764
2021	0.155 **	2.255	0.529 ***	6.542	0.515 ***	6.151	0.537 ***	6.965
2022	0.177 ***	2.550	0.533 ***	6.578	0.515 ***	6.143	0.549 ***	7.216

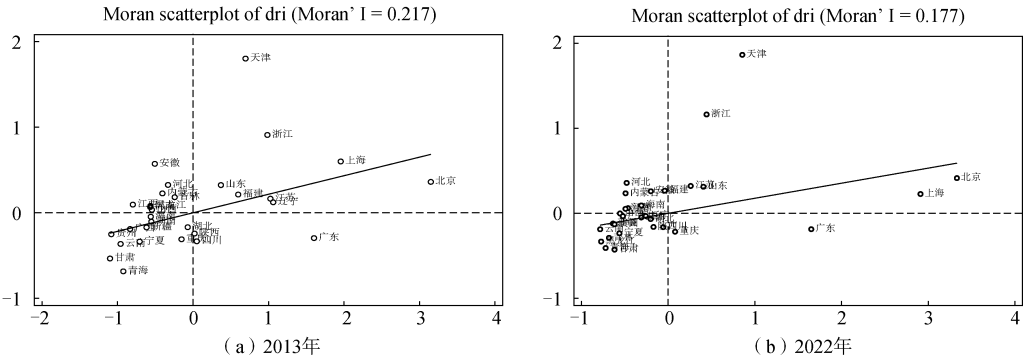


图 2 局部莫兰散点图

表 15
 空间模型选择

检验	RR		RZ		RE	
	统计检验结果	<i>P</i> 值	统计检验结果	<i>P</i> 值	统计检验结果	<i>P</i> 值
LM_err	57. 012	0. 000	43. 515	0. 000	53. 771	0. 000
LM_lag	68. 193	0. 000	58. 344	0. 000	63. 840	0. 000
Robust_LM_err	7. 802	0. 005	3. 801	0. 051	7. 622	0. 006
Robust_LM_lag	18. 983	0. 000	18. 630	0. 000	17. 690	0. 000
LR_err	72. 46	0. 000	78. 82	0. 000	94. 46	0. 000
LR_lag	25. 50	0. 000	30. 29	0. 000	34. 24	0. 000
Wald_err	47. 78	0. 000	28. 11	0. 000	46. 24	0. 000
Wald_lag	17. 51	0. 004	16. 76	0. 005	25. 65	0. 000
Hausman	93. 60	0. 000	34. 10	0. 000	31. 48	0. 001

表 16
 空间效应检验结果

变量	动态 SDM			短期效应			长期效应		
				直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>L. dri</i>	1. 546 ^{***} (0. 034)	2. 189 ^{***} (0. 034)	1. 486 ^{***} (0. 035)						
<i>RR</i>	0. 484 ^{***} (0. 100)			0. 277 ^{**} (0. 110)	2. 856 ^{***} (0. 191)	3. 133 ^{***} (0. 244)	-2. 687 (5. 723)	-32. 629 (165. 423)	-35. 315 (171. 133)
<i>RZ</i>		108. 482 ^{***} (1. 110)		126. 857 (214. 161)	-11. 369 (214. 110)	115. 488 ^{***} (1. 080)	119. 522 ^{***} (6. 209)	37. 391 ^{***} (4. 290)	156. 913 ^{***} (2. 004)
<i>RE</i>			0. 227 ^{**} (0. 094)	0. 172 [*] (0. 093)	1. 490 ^{***} (0. 169)	1. 662 ^{***} (0. 206)	-1. 013 ^{**} (0. 441)	-9. 427 (6. 842)	-10. 440 (7. 231)
<i>ρ</i>	0. 386 ^{***} (0. 076)	7. 299 ^{***} (0. 080)	0. 215 ^{***} (0. 071)						
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0. 481	0. 223	0. 914						
N	270	270	270	270	270	270	270	270	270

