

数字经济对区域创新能力的影响研究

——基于新质生产力的中介效应

张 振

重庆大学公共管理学院, 重庆

收稿日期: 2025年9月25日; 录用日期: 2025年10月31日; 发布日期: 2025年11月12日

摘 要

本研究基于2003~2023年中国257个城市的面板数据, 实证分析了数字经济对区域创新能力的影响, 并考察了新质生产力的中介作用。研究发现, 数字经济对区域创新能力具有显著的正向促进作用, 且该结论在经过内生性处理与稳健性检验后依然成立。进一步分析表明, 数字经济能够显著提升新质生产力, 而新质生产力在“数字经济→区域创新能力”关系中发挥正向中介作用, 即数字经济通过形成、提升新质生产力促进区域创新能力的提升。此外, 数字经济的促进效应具有明显的区域异质性——东部显著为正、中部不显著、西部甚至表现出弱负向关系, 反映出技术吸收能力、基础设施与制度环境对数字经济红利转化为创新能力的限制。因此, 政策应从完善数字基础设施与数据要素市场、提升人力资本与产业匹配性、以及实施东中西部差异化政策三方面着手, 促进数字经济与新质生产力协同发展, 从而实现区域创新能力的均衡提升。

关键词

数字经济, 区域创新能力, 新质生产力

Research on the Impact of the Digital Economy on Regional Innovation Capacity

—The Mediating Role of New Quality Productive Forces

Zhen Zhang

School of Public Policy and Administration, Chongqing University, Chongqing

Received: September 25, 2025; accepted: October 31, 2025; published: November 12, 2025

Abstract

This study uses panel data from 257 Chinese cities for 2003~2023 to empirically examine the

impact of the digital economy on regional innovation capacity and to investigate the mediating effect of new quality productive forces. The results show that the digital economy has a significant positive effect on regional innovation capacity, and this finding remains robust after addressing endogeneity and conducting robustness checks. Further analysis indicates that the digital economy significantly enhances new quality productive forces, and that new quality productive forces play a positive mediating role in the “digital economy → regional innovation capacity” relationship—in other words, the digital economy promotes regional innovation capacity by forming and improving new quality productive forces. In addition, the promoting effect of the digital economy exhibits clear regional heterogeneity: it is significantly positive in the eastern region, insignificant in the central region, and even weakly negative in the western region. This pattern reflects constraints such as differences in technological absorption capacity, infrastructure, and institutional environment on translating digital-economy gains into innovation capacity. Therefore, policy should focus on improving digital infrastructure and the market for data as a factor of production, enhancing human capital and industry matching, and implementing differentiated policies for the eastern, central, and western regions to foster coordinated development of the digital economy and new quality productive forces, thereby achieving a more balanced improvement in regional innovation capacity.

Keywords

Digital Economy, Regional Innovation Capacity, New Quality Productive Forces

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

当前,我国经济逐渐转向高质量发展阶段,党的二十大报告更是明确指出:“要加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群。”随着信息技术、人工智能和数据要素的深度融合,数字经济已成为新一轮科技革命和产业变革的重要驱动力,影响渗透着经济社会生活的方方面面[1]。数字基础设施、平台经济、人工智能与大数据不仅提高了生产效率,也重塑了知识扩散、协同研发与创新要素配置的路径,对区域创新能力的培育发展产生深远影响。但与此同时,不同地区在数字化起点、产业基础与人力资本等方面存在显著差异[2],使得数字经济对区域创新的作用呈现出复杂的空间异质性与差异化特征,这对政策制定与理论阐释提出了新的挑战。

现有研究多聚焦于数字化投入或信息基础设施对创新产出的直接影响,或考察数字平台与网络效应如何降低创新成本,但对影响机理的内生条件、以及新质生产力这一概念在两者关系中所发挥的中介作用的探讨相对不足。新质生产力可以理解为以数字化驱动的元素重构——包括数据要素的流动与治理、以知识为核心的人力资本升级、以及组织与制度创新带来的生产力新质变——既是数字化成果的承载体,也是数字经济影响创新效果的关键中介。因此,厘清数字经济通过何种路径影响区域创新能力,及新质生产力如何在该过程中发挥作用,对于丰富理论框架并为区域差异化政策提供依据具有重要意义。

为此,本研究拟在市级区域视角下构建理论模型,采用面板数据与中介效应检验方法,系统测度数字经济对区域创新能力的净效应,并检验新质生产力在该过程中的中介作用。本研究不仅旨在填补数字经济与区域之间机制研究的若干空白,也期望为推动区域数字化转型、优化创新生态与制定有针对性的产业政策提供实证参考。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字经济与区域创新

