数字产业协同创新赋能经济高质量发展

谭文君, 胡静
(安徽建筑大学 经济与管理学院,安徽 合肥 230022)

[摘 要]在数字经济时代,“算力、算法与数据”的组合占据价值链的高端位置,是推动创新模式转型及加速经济高质量发展的关键驱动力。文章从数字产业协同创新的内涵与特征入手,基于2012—2022年我国31个省份的面板数据,通过构建空间杜宾模型、检验固定效应和中介效应来探究数字产业协同创新对经济高质量发展的影响,实证研究发现数字产业协同创新显著促进区域经济的高质量发展,且具有显著的空间溢出效应。这意味着,数字产业协同创新不但可以推动本地区经济高效发展,还会对周边地区的经济增长产生推动作用,且对知识溢出起中介作用。此外,数字产业协同创新对东部经济发达地区的经济赋能作用更明显。据此,文章建议为促进经济高质量发展,应完善顶层支持体系来打破时空界限、构建跨区域平台,并以此顺应区域差异来助推数字产业协同创新。

[关键词]数字产业协同创新;知识溢出;经济高质量发展;空间计量模型
doi:10.3969/j.issn.1673-9477.2025.03.005
[中图分类号]F203 [文献标识码]A [文章编号]1673-9477(2025)03-0038-11

进入新时代,中国经济持续转型升级,高质量发展成为国家重要的战略目标。党的二十大报告明确指出,要将推动高质量发展作为核心主题,加快构建现代化经济体系。[1]若要切实推动经济高质量发展迈上新台阶,就必须顺应数字化时代的大趋势。2024年5月国家数据局发布的《数字中国发展报告(2023年)》提出:“借助数字化力量能够有力推动新业态与新模式呈现出蓬勃兴盛之态,进而为实现经济的高质量注入充沛动力。”在此背景下,数字技术以数据资源为关键要素融入生产体系,推动数据要素与传统产业深度融合,逐渐衍生出一系列新型数字产业。这些数字产业在人工智能算法研发、大数据存储与管理等领域具备领先技术,通过跨主体协同合作共享研发成果、技术资源以及创新理念,达成优势互补,携手探索全新商业模式,开发新产品与新服务,进而在区域内逐步构建起数字产业协同创新发展的格局。这不仅有利于提升区域内数字产业的生产效率,促进各类创新资源共享,还有助于降低能源消耗与碳排放,为地区经济高质量发展赋能,加速中国式现代化进程。鉴于此,厘清数字产业协同创新对经济高质量发展的影响及其内在机制,对推动数字产业协同创新赋能经济高质量发展有着极为重要的现实意义。

一、文献综述

学术界围绕经济高质量发展的相关议题展开了深入探讨。在水平测度层面,熊升银等(2023)[2]采用纵横向拉开档次法,针对我国部分省级行政区的经济高质量发展状况展开量化测度;李俊铭等(2024)[3]依据创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念搭建经济高质量发展评价指标体系;马茹等(2019)[4]指出,现阶段经济高质量发展呈现出区域不均衡的态势。对于影响因素方面,已有文献资料显示,数字金融、新质生产力、数字政府建设等诸多因素均能对经济高质量发展起到显著的促进作用。[5-6]鉴于此,是否存在其他因素能够影响经济高质量发展,值得深入探究,这对助力我国早日实现经济可持续发展以及生态环境持续优化的目标意义重大。

数字产业协同创新是影响经济高质量发展的重要因素,已有的相关研究如下。一方面,有研究表明,知识产权、技术标准及运营策略在驱动产业创新发展进程中发挥着重要作用。明确的知识产权界定有益于保障组织内部协同治理的高效推进。[7-9]进一步从协同创新视角来看,数字产业凭借知识溢出与知识共享效应,创造全新市场需求,深化创新链与产业链的融合,成为推动产业升级与经济进步的关键

[投稿日期]2024-12-07
[基金项目]安徽省社会科学创新发展研究课题(编号:2023CX189)
[作者简介]谭文君(1982—),女,安徽宣城人,博士,副教授,研究方向:国际贸易理论、区域经济。

要素,这能够有效提升科技成果向现实生产力的转化速率,进而促使新型生产力快速孕育成型。[10-11] 另一方面,数字产业协同创新通过优化资本要素与人力要素的配置效率,大幅提升了产业附加值[12-13],加快了相关企业数字化转型、提高了数字金融服务水平以及增强了相关产业创新活跃度,切实降低了碳排放强度。[14] 此外,有学者着重指出,数字产业间的协同创新依托低碳技术的革新,不仅直接推动了产业生产率的提升,还加速了传统产业向绿色化、低碳化转型,为整体经济的绿色高质量发展注入强劲动力。[15]

上述文献针对经济高质量发展的测度、影响因素,以及数字产业协同创新所产生的经济效应进行了验证,然而,鲜少有文献直接深入剖析数字产业协同创新与经济高质量发展二者间的内在关联,尤其是从空间维度展开探讨。鉴于此,本文尝试从以下方面展开实证分析,以求进一步丰富现有的研究成果。第一,在研究视角层面,选取数字产业协同创新作为切入点,深入探讨数字产业协同创新在发展进程中的态势,剖析其对推动经济高质量发展所潜藏的理论逻辑,以此助力经济社会绿色化转型目标加速达成。第二,在研究内容层面,引入知识溢出这一关键要素作为中介变量,用以阐释数字产业协同创新同经济高质量发展二者间的内在关联。第三,在研究方法层面,从空间溢出视角出发,运用实证手段考察数字产业协同创新对经济高质量发展所产生的影响。