在长期中存在抑制效应。如今,中国数字经济正处于快速发展阶段,数据要素流动能迅速打破信息孤岛,催生新业态、新模式,为数实融合注入强劲动力,但从长远看,数据要素流动面临数据权属界定不清、数据共享和泄露矛盾等问题,制约了数据要素价值化,进而阻碍了数实融合。从间接效应看,短期内创新人才流动和数据要素流动通过空间传导机制增强邻近地区的数实融合水平,且较于直接效应,间接效应的系数更大。这表明,创新人才流动和数据要素流动的空间溢出伴随模仿效应和协作网络形成链式扩散,对邻近地区数实融合的促进作用更强。创新资本流动则在长期具有涟漪效应,有助于周边地区的数实融合发展。

总效应表明,创新要素流动可以促进数实

融合的整体发展。其中,创新人才长期的频繁流动或带来的不确定性,影响了数实融合路径的连贯性与深化程度,因此在短期内的作用更显著。而创新资本投入具有一定的回报周期,可以为企业提供长期持续的资金支持,且因其风险共担与利益共享机制,对数实融合能产生更稳定的长期促进作用。另外,由于我国数据要素市场化水平不高,政策推动的数据要素流动虽在短期内对数实融合具有促进作用,但从长期来看,若缺乏完善的市场机制和基础设施建设作为支撑,难以保障数据要素流动对数实融合的长期驱动作用,因此数据要素流动表现为短期显著为正而长期不显著的现象。

综上,创新要素流动对数实融合具有显著
 的直接促进作用,且存在空间溢出效应,H3 得

证。但在不同发展阶段所需的创新资源不同,因此推动数实深度融合需统筹创新人才、创新资本和数据要素的流动配置,以实现短期与长期的平衡发展。此外,促进数实融合的整体优化不仅要关注本地数实融合发展的创新需求,还应兼顾相邻地区的协调发展,以充分发挥创新要素流动的空间外溢效应。

六、结论与政策建议

1. 研究结论

采用 2013—2022 年省域经济地理数据,建立面板固定效应模型和空间计量模型检验创新要素流动对地区数实融合的影响及其空间溢出效应。研究发现,首先,创新要素流动能显著提升地区数实融合水平,且该结论在一系列稳健性检验后仍然成立。从异质性检验看,创新要素流动对中西部地区数实融合发展的影响更显著,表明创新要素流动可以在一定程度上弥补地区资源禀赋差异。同时,创新要素流动对数实融合的促进作用具有时期异质性,其作用效应在创新驱动发展战略提出后更显著。其次,机制检验表明创新要素流动可通过促进产业结构高级化和高新化来提高数实融合水平,即创新驱动下的产业结构转型可以推动数字经济和实体经济的结构优化以实现数实深度融合。最后,创新要素流动不仅能直接促进本地数实融合发展,还具有显著的空间溢出效应,其中创新人才、创新资本和数据要素流动的作用时期存在差异,创新人才流动和数据要素流动在短期内的作用更明显,而创新资本流动则在长期中的影响更显著。

2. 政策建议

第一,立足实体经济,以创新要素流动增强数实融合发展动能。首先,强化政策支持与战略引领。实体经济是数字经济发展的根本依托,通过财政补贴、税收优惠和专项资金等,引导创新要素向智能制造和工业互联网等领域流动。加强数字基础设施建设,推动 5G 网络、光纤宽带网络和数据中心等新型信息基础设施与传统产业深度融合,强化数实融合的基础支撑。其次,深化要素市场化改革。健全知识产权保护 and 多层次资本市场对创新主体的全周期支

持,破除人才流动的体制机制障碍,优化“硬科技”企业融资通道。推进数据流通交易体系建设,完善分级分类的数据产权制度,强化数实融合的市场驱动力。最后,聚焦地区特色化发展。以创新要素流动赋能中西部传统优势产业,围绕能源、农业和旅游等特色产业集群构建智能巡检和智慧农情等垂直场景,实现数字技术与地方特色产业的深度融合。依托“东数西算”工程提升数据要素跨域配置效率,在节点城市打造“绿电+算力”的融合生态,实现数实共生发展。