数字经济作为驱动经济结构转型与技术进步的重要引擎,已经成为推动区域创新能力提升的关键因素。首先,数字经济通过优化创新要素配置提升区域创新效率。一方面,数据作为新型生产要素与资本、技术等传统要素深度融合,能够显著改善市场匹配路径,提高创新资源利用率;另一方面,数字经济的要素重组特性对技术创新的促进作用显著强于产品创新[3]。其次,数字经济能够加速知识溢出并促进人力资本积累。现有研究发现,企业借助数字平台能够突破组织边界,实现内外部知识资源的高效整合,同时,高端人才的集聚效应有助于降低创新环境的不确定性,从而提升企业创新绩效[4]。此外,数字经济还可以通过重构创新生态与降低创新成本来释放区域创新活力。数字经济能够激活开放式创新生态,通过多元主体参与和技术商业化释放创新溢出红利,且数字技术与数字平台也能够通过优化市场匹配机制降低创新创业的搜寻与交易成本[5]。综上所述,数字经济通过要素优化、知识溢出与创新生态重构等多路径机制,能够显著促进区域创新能力。基于上述理论分析,本研究提出以下假设:

假设 H1: 数字经济发展水平对区域创新能力具有显著的正向影响。

2.2. 新质生产力的中介作用

在数字经济发展的驱动下,数字基础设施、数据要素、平台经济与智能化技术共同催生出以数据驱动、网络协同和高素质数字人力为核心的新质生产力;同时,新质生产力在数字经济影响区域创新能力的过程中充当关键中介:首先,形成新质生产力意味着完善的创新环境与充足的数字基础设施,能够提高信息获取与处理效率、降低交易与协同成本,推动知识要素的更快速流动与跨主体整合,进而提升企业的技术吸收能力和研发效率[6];其次,基于平台与网络的规模效应与外部性[7],新质生产力能够促进要素跨部门、跨区域的重新配置与专业分工,增强区域创新生态的协同创新与知识溢出;最后,新质生产力还通过改善人力资本结构(数字技能提升)、优化生产组织模式(柔性生产、开发运营一体化)和提高创新成果的市场化速度,直接提高创新产出质量与转化率,为区域创新提供稳固的内生动力[8]。此外,新质生产力作为数字化投入向创新能力产出的传导机制,其中介效应会因数字基础、产业结构与制度环境的差异而呈现异质性,并通过创新反馈进一步强化数字要素的积累与溢出[6]。因此可以推论,数字经济对区域创新的主要作用路径为“数字经济→新质生产力→创新绩效”。据此提出以下假设:

假设 H2: 新质生产力在数字经济与区域创新能力之间起正向中介作用——数字经济能够形成、提升新质生产力,进而促进区域创新能力的提升。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本研究聚焦数字经济对区域创新能力的促进作用及新质生产力在这一过程中发挥的中介作用,利用2003~2023年中国257个市级面板数据,对数字经济与区域创新能力之间的关系进行实证分析。由于部分地区缺失较多年份数据,本研究样本剔除少于15年样本量的地区。除此以外,为了减少极端值的影响,在1%水平上对所有连续变量进行缩尾处理。最终的研究样本包含5079个观测值。本研究的数据主要来源于国家统计局、《中国统计年鉴》及各地统计年鉴,少量缺失的原始数据通过插值法进行填补。

3.2. 变量定义

3.2.1. 被解释变量

本研究的被解释变量为区域创新能力。科技创新是一个复杂的过程,现有研究大多采用专利申请数

量、技术性收入、研发投入等指标衡量区域创新能力[9]，但相比之下，专利授权数量比专利申请数量、技术性收入、研发投入更能反映区域创新绩效[10]，也更适合用以精准衡量区域创新能力高低。同时，为进一步聚焦创新，本研究参考李雪等相关研究[11]，剔除实用新型专利与外观设计专利，选用发明专利授权数量作为衡量区域创新能力的标准，对其加 1 并取自然对数，得到区域创新能力指标(RIC)。

3.2.2. 解释变量

本研究的核心解释变量为数字经济发展水平。当前，涉及数字经济相关测度的研究主要集中在省级层面，聚焦市级大多构建特定的评价体系，因此，本研究借鉴蔡晓琳等[9]、赵涛等[12]、李慧泉等[13]相关研究，结合中国城市相关数据的可得性，从互联网普及率、互联网相关从业人员数、互联网相关产出、移动互联网用户数、数字金融普惠发展 5 个方面构建数字经济发展水平评价体系，将上述指标数据标准化后降维处理，通过熵权法进行计算，具体如表 1 所示，所需数据从《中国城市统计年鉴》中获得，最终形成数字经济发展水平指标(DIGE)。