二、理论分析与研究假设

(一)数字产业协同创新对经济高质量发展的直接效应

相比于普通产业,数字产业具有更强的渗透性,其多样化的参与主体能够促进各类创新要素的流动以及资源的累积,进而推动数字创新韧性不断提升,形成对区域经济高质量发展的有力驱动。[16] 尤其在智能服务平台生态系统得到广泛应用的当下,虚拟产业集聚与实体产业集聚并行的双重集聚态势已然形成,生产关联效应显著增大,这不仅持续提升了区域创新绩效,还避免了资源浪费与环境污染[17],为推动经济高质量发展带来了深远影响。

一方面,数字产业已成为驱动数字经济高质量发展的关键力量,发挥着战略性、基础性与引领性作用,是增强经济发展新动能的关键引擎。深入来说,数字产业协同创新能促进经济结构的优化及产业链的升级[11],依托数字技术开展的产业链创新,能够充分发挥链上主体的正外部效应,推动资源、知识与技术实现高效流转,生产出附加值高、污染排放低的产品,助力绿色全要素生产率稳步提升。[18] 与此同时,数字产业协同创新还会倒逼消费者消费升级,进一步扩大绿色经济规模,充分降低消费环节的污染排放[19],为经济的健康发展赋能。

另一方面,数字产业的发展从本质上来说是由创新驱动的,它借助数字化手段为传统产业注入新的活力,促使传统制造业、农业以及服务业等逐步迈入数字化与智能化的转型轨道,以此优化整体的产业格局,实现经济高质量发展。数字产业内各主体之间的协同合作能够有效整合优势技术资源,加速数字技术的研发与突破。毛丰付等(2023)[20] 提出企业能够提供市场需求导向以及应用场景,高校和科研机构则能贡献前沿理论与基础研究成果,各方携手共同攻克关键技术难题。这些先进的数字技术被直接应用于生产过程,促使生产的自动化与智能化程度大幅提升,进而提高了产品及服务的品质,助力经济实现高速且高质量的发展。据此,本文提出假设 1。

假设 1:数字产业协同创新能够促进经济高质量发展。

(二)数字产业协同创新对经济高质量发展的空间溢出效应

数字产业自身带有极为显著的空间集聚特性,凭借技术溢出效应,可有力促进产业生态内部的融合协作。这种协同效应不仅推动了清洁能源以及环保技术大步向前发展,而且数字化与智能化的生产方式还大幅削减了资源的使用量,极大减轻了环境污染程度,进而全方位促进了经济的高质量发展。

研究者运用空间杜宾模型,深入剖析了数字经济发展对绿色经济发展所产生的效应。研究结果表明:数字经济的发展呈现出显著的空间差异性特征;同时,数字经济的发展能够切实有效地提升数字产业的创新效率,带动绿色经济蓬勃发展。[21] 一方面,在区域内部,行之有效的数字产业协同创新模式往往会产生示范效应,吸引更多的相关资源向该区域汇聚,产业结构得以优化升级,区域经济也被激发了活力。如某一地区的数字金融协同创新成果会促使周边企业效仿并与之合作,形成区域数字产业生态群落,为区域经济高质量发展注入强劲动力。[22] 另一方面,在区域之间,依托信息网络以及人才流动等

要素,数字产业协同创新成果能够突破地理界限实现广泛传播。发达地区先进的数字产业协同创新经验、技术标准以及创新文化等要素会向欠发达地区逐步扩散。发达地区成熟的数字协同创新模式,可以通过培训交流、产业转移等途径,被其他地区借鉴吸收,带动后者在相关数字产业领域快速发展,逐步缩小区域经济差距[23],助力经济高质量发展格局的形成。据此,本文提出假设2。

假设2:数字产业协同创新赋能经济高质量发展存在空间溢出效应。

(三)数字产业协同创新通过知识溢出对经济高质量发展产生间接效应

在数字技术的驱动下,不同数字产业主体之间得以实现数据共享与交互。以数字制造业与数字服务业的协同创新为例,制造业企业在无边界网络空间中形成虚拟集聚形态,精准获取市场需求信息以及供应链上下游的资源动态,打通了要素供求双方的信息壁垒。这不仅极大地提升了知识溢出水平,还使得有限的人力、物力和财力资源流向最具价值创造潜力的领域和环节,进而推动整个产业体系的有效发展。[24]

数字产业协同创新在促进知识溢出方面有着积极作用。一方面,在协同创新过程中,数字技术为知识的快速传播和扩散提供了便利渠道,如通过数字化平台、在线研发社区等,创新主体能够实时共享技术知识、管理经验和市场信息。这种效应不仅体现在同一产业内不同企业间的知识外溢,还跨越了不同数字产业边界,激发出新的创意和创新思路,加速技术创新的迭代速度,进而推动整个数字产业集群乃至相关产业的创新能力提升。[25]另一方面,知识作为一种特殊的生产要素,其溢出效应能够让更多的经济主体从创新成果中获益。第一,知识的扩散有助于提升企业的技术水平和创新能力,助力企业开发出更高附加值的产品与服务,以提升在全球产业链中的地位。[26]第二,知识的溢出效应可以推动新兴产业的崛起,加速传统产业向数字化变革,增强产业链的韧性。第三,广泛的知识传播有利于强化劳动者素质和全社会的创新意识,营造优良的创新创业生态环境,从长期来看,能够为经济高质量发展筑牢稳固的人才根基与创新文化基石。据此,本文提出假设3。