第二,着眼创新驱动发展战略,以产业结构优化塑造数实融合新优势。一方面,着力引导创新要素向高效益行业流动。以创新驱动战略为核心,推动数字经济与先进制造业、现代服务业深度融合;构建“互联网+”生产性服务业新业态,发展平台经济和共享经济等新模式,赋能数实融合。另一方面,强化创新要素对技术密集型产业的支撑。对传统产业而言,要积极培育本土“链主”企业,组建体系化、任务型创新联合体,积极开展关键核心技术攻关,构建数字产业生态促进数智技术向上下游企业扩散;对新兴产业而言,应重点布局量子计算、区块链和人工智能等前沿技术,围绕技术成熟度和市场适配性,培育一批具有国际竞争力的数字产业集群,引领数实融合。

第三,强化地区联动发展,拓展经济增长空间助推数实深度融合。首先,积极实施人才引进政策,包括设立创新人才特区、提供人才补贴和简化人才落户流程等为降低创新人才频繁流动带来的不确定性。政府可通过制定长效激励机制、畅通职业发展通道等稳定人才队伍,形成引育并举的创新生态。其次,构建创新资本的长效支持机制:完善风险投资退出机制,鼓励耐心资本的长期投入;针对不同发展阶段的企业数字化需求,设计差异化的金融支持政策,如对初创期的数字企业提供税收优惠、对成长期的数字企业给予贷款贴息、对成熟期的数字企业实施债券融资支持等。最后,探索区域协同的数据治理模式。政府可通过建立跨区域数据共享激励机制,健全数据安全协同治理体系,推动公共数据有序开放和互联互通,进而破除地区信息交互壁垒,为数实融合提供数据支持。

参考文献:

[1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告(2022年10月16日)[M]. 北京:人民出版社, 2022:30.

[2] 中共中央国务院印发《数字中国建设整体布局规划》[N]. 人民日报, 2023-02-28(01).

[3] 中国信息通信研究院. 中国数字经济发展研究报告(2024年)[EB/OL]. [2025-02-26]. https://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202408/t20240827_491581.htm.

[4] 郑江淮, 杨洁茹. 产业数字化发展路径: 互补性、动态性与战略性[J]. 产业经济评论, 2024(2): 60-71.

[5] 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.

[6] 李明珊, 孙晓华, 孙瑞. 要素市场化、结构调整与效率[J]. 管理评论, 2019, 31(5): 40-52.

[7] 周文, 李吉良. 新质生产力与中国式现代化[J]. 社会科学辑刊, 2024(2): 114-124.

[8] 湛泳, 李胜楠. 新质生产力推进产业链现代化: 逻辑、机制与路径[J]. 改革, 2024(5): 54-63.

[9] 张营营, 高煜. 创新要素流动能否促进地区制造业结构优化——理论解析与实证检验[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2019, 39(6): 98-113.

[10] 王林辉, 曹章露, 谭玉松. 研发资本流动、机器设备投资与创新集聚效应: 四大经济区的对比检验[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2021, 23(2): 91-104.

[11] 陈雨露. 数字经济与实体经济融合发展的理论探索[J]. 经济研究, 2023, 58(9): 22-30.

[12] 杨继东, 高秋男, 刘守英. 数字经济、数字产品空间与实数融合发展——基于技术关联与比较优势耦合协调视角[J]. 中国工业经济, 2025(3): 78-96.

[13] 张平淡, 郝时雨, 林琳. 数实融合对碳排放的影响及作用机制研究[J]. 求是学刊, 2025, 52(1): 88-99.

[14] 丁声悱, 白俊红. 专精特新“小巨人”企业资质认定与数实产业技术融合[J]. 研究与发展管理, 2025, 37(3): 79-91.