Table 1. Indicator system for evaluating the level of digital economy development
表 1. 数字经济发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
数字经济发展水平	互联网普及率	每百人互联网用户数	+
	互联网相关从业人员数	计算机服务和软件从业人员占比	+
	互联网相关产出	人均电信业务总量	+
	移动互联网用户数	每百人移动电话用户数	+
	数字金融普惠发展	中国数字普惠金融指数	+

3.2.3. 中介变量

本研究选取新质生产力作为中介变量。当前学术界关于新质生产力的测度方式尚未达成统一，但大多从科技创新、产业升级与绿色发展三个基本方向出发构建评价体系。因此，本研究借鉴杨华[14]、胡欢欢[15]、崔光灿等[16]研究成果，从上述三个维度构建新质生产力水平评价体系，具体如表 2 所示，包括全要素生产率、具体包括全要素生产率、R&D 研发投入和人员数量以及绿色金融指数，其中，绿色金融指数基于刘华珂等[17]学者的研究进行测算，最终将所有指标通过熵权法计算得出新质生产力指标(NQF)。

Table 2. Indicator system for evaluating the level of new quality productive forces
表 2. 新质生产力水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
新质生产力发展水平	产业升级	全要素生产率	+
	科技创新	R&D 研发投入	+
		R&D 人员数量	+
	绿色发展	绿色金融指数	+

3.2.4. 控制变量

参考蔡晓琳等[9]、赵涛等[12]、朱春燕等[18]、王鹏等[19]相关研究做法，本研究选取的控制变量主

要包括下述内容(详见表 3): (1) 经济发展水平(RGDP), 采用人均地区生产总值的自然对数为衡量指标; (2) 金融发展水平(FDL), 采用年末金融机构存贷款余额与地区生产总值的比值来衡量; (3) 对外开放水平(OPEN), 采用实际利用外资额与地区生产总值的比值来衡量; (4) 城镇化率(URB), 采用城镇人口与户籍人口的比值来衡量; (5) 财政干预度(GOV), 采用地方财政一般预算内支出与地区生产总值的比值来衡量; (6) 产业结构高级化(IND), 采用第三产业增加值与第二产业增加值的比值来衡量; (7) 人力资本水平(HUM), 采用普通高等学校在校学生数与年末总人口的比值来衡量。

Table 3. The definition and measurement methods of key variables
表 3. 主要变量定义及测量方式

变量类型	变量名称	变量符号	测量方式
被解释变量	区域创新能力	RIC	发明专利授权量加 1 取对数
解释变量	数字经济发展水平	DIGE	熵权法计算
中介变量	新质生产力	NQF	熵权法计算
	经济发展水平	RGDP	人均地区生产总值取对数
	金融发展水平	FDL	年末金融机构存贷款余额占地区生产总值的比重
	对外开放水平	OPEN	实际利用外资额占地区生产总值的比重
控制变量	城镇化率	URB	城镇人口占户籍人口的比重
	财政干预度	GOV	地方财政一般预算内支出占地区生产总值的比重
	产业结构高级化	IND	第三产业增加值占第二产业增加值的比重
	人力资本水平	HUM	普通高等学校在校学生数占年末总人口的比重

3.3. 模型构建

3.3.1. 基准回归模型

为探究中国不同地区数字经济发展水平对区域创新能力的影响, 本研究采用双向固定效应模型作为基准模型, 构建以下模型:

$$RIC_{it} = \alpha_0 + \beta DIGE_{it} + \gamma CONTROLS_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中, i 表示地区, t 表示年份, α_0 为常数项, β 、 γ 为系数, 前者反映数字经济发展水平对区域创新能力影响的总效应, RIC_{it} 表示 i 地区在 t 年度的区域创新能力, $DIGE_{it}$ 表示 i 地区在 t 年度的数字经济发展水平, $CONTROLS_{it}$ 表示控制变量, λ_i 表示个体固定效应, θ_t 表示时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

3.3.2. 中介效应模型

为检验新质生产力在数字经济发展水平与区域创新能力之间发挥什么样的作用, 本研究进一步引入中介效应模型, 具体设定如下:

$$NQF_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIGE_{it} + \gamma_1 CONTROLS_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$RIC_{it} = \delta_0 + \beta_2 DIGE_{it} + \beta_3 NQF_{it} + \gamma_2 CONTROLS_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中, i 表示地区, t 表示年份, β_0 、 δ_0 为常数项, NQF_{it} 表示新质生产力, 系数 β_1 、 β_2 、 β_3 为重点关注对象, 若其值均大于 0 且显著, 说明数字经济发展主要通过提高新质生产力来促进区域创新能力提升。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计分析