假设3:知识溢出在数字产业协同创新对经济高质量发展的影响关系中发挥中介效应。

三、研究设计

(一)变量测度

1. 被解释变量

本文以区域经济高质量发展(*Hq*)为被解释变量。随着经济高质量发展的内涵与外延不断拓展并日益清晰,仅凭借全要素生产率这一单一指标去评价经济高质量发展水平,已难以契合研究的需求。故而,本文参考贺健等(2020)[27]的研究,遵循新的发展理念,从创新、协调、绿色、开放、共享五个方面着手,利用熵权法系统地构建了区域经济高质量发展的评价指标体系,该体系包括5个一级指标和18个二级指标。

2. 解释变量

本文以数字产业协同创新(*Dici*)为解释变量。数字产业协同创新是指具有高渗透和技术密集型的数字产业在创新过程中形成的相互关联、相互促进的动态过程。在创新体系中,可以将数字产业大致划分为数字创新供给与需求两大板块。其中,数字创新供给板块主要涵盖了那些积极开展创新活动的数字行业,这些行业的发展离不开数字需求的驱动。与此同时,数字创新需求板块要依靠数字创新供给板块的有力支撑,并且具备推动供给板块发展的能力,以此来满足不断增长的数字创新需求。而这种驱动力量,也就是数字创新驱动,主要针对那些自身发展依赖于数字创新供给,同时又能对供给起到显著促进作用的数字行业。数字需求与供给两大板块之间相互促进,共同构建起了一个协调统一的数字创新生态系统。[28]与此同时,根据国家统计局所颁布的数字经济及其核心产业统计分类准则,借鉴相关文献[9],本文从数字产业协同创新供给、数字产业协同创新需求两个维度选取指标,建立如表2所示的数字产业协同创新指标体系,并利用熵权法与物理耦合模型测得数字产业协同创新综合指数。

3. 中介变量

本文的中介变量为知识溢出(*Ks*)。借鉴盛巧燕等(2024)[29]的研究,以专利申请通过数量的对数表示某一地区知识溢出水平。一般而言,专利申请数量可象征某一地区知识与技术产出水平,其数量越多,说明对外部产生知识溢出的可能性越大。

4. 控制变量

遵循已有参考文献[30-31],本文选取以下5个控制变量。产业结构高级化(*Ais*)以第三产业增加值与第二产业增加值的比值来衡量;对外开放程度(*Trade*)以进出口总额与地区生产总值的比值来衡

量;人力资本水平(Hcl)以高等学校在校生人数与总人口的比值来衡量;经济发展水平($lnPgdp$)以人均 GDP 的对数值来衡量;工业化水平($Indus$)以工业增加值与地区生产总值(以下简称地区 GDP)的比值来衡量。

表 1　经济高质量发展评价指标体系

一级指标	二级指标	指标解释	指标性质
开放发展	对外贸易依存度	进出口总额/地区 GDP	正向
	外商投资比重	外商投资总额/地区 GDP	正向
	市场化程度	股票市值/GDP×100%	正向
协调发展	需求结构	社会消费品零售总额/地区 GDP	正向
	城乡结构	城镇人口/年末常住人口	正向
	政府债务负担	地方财政国债还本付息支出一般预算支出	负向
	产业结构	第三产业增加值/地区 GDP	正向
创新发展	GDP 增长率	地区 GDP 增长率	正向
	研发投入强度	规模以上工业企业 R&D 经费/地区 GDP	正向
	投资效率	投资率/地区 GDP 增长率	负向
	技术交易活跃度	技术交易成交额/地区 GDP	正向
共享发展	劳动报酬比重	劳动者报酬/地区 GDP	正向
	居民收入增长弹性	居民人均可支配收入增长率/地区 GDP 增长率	正向
	城乡消费差距	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出	负向
	民生性财政支出比例	地方财政教育支出、医疗卫生支出、住房保障支出、社会保障和就业支出占地方财政预算支出的比重	正向
绿色发展	能源消费弹性	能源消费增长率/地区生产总值增长率	负向
	单位产出废水	废水排放总量/地区 GDP	负向
	单位产出废气	二氧化硫排放总量/地区 GDP	负向

表 2　数字产业协同创新评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位
数字产业创新供给	数字制造业	R&D 人员全时当量	人/年
		R&D 经费支出/GDP	%
		新产品开发项目数	个
	软件与信息技术服务业	研发人员数量	人
		研发经费/GDP	%
		新产品销售额	万元
数字产业创新需求	电信业	移动电话普及率	%
		电信业务总量	亿元
	互联网	网站、网页数	万个
		互联网宽带接入用户数	万个

(二)模型构建

为了有效验证数字产业协同创新对我国经济高质量发展所产生的直接效应,同时充分考虑时间与空间的异质性特征,本文率先构建了一个基于双向固定效应的基础计量模型,旨在揭示数字产业协同创新在推动经济高质量发展进程中所发挥的直接影响力度。

$$Hq_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dici_{i,t} + \alpha_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

式中,$Hq_{i,t}$ 为省份 i 在 t 时期的经济发展水平,$Dici_{i,t}$ 为省份 i 在 t 时期的数字产业协同创新水平,向量 $Z_{i,t}$ 包含了多个控制变量;μ_i 表示省份 i 的个体固定效应,该效应在不同时间点上保持不变;δ_t 用于控制时间固定效应;$\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。这里,如果回归系数 α_1 显著为正,则表明数字产业协同创新能够促进经济高质量发展。