[15] 赵艺璇, 成琼文. 生态系统视角下企业如何实现“数实”资源融合? [J]. 管理评论, 2024, 36(4): 261-272.

[16] 任保平, 李婧瑜. 以数字融合推动新型工业化的阶段性特征、战略定位与路径选择[J]. 经济与管理评论, 2024, 40(2): 5-16.

[17] 史宇鹏, 曹爱家. 数字经济与实体经济深度融合: 趋势、挑战及对策[J]. 经济学家, 2023(6): 45-53.

[18] 徐亮, 罗雨森, 路正南. 技术创新助推数实融合发展: 理论分析与实证检验[J]. 统计与决策, 2025, 41(6): 178-183.

[19] 刘宝童, 邹华, 侯强, 等. 创新生态系统数实融合演化影响因素识别——基于 DEMATEL-ISM 模型[J]. 科技进步与对策, 2025, 42(19): 35-47.

[20] 冉戎, 花磊, 刘志阳. 加快新质生产力发展的实数融合路径探析[J]. 改革, 2024(9): 115-124.

[21] 沈春苗, 曾红丽, 郑江淮. 最低工资标准上涨与技能偏向性技术进步——基于资本技能互补和技能投资内生化解说[J]. 财经研究, 2024, 50(5): 124-138.

[22] 陈寒钰, 赵紫凤, 刘超. 数据要素市场建设促进了产业数字化发展吗——基于数据交易平台的准自然实验[J]. 宏观经济研究, 2024(1): 61-74.

[23] 陈绍辉, 孙熙国. 资本的二重性与耐心资本的发展进路——基于马克思主义政治经济学的视角[J]. 经济学家, 2025(1): 36-45.

[24] 何德旭, 张昊, 刘蕴霆. 新型实体企业促进数实融合提升发展质量[J]. 中国工业经济, 2024(2): 5-21.

[25] 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.

[26] 舒成利, 赵安格, 黄东, 等. 新发展格局下数字经济产业链发展战略框架研究[J]. 中国科技论坛, 2023(12): 61-71.