为进一步探讨数字产业协同创新对经济高质量发展所引发的空间溢出效应,本文在原有双向固定效应模型(1)的基础上,纳入了空间交互项,从而构建了一个更为精细化的空间面板计量模型。

$$Hq_{i,t} = \alpha_0 + \rho WHq_{i,t} + \varphi_1 WDici_{i,t} + \alpha_1 Dici_{i,t} + \varphi_c WZ_{i,t} + \alpha_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中,ρ 象征空间自回归系数;W 是空间权重矩阵,例如可以使用经济距离矩阵等;ϕ_1 和 ϕ_c 分别是核心解释变量及控制变量空间交互项的回归系数。式中涵盖了被解释变量和解释变量的空间交互项,此模型被称为空间杜宾模型(SDM)。通过分析空间自回归系数 ρ 和空间交互效应系数,可以评估是否存在空间溢出效应。

为讨论数字产业协同创新对于经济高质量发展可能存在的作用机制,检验知识溢出是否起到中介作用,构建中介效应模型,同时基于式(2)对我国经济高质量发展中知识溢出的空间溢出效应进行分析,本文进一步引入了式(3)和式(4),采用逐步回归法构建了中介效应模型,选取对模型贡献最大的变量,从而减少共线性的影响。此外,本文将该模型扩展至空间面板杜宾模型(SPDM),其具体设定如下。

$$Ks_{i,t} = \beta_0 + \rho WKs_{i,t} + \varphi_1 WDici_{i,t} + \beta_1 Dici_{i,t} + \varphi_c WZ_{i,t} + \beta_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Hq_{i,t} = \gamma_0 + \rho WHq_{i,t} + \varphi_1 WDici_{i,t} + \gamma_1 Dici_{i,t} + \varphi_2 WKs_{i.t} + \gamma_2 Ks_{i,t} + \varphi_c WZ_{i,t} + \gamma_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

具体的检验步骤如下:在数字产业协同创新对经济高质量发展水平的空间面板计量模型(2)的系数 α_1 显著性通过检验的基础上,分别构建 *Dici* 对于中介变量 *Ks* 的线性回归方程(3),以及 *Dici* 与中介变量 *Ks* 对 *Hq* 的回归方程(4),通过考察回归系数 β_1、γ_1 和 γ_2 的显著性来判断中介效应是否显著存在。β_1 若显著,则表明数字产业协同创新对知识溢出有显著影响。在 γ_2 显著的前提下,γ_1 若也显著,则表明知识溢出在数字产业协同创新促进经济发展中起到了部分中介作用,γ_1 若不显著,则表明知识溢出在数字产业协同创新促进经济发展中起到了完全中介作用。

(三)数据来源与变量描述性统计

本文聚焦于我国31个省份(由于数据获取与缺失问题,本文剔除香港、澳门和台湾的相关数据),时间范围覆盖2012—2022年,旨在探讨数字产业协同创新对经济高质量发展的影响机制。数据主要来自《中国统计年鉴》《中国信息产业年鉴》《中国环境统计年报》,以及各省份的统计年鉴、中经网数据库和国泰安CSMAR数据库。在此基础上,对部分缺失的数据采用线性插值法进行了填补,最终,各变量的描述性统计结果如表3所示。

表3 描述性统计结果

变量	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
经济高质量发展	*Hq*	341	0.3006	0.1271	0.1027	0.7804
数字产业协同创新	*Dici*	341	0.2300	0.1890	0.0219	0.9570
知识溢出	*Ks*	341	7.9553	1.5228	1.7918	10.9334
产业结构高级化	*Ais*	341	1.1307	0.6697	0.2759	5.2968
对外开放程度	*Trade*	341	0.2550	0.2723	0.0076	1.4409
人力资本水平	*Hcl*	341	0.0161	0.0065	0.0046	0.0360
经济发展水平	*lnPgdp*	341	9.3190	0.4643	8.4715	10.8085
工业化水平	*Indus*	341	0.3509	0.0977	0.0716	0.5594

四、实证研究

(一)直接效应

本文对方程(1)进行了回归分析,其结果见表4。在不包含任何控制变量的基础上,*Dici* 的回归系数表现出显著性,在1%的置信水平上呈现正值(1.7915)。随后,本文逐步引入了产业结构的高级化、对外开放程度、人力资本水平、经济发展水平以及工业化水平等控制变量。可以发现,无论是否考虑控制变量,数字产业协同创新对经济高质量发展的影响都在1%的显著水平下为正,这一发现表明数字产业协同创新对推动经济高质量发展具有显著影响,从而支持了本文的假设1。

(二)空间溢出效应

本文通过全局莫兰指数(Moran's I)来检验 *Hq* 的空间自相关性,Moran's I 的计算公式如下所示。

$$\text{Moran's I} = \frac{n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}} \quad (5)$$

式中,n 代表省份数量;w_{ij} 表示空间权重系数;x 和 $\bar{x}$ 分别为待检测变量及其均值。空间自相关系

数 I 的取值范围介于-1 至 1 之间,若 0<I≤1,则表明变量 x 呈现出空间正相关性;若-1≤I<0,则意味着变量 x 表现出空间负相关性。由表 5 可以发现,*Hq* 的 Moran's I 值在绝大部分年份显著为正,这表明 *Hq* 存在空间相关性,但是否真的存在空间溢出还需要通过回归结果来进一步判断。

表 4　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dici	1.7915***	1.0552***	1.0611***	1.2185***	1.1747***	1.1860***
	(0.2370)	(0.2161)	(0.2163)	(0.2205)	(0.2182)	(0.2189)
Ais		1.3189***	1.3339***	1.3724***	1.4658***	1.4709***
		(0.1291)	(0.1293)	(0.1284)	(0.1307)	(0.1310)
Trade			-0.0090	-0.0103	-0.0079	-0.0080
			(0.0116)	(0.0115)	(0.0114)	(0.0114)
Hcl				-0.1800***	-0.1906***	-0.1898***
				(0.0622)	(0.0615)	(0.0616)
lnPgdp					0.5498***	0.5505***
					(0.1867)	(0.1868)
Indus						-0.0698
						(0.0922)
Constant	-0.0660	-0.0180	-0.0098	1.6305***	1.6285***	1.6454***
	(0.0542)	(0.0468)	(0.0481)	(0.5689)	(0.5617)	(0.5625)
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	341	341	341	341	341	341
R^2	0.4881	0.6224	0.6232	0.6335	0.6440	0.6447

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上显著。

表 5　莫兰指数

年份	I	z	*P* 值
2012	0.128	1.613	0.053
2013	0.137	1.688	0.046
2014	0.149	1.782	0.037
2015	0.141	1.714	0.043
2016	0.140	1.637	0.051
2017	0.175	1.973	0.024
2018	0.149	1.706	0.044
2019	0.119	1.445	0.074
2020	0.118	1.448	0.074
2021	0.119	1.429	0.077
2022	0.122	1.431	0.076

检验结果表明,经济高质量发展的过程中显著存在着空间溢出效应的依赖性,为确定空间计量模型的具体形态,本文进一步运用 LM、LR、Wald、Hausman 及效应检验方法进行检验。结果表明,空间杜宾模型并未简化为空间误差模型或空间滞后模型,因此本文选用空间杜宾模型对数字产业协同创新与经济高质量发展的关系展开实证分析。

根据表 6 所示的空间杜宾模型回归结果,空间自回归系数 ρ 值为 0.2032,并且这一系数在 1%的显著水平上显著,说明经济高质量发展有空间溢出效应,即一个城市的经济增长会对邻近省份的经济增长产生影响。在分析核心解释变量的影响时,数字产业协同创新水平直接效应的系数为 1.9979,但

表 6　空间杜宾模型回归结果

变量	(1)	(2)
Dici	0.0101**	2.0290***
	(0.0422)	(0.2139)
W×Dici	-0.2339***	-1.1329***
	(0.0581)	(0.3249)
ρ	0.2053**	0.2032***
	(0.0516)	(0.0534)
控制变量	否	是
直接效应	0.2769**	1.9979***
	(0.0566)	(0.2109)
间接效应	-0.0101	-1.0188***
	(0.0422)	(0.3266)
总效应	0.2688*	0.9791***
	(0.0641)	(0.3531)
N	341	341
R^2	0.4696	0.7647

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上显著。

其间接效应为-1.0188,且两者都通过了至少1%的显著性检验。这表明,无论是在本地还是相邻区域,数字产业协同创新能力的增强均对经济高质量发展水平展现出显著的影响。

值得一提的是,数字产业协同创新总效应的系数为0.9791,总效应可理解为某地区数字产业协同创新对该地区整体经济发展水平产生的平均影响力度。为了更有效地促进经济高质量发展,亟需加速数字技术的研发进程,并大力推动地区间的数字产业信息共享与优势互补,同时强调产业链的数字化协同,并建立动态的竞争力评估体系。

(三)稳健性检验

稳健性检验是经济研究中不可或缺的一环,旨在确保回归模型所得结论在不同情境与条件下均能保持其可靠性和有效性。针对数字产业协同创新对经济高质量发展影响的探讨,本文采取了以下策略进行稳健性检验:一是实施滞后一期处理,二是替换权重矩阵,三是更换核心解释变量,四是剔除重点城市。这些检验措施的核心目的在于验证研究结论的稳健性,以此提升研究结果的可信度和科学性,确保所得结论在不同情境下均能保持其稳定性和可靠性。

1.滞后一期处理

在经济与社会发展的进程中,政策或技术的实际影响通常不会立即显现,而是存在一定的时间滞后效应。鉴于此,本文运用滞后一期的方法对数字产业协同创新变量进行处理,并将滞后一期的数字产业协同创新作为自变量,对经济高质量发展进行回归分析,结果如表7中的第(1)列所示。回归结果表明,数字产业协同创新的系数为1.8624,且在1%的显著性水平上显著为正。这意味着,即便考虑到滞后效应,数字产业协同创新对经济高质量发展的促进作用仍然显著,即数字产业协同创新不仅在短期内可促进经济高质量发展,其影响还具有显著的持久性。

2.更换权重矩阵

在探讨空间计量模型的研究框架时,正确选取空间权重矩阵对于确保模型输出结果的准确性起着关键作用。为深入检验模型的稳健性,本文采用了替换权重矩阵的策略,具体而言,是把原先所采用的反距离平方矩阵替换为经济地理嵌套矩阵,进而重新针对数字产业协同创新与经济高质量发展之间的关系进行回归分析,结果如表7中的第(2)列所示。回归结果显示,数字产业协同创新的系数为2.2277,且在1%的显著性水平上显著为正。这一结果意味着,即便运用不同的空间权重矩阵,数字产业协同创新对经济高质量发展的正向促进作用依然显著且稳定。这种显著的正面效应不仅体现在区域间的距离因素上,还体现在经济距离的影响方面,从多个维度证实了数字产业协同创新在推动经济高质量发展方面具有坚实的有效性。

3.替换核心解释变量

为了更加精准、有效地衡量数字产业协同创新指标,本文运用主成分分析法(PCA)进行赋权操作。该方法能够切实降低指标间的相关性,精准提取关键成分,进而为后续的回归分析提供更为明晰、更具效力的变量,相关结果展示于表7的第(3)列。经PCA赋权后,数字产业协同创新的回归系数为1.3434,并且在1%的显著性水平上显著为正。这一结果进一步证实了即便更换核心解释变量的衡量手段,数字产业协同创新对经济高质量发展的促进作用依旧稳定显著,由此进一步验证了前文的研究假设。