[27] 董竹, 李有文. 市场分割与企业数字化转型: 作用机制、应对策略与异质性特征[J]. 经济评论,

- 2024(4):90-104.
- [28] 严翔,黄永春,胡世亮,等.绿色技术转移何以抑制碳排放——基于长三角城市的经验证据[J].管理评论,2023,35(8):171-183.
- [29] 张兵兵,王捷,闫志俊.绿色进口如何驱动碳减排及碳达峰目标实现——基于进口绿色技术复杂度视角[J].南开经济研究,2023(8):119-139.
- [30] 许江波,武瑛,梁鹏,等.数字化采购、供应商合作与企业市场绩效[J].财经研究,2025,51(1):94-108.
- [31] 白让让.水平兼并、低效产能退出和产业结构优化:理论分析与水泥工业的经验证据[J].经济理论与经济管理,2025,45(1):1-20.
- [32] 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.
- [33] 廖斌,李琳,罗啸潇,等.城市蔓延、创新网络联通与区域协同发展[J].中国人口·资源与环境,2023,33(6):128-137.
- [34] 方冬莉.数字经济对中国城市能源利用效率的影响——基于技术赋能和技术外溢视角[J].资源科学,2023,45(2):296-307.
- [35] 刘友金,周健,曾小明.中国与“一带一路”沿线国家产业转移的互惠共生效应研究[J].中国工业经济,2023(2):55-73.
- [36] 曾国安,苏诗琴,彭爽.企业杠杆行为与技术创新[J].中国工业经济,2023(8):155-173.
- [37] 王淑佳,孔伟,任亮,等.国内耦合协调度模型的误区及修正[J].自然资源学报,2021,36(3):793-810.
- [38] 白俊红,王钺,蒋伏心,等.研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J].经济研究,2017,52(7):109-123.
- [39] 宋炜,周勇.创新要素流动、地方保护主义与空间知识溢出——来自2000—2016年中国省级的经验证据[J].管理评论,2021,33(7):107-119.
- [40] 丁焕峰,张蕊,周锐波.工业智能化、要素流动与创新经济地理格局[J].统计研究,2023,40(8):71-85.
- [41] 闫强,许冠南,易兰丽.数据基础设施赋能新质生产力:理论阐释、底层逻辑与优化路径[J].公共管理学报,2025,22(3):102-116.
- [42] 裴延峰.中国产业结构变迁的空间不平衡对地区经济差距的影响[J].数量经济技术经济研究,2022,39(3):3-23.
- [43] 刘强,马彦瑞,徐生霞.数字经济发展是否提高了中国绿色经济效率?[J].中国人口·资源与环境,2022,32(3):72-85.
- [44] 余东华,王爱爱.数字技术与实体经济融合推进实体经济发展——兼论对技术进步偏向性的影响[J].上海经济研究,2023(10):74-91.
- [45] 谢思,房克雷,和军.智慧城市建设能否促进数实融合?——基于双重机器学习的因果推断[J].产业经济研究,2024(4):100-113.
- [46] 韩文龙,张瑞生,赵峰.新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J].数量经济技术经济研究,2024,41(6):5-25.
- [47] 中共中央国务院印发《国家创新驱动发展战略纲要》[N].人民日报,2016-05-20(01).
- [48] WANG G M, SALMAN M, ZHANG K W. Exploring the dynamic spatial spillover and nonlinear threshold effect of urbanization on urban green development efficiency in China [J]. Ecological Indicators,2025,175:113570.
- [49] 陆凤芝,王辉,景光正.网络基础设施建设与绿色高质量发展——来自宽带中国战略的准自然实验[J].统计研究,2024,41(8):112-125.

Can Innovation Factor Flow Promote the Regional Integration of the Digital and Real Economy?

——From the Perspective of Industrial Structure Transformation / Zhou Jionglan¹, Huang Yongchun^{1,2}, Zou Chen³(1. Business School, Hohai University; 2. Hohai University Base of Research Center on Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era in Jiangsu Province; 3. School of Management Science and Engineering, Nanjing Institute of Technology)

Abstract: The integration of the digital and real economy driven by innovation is not only the key to promoting China's "smart manufacturing" transformation and cultivating new quality productive forces, but also an important way to seize the strategic high ground in the digital economy landscape. Based on the provincial panel data in China from 2013 to 2022, this paper empirically tests the impact and mechanism of innovation factor flow on the regional integration of the digital and real economy. The results are as follows: First, innovation factor flow can significantly improve regional integration of the digital and real economy, which is still true after a series of robustness tests. Heterogeneity analysis reveals that there are regional and temporal differences in this effect, which is more pronounced in the central and western regions and after the introduction of the national innovation-driven development strategy. Second, the mechanism testing shows that the flow of innovative factors builds a digital service industry ecosystem and expands digital technology application scenarios through industrial structure transformation, thereby promoting the regional integration of the digital and real economy. Third, given the cross-regional flow characteristics of innovation factors, this paper further constructs a dynamic spatial Durbin model and finds that the flow of innovation factors not only improves the local integration of the digital and real economy but also produces spatial spillovers to adjacent regions. Specifically, the flow of innovative talents significantly enhances local integration of the digital economy and real economy in the short term and spills over to surrounding areas; The flow of innovative capital has a time lag, and its promoting effect is more pronounced in the long run; The flow of data elements has a dual temporal characteristic, that is, it plays a positive role in the short term, but has a negative direct effect in the long run. Research on innovation-driven integration of the digital and real economy provides empirical evidence for the in-depth implementation of innovation-driven development strategies, promoting the coordinated development of digital industrialization and industrial digitization, and winning the initiative in development.

Key words: integration of the digital and real economy; new quality productive forces; innovation factor flow; industrial structure transformation; innovation ecosystem