4.剔除重点城市

鉴于北京、天津、上海以及重庆汇聚了大量的人力、物力、财力等各类资源,在此基础上,其数字产业协同创新水平更为突出。本文在进行样本回归分析时,将剔除这四个直辖市以确保研究结果更具针对性与可比性,结果如表7中的第(4)列所示。回归结果显示,数字产业协同创新的系数为0.5413,且在1%的显著性水平上显著为正。这表明,在剔除发展水平较高的重点城市的情况下,数字产业协同创新对经济高质量发展的促进作用依然显著,保证了结果的稳健可靠性。通过实施滞后一期处理、采用多样化的权重矩阵、替换核心解释变量以及剔除重点城市等一系列稳健性检验手段,本文的假设得到了全面而深入的验证。

(四)内生性检验

为解决数字产业协同创新与经济高质量发展之间可能出现的内生性问题,本文采用了工具变量法来规避由双向因果关系、测量误差及遗漏变量等因素引发的估计偏差。研究借鉴了张涛等(2022)[32]构建的Bartik工具变量方法及谢云飞(2022)[33]选择工具变量的策略,将各地区的地形坡度作为工具变量,并参照全国数字协同创新增长率的统计数据,将其巧妙地扩展为面板数据形式。在选择工具变量时,我们严格遵循了两个核心原则:一是工具变量需与内生解释变量高度相关,以确保其能有效替代原解释变量;二是工具变量应具备外生性,而地形起伏度恰好满足了这两个条件。一方面,地形起伏度与数字产业协同创新

表 7　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Dici		2.2277***	1.3434***	0.5413***
		(0.2322)	(0.1479)	(0.0868)
I. Dici	1.8624***			
	(0.2923)			
W×Dige		−0.1483**	−0.9493*	−0.4221*
		(0.0675)	(0.2399)	(0.2540)
ρ		0.0790***	0.0532**	0.0353***
		(0.0676)	(0.0591)	(0.0994)
直接效应		2.2390***	1.3076***	0.5274***
		(0.2374)	(0.1282)	(0.0994)
间接效应		−0.2543	−0.9291*	−0.1827
		(1.5362)	(0.2246)	(0.1995)
总效应		1.9847*	0.3785*	0.3447***
		(1.4597)	(0.2447)	(0.1723)
控制变量	YES	YES	YES	YES
控制年份/省份	YES	YES	YES	YES
Constant	1.8428**			
	(0.7316)			
N	310	341	341	297
调整 R^2	0.5015	0.4025	0.2144	0.2150

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上显著。

活动在地理空间上的分布和发展潜力密切相关;另一方面,鉴于地形起伏度属于长期自然演化形成的特征,对经济高质量发展的直接作用几乎可以忽略不计。根据表 8 检验结果可知,LM 检验的统计量达到了 27.016,且在 1%的显著性水平上显著,从而拒绝了原假设。与此同时,进一步通过 KP Wald 检验对弱工具变量进行了验证,结果证实,所采用的工具变量并未出现弱工具变量的问题。这再次证明了该工具变量的适用性和有效性。在利用地形坡度和全

表 8　内生性检验结果

变量	第一阶段 *Dici*	第二阶段 *Hq*
Dici		0.5075***
		(2.83)
IV	0.3850***	
	(21.65)	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	27.016***	
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	28.815***	
控制变量	是	是
时间固定	是	是
个体固定	是	是
N	341	341
R^2	0.5697	0.3931

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上显著。

国数字协同创新增长率的交互项作为工具变量,成功识别并控制内生性问题后,我们发现数字产业协同创新赋能经济高质量发展的积极影响依然显著且稳健。

(五)中介效应检验

前文已经证实了数字产业协同创新对经济高质量发展具有显著影响。为了更深入地探讨这一影响机制,本文进一步利用中介效应模型,检验知识溢出在其中是否起到了中介作用。为了避免共线性问题可能对中介效应的准确性产生的干扰,本文通过 Stata 软件来严谨地检测变量间的多重共线性情况。检测结果表明,所有变量的方差膨胀因子(VIF)均维持在 5 以下的水平,这是一个能普遍接受的阈值,结果见表 9。第(1)列证实了数字产业协同创新对经济高质量发展具有积极影响,第(2)列验证了数字产业协同创新影响知识溢出(*Ks*)。可看出第(1)列的回归结果与前文的回归结果一致,数字产业协同创新的系数为 2.0290 并在 1%的显著性水平下显著,在第(2)列中,我们观察到数字产业协同创新对知识溢出的影响系数为 0.6262,该系数在 1%的水平下显著。这一结果意味着数字产业协同创新能够有效促进知识溢出,与大部分学者的研究结论相一致;相比于第(1)列,第(3)列中数字产业协同创新(*Dici*)对

经济高质量发展的影响系数(1.1676)在1%的显著水平上显著。这些深入的分析结果清晰地揭示了一个重要的机制:将数字产业协同创新和知识溢出同时纳入模型进行考察时,知识溢出展现出了显著的部分中介效应,假设3得到验证。

表9 中介效应检验结果

变量	(1) *Hq*	(2) *Ks*	(3) *Hq*
Dici	2.0290***	0.6262***	1.1676***
	(0.2139)	(0.0737)	(0.2044)
Ks			1.4043***
			(0.1363)
控制变量	YES	YES	YES
间接效应	-1.0188***	-0.0353	-0.5340**
	(0.3266)	(0.1101)	(0.2314)
N	341	341	341
R^2	0.7647	0.3323	0.4421

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著。

(六)区域异质性分析

在赋能经济高质量发展的过程中,数字产业协同创新可能会因为地区发展差异而呈现出异质性影响。本文把全国的31个省份依照地域特征归类为东、中、西部地区①,并采用空间杜宾模型对这些区域进行了异质性分析,结果见表10。由表格数据可知,数字产业协同创新赋能经济高质量发展具有显著差异,其中东部地区所受影响效应在1%的水平上显著,而中部、西部地区并未呈现显著特征。可能的原因在于东部地区的经济增速较快,数字产业的协同创新能力较强,这种创新能力促进了人工智能、大数据、物联网等一系列数字技术的持续升级与革新。凭借这些先进数字技术的应用,其他行业得以实现自身的转型与升级,进而有助于经济高质量发展。此外,东部地区较高的数字产业协同创新水平能够促进智能建造、工业互联、智慧能源等快速落地应用,释放的红利边际效应愈发强劲,有效赋能经济高质量发展。而在中西部地区,数字产业协同创新对经济高质量发展的影响未达到显著程度,这可能是由于中西部数字基础设施相对薄弱,创新资源分配不均等因素所致,它们极大地限制了协同创新效能的发挥。

表10 分组回归结果

变量	地区分组		
	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部
Dici	2.1689***	0.9155	0.4961
	(0.2444)	(0.0765)	(0.3260)
W×Dici	0.5376	-0.7200	-1.2245
	(0.5432)	(0.1968)	(0.9710)
ρ	0.3214***	-0.5662***	-0.1165
	(0.1198)	(0.1183)	(0.1385)
直接效应	1.1523***	1.1506*	0.5380
	(0.2647)	(0.0886)	(0.3454)
间接效应	0.5695	-0.8184	-1.1106
	(0.4512)	(0.1493)	(0.9099)
总效应	1.7218***	0.3322	-0.5726
	(0.3303)	(0.1330)	(0.8553)
控制变量	YES	YES	YES
N	121	88	132
R^2	0.3251	0.1762	0.1252

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著。

五、结论与政策建议

(一)研究结论

本文基于2012—2022年我国31个省份的面板数据,构建空间计量模型实证分析数字产业协同创新赋能经济高质量发展情况,得出如下结论:第一,数字产业协同创新对经济增长具有显著正向推动作用,它借助知识溢出的传导效应间接提升经济高质量发展水平,且顺利通过一系列稳健性检验。第二,数字协同创新拥有跨越区域时空界限的特性,其对经济高质量发展所产生的影响呈现出空间溢出效应。具体来讲,数字产业协同创新不但能够驱动本省经济增长,还会对相邻省份的经济发展产生影响。第三,从区域异质性结果来看,数字产业协同创新对东部地区的经济发展有显著提升作用,对中西部地区的作用相对不够显著。

(二)政策建议

第一,完善顶层支持体系,发挥数字产业协同创新优势。要以推动经济高质量发展作为政策的核心目标,政府应当借助公共财政扶持之力,精心创设“智慧+”应用场景模式,切实提升知识溢出的速率,为数字技术创新扩散筑牢专业知识溢出支撑,稳固共享技术的制度基石,在数字技术蓬勃发展的大环境下,知识创造的溢出效应不断加强,推动上下游企

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

业共同参与创新活动，助力经济高效发展。

第二，打破时空界限，构建跨区域平台。要强化数字产业创新范畴内跨区域合作与交流平台的全方位建设，建立健全人才、技术等核心要素的常态化交流机制，力求推动数字产业达成更深层次的协同创新并实现持续稳健发展。同时借助政策的引导和市场机制的驱动，促使跨区域产业链中上下游企业深化紧密合作，塑造互补性强、协同共进的产业布局，携手推进绿色技术研发进程，充分挖掘数字产业协同创新所蕴含的空间溢出效应及其多元溢出渠道，为经济高质量发展筑牢根基、提供坚实保障。

第三，顺应区域差异，精准施策。鉴于数字产业协同创新对东部地区经济高质量发展有着显著的推动作用，各区域需依据自身特色与资源条件，灵活调整发展策略，携手推进数字产业的协同创新进程。政府应加大对中西部地区的数字基础设施投资，缩小各地的数字鸿沟，同时，中西部地区自身应激发本地的数字技术市场活跃度，引导数字产业与当地特色产业深度融合，促进知识溢出，进而实现全国范围内经济的均衡提升。

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[N]. 人民日报，2022-10-26(01).

[2]熊升银，吴代彬，任泽娟. 中国经济高质量发展的时空格局与空间效应[J]. 统计与决策，2023，39(10)：95-99.

[3]李俊铭，黄海刚，夏友富，等. 数字经济与城市高质量发展：影响效应与作用机制[J]. 统计与决策，2024，40(20)：30-36.

[4]马茹，罗晖，王宏伟，等. 中国区域经济高质量发展评价指标体系及测度研究[J]. 中国软科学，2019(7)：60-67.

[5]王年咏，张珂，张目. 数字金融对城市经济高质量发展的影响效应与机制检验[J]. 统计与决策，2023，39(5)：125-130.

[6]杜传忠，疏爽，李泽浩. 新质生产力促进经济高质量发展的机制分析与实现路径[J]. 经济纵横，2023(12)：20-28.

[7]CHEN Y，RICHTER J I，PATEL P C. Decentralized governance of digital platforms[J]. Journal of Management，2021，47(5)：1305-1337.

[8]LI X，ZHANG Y，ZHOU S，et al. Exploration and future trends on spatial correlation of green innovation efficiency in strategic emerging industries under the digital economy：A social network analysis[J]. Journal of Environmental Management，2024，359：121005.

[9]戚聿东，杜博，叶胜然. 知识产权与技术标准协同驱动数字产业创新：机理与路径[J]. 中国工业经济，2022(8)：5-24.

[10]苏屹，曹铮. 京津冀区域协同创新网络演化及影响因素研究[J]. 科研管理，2023，44(3)：43-55.

[11]傅利平，张恩泽，黄旭. 创新资源集聚、区域协同创新与京津冀高质量发展[J]. 科学学与科学技术管理，2024，45(2)：35-50.

[12]宋培，白雪洁，李琳，等. 数字产业创新对产业结构现代化的影响研究[J]. 科学学研究，2024，42(1)：170-182.

[13]曹华莹. 数字产业协同创新对全要素碳生产率的影响研究[J]. 现代管理科学，2024(1)：74-82.

[14]张元庆，刘烁，齐平. 数字产业协同创新发展对碳排放强度影响研究[J]. 西南大学学报(社会科学版)，2023，49(3)：114-128.

[15]石艳文，许门友. 数字产业协同创新对绿色高质量发展的影响[J]. 技术经济与管理研究，2024(2)：89-94.

[16]刘和东，鲁晨曦. 创新生态系统韧性对经济高质量发展的影响[J]. 中国科技论坛，2023(1)：48-57.

[17]陈岩，张李叶子，宋文彬. 智能服务赋能创新型城市群建设路径研究——实体与虚拟产业集聚视角[J]. 科技进步与对策，2022，39(9)：33-41.

[18]李健. 数字经济、产业链创新与绿色全要素生产率[J]. 统计与决策，2024，40(9)：129-134.

[19]张东玲，焦宇新. 农业保险、农业全要素生产率与农户家庭经济韧性[J]. 华南农业大学学报(社会科学版)，2022，21(2)：82-97.

[20]毛丰付，邵芳琴，邵慰. 数字产业化对绿色全要素生产率的影响研究[J]. 工业技术经济，2023，42(6)：19-25.

[21]朱喜安，马樱格. 数字经济对绿色全要素生产率变动的影响研究[J]. 经济问题，2022(11)：1-11.

[22]秦晓丽，侯跃. 产业集聚与城市能源效率：理论机制与空间经验证据[J]. 北京理工大学学报(社会科学版)，2023，25(5)：28-39.

[23]贾康，韩娇. 创新创业对经济高质量发展的影响及其空间溢出效应：数字化转型的中介作用[J]. 经济体制改革，2023(6)：33-42.

[24]柴泽阳，陈宇科，孔令丞. 虚拟集聚能否助推城市经济绿色发展？[J]. 产业经济研究，2024(3)：74-87.

[25]涂心语，严晓玲. 数字化转型、知识溢出与企业全要素生产率——来自制造业上市公司的经验证据[J]. 产业经济研究，2022(2)：43-56.

[26]余婕，董静. 风险投资引入与产业高质量发展——知识溢出的调节与门限效应[J]. 科技进步与对策，2021，38(14)：62-71.

[27]贺健，张红梅. 数字普惠金融对经济高质量发展的地区差异影响研究——基于系统 GMM 及门槛效应的检验[J]. 金融理论与实践，2020(7)：26-32.

[28]王俊豪，周晟佳. 中国数字产业发展的现状、特征及其溢出效应[J]. 数量经济技术经济研究，2021，38(3)：

103-119.
[29]盛巧燕,李玮玮.数字基础设施建设对绿色技术创新扩散的影响研究[J].经济问题探索,2024(1):138-151.
[30]江红莉,蒋鹏程.数字金融对城市绿色经济效率的影响研究[J].软科学,2022,36(4):37-43.
[31]张彧.数字新基建、绿色技术进步与低碳经济转型[J].经济经纬,2024,41(1):57-69.
[32]张涛,司秋利,冯冬发.生产性服务业集聚、空间溢出与城市经济高质量发展[J].求是学刊,2022,49(2):78-93.
[33]谢云飞.数字经济对区域碳排放强度的影响效应及作用机制[J].当代经济管理,2022,44(2):68-78.

[责任编辑 李瑞萍]

Empowerment of High-Quality Economic Development Through Collaborative Innovation in the Digital Industry

TAN Wenjun, HU Jing
(School of Economics and Management, Anhui Jianzhu University, Hefei, Anhui 230022, China)

Abstract: In the era of the digital economy, the trinity of "computing power, algorithms, and data" occupies the high-end segment of the value chain, serving as a key driver for transforming innovation models and accelerating high-quality economic development. In this sense, this paper examines the connotation and characteristics of the collaborative innovation in the digital industry; then, based on the panel data from 31 Chinese provinces (2012—2022), it employs a spatial Durbin model and conducts fixed-effects and mediation-effects tests to analyze the impact of collaborative innovation on high-quality economic development. The empirical results reveal that the collaborative innovation in digital industry can significantly promotes regional high-quality economic development and exhibits notable spatial spillover effects. This implies that such innovation not only enhances local economic efficiency but also stimulates the economic growth in neighboring regions, with knowledge spillover acting as a mediating mechanism. Furthermore, it is found that the economic empowerment effect of collaborative innovation is more pronounced in eastern developed regions. Accordingly, in order to promote the the high-quality economic development, the top-level support system should be improved to transcend spatial-temporal constraints. It is also necessary to build cross-regional platforms to adapt to regional differences, and in this way the collaborative innovation in the digital industry can be further promoted.

Key Words: collaborative innovation in digital industry; knowledge spillover; high-quality economic development; spatial econometric model