研究变量的描述性统计分析结果如表 4 所示：样本量为 5079 个观测值。核心变量上，区域创新能力 RIC 的均值为 4.5239 (标准差 2.0529)，最小值与最大值分别为 0.6931 和 9.6382，表明区域创新能力差距显著。数字经济指标 DIGE 均值为 0.0459，但标准差为 0.0601 且最大值达 0.3507，说明数字经济发展水平在城市间差异较大(相对离散系数约为 1.31，表明相对波动较大)。新质生产力 NQF 的均值为 0.0634 (标准差 0.0590)，其变异程度低于 DIGE，最小值与最大值分别为 0.0040 和 0.3832，表明新质生产力水平总体上存在一定差异。总体来看，数据特征表明：(1) 样本内部存在显著异质性与明显差异值，尤其是在区域创新能力与数字经济发展水平上；(2) 新质生产力虽有区域差异但相对平稳；(3) 这些特征支持在后续回归中采用稳健标准误以及双向固定效应等方法来进行分析，以获得稳健的政策推断结果。

Table 4. Descriptive statistical analysis
表 4. 描述性统计分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
RIC	5079	4.5239	2.0529	0.6931	9.6382
DIGE	5079	0.0459	0.0601	0.0010	0.3507
NQF	5079	0.0634	0.0590	0.0040	0.3832
RGDP	5079	10.4493	0.8763	8.4700	12.5011
FDL	5079	2.3733	1.1649	0.8959	6.7890
OPEN	5079	0.0027	0.0028	0.0000	0.0131
URB	5079	0.3815	0.2023	0.1091	0.9908
GOV	5079	0.1724	0.0878	0.0569	0.5319
IND	5079	0.9836	0.5155	0.2590	3.2140
HUM	5079	0.0182	0.0233	0.0003	0.1176

4.2. 基准回归分析

基准回归结果如表 5 所示，表明数字经济对区域创新能力具有显著的正向促进作用。具体来看：在仅包含数字经济指标的模型(1)中，DIGE 系数为 14.2952 并在 1%水平显著；在加入控制变量的模型(2)中，DIGE 系数下降为 0.5650，但其作用依然在一定程度上显著；在进一步控制城市与年份双向固定效应的最完整模型(3)中，DIGE 系数为 0.9521，且在 1%水平显著($t = 4.2555$)，说明在扣除时间与个体异质性之后，数字经济发展水平每提高一个单位，区域创新能力约增加 0.9521 个单位，具有明确的经济意义。在控制变量方面，模型(3)显示经济发展水平(RGDP)与金融发展水平(FDL)对创新呈显著正向影响，而财政干预度(GOV)和产业结构高级化(IND)呈显著负向影响，开放度(OPEN)与城镇化率(URB)在最终规格中未通过显著性检验。总体而言，基准回归强烈支持假设 H1：数字经济能够显著提升区域创新能力。

Table 5. Baseline regression analysis results
表 5. 基准回归分析结果

变量	RIC		
	(1)	(2)	(3)
DIGE	14.2952*** (32.8625)	0.5650* (1.8202)	0.9521*** (4.2555)
RGDP		1.5060*** (62.2241)	0.2740*** (4.2589)
FDL		0.4414*** (20.0133)	0.1002*** (3.9665)
OPEN		33.5793*** (5.5782)	-1.5229 (-0.2955)
URB		-1.3361*** (-13.4161)	0.1054 (0.8472)
GOV		-4.0067*** (-17.4618)	-2.5303*** (-8.2741)
IND		0.3537*** (8.5020)	-0.2861*** (-7.7069)
HUM		8.0307*** (7.8052)	2.3112* (1.8173)
City	No	No	Yes
Year	No	No	Yes
Cons.	3.8675*** (117.5059)	-11.6699*** (-48.8991)	-2.2299*** (-3.4841)
Obs.	5079	5079	5079
Adj-R ²	0.1752	0.6984	0.9414

注：***、**和*分别为在 1%、5%和 10%的水平上显著；()内为稳健标准误计算得到的 t 统计量。下同。

4.3. 内生性处理

为解决样本自选择、变量遗漏、反向因果等内生性问题，参考李丹[20]、李焕杰等[21]学者的研究成果，上一期的数字经济发展水平能够影响当期的区域创新能力，但当期的区域创新能力难以影响上一期的数字经济发展水平，因此，本研究选择将数字经济指标滞后一期作为工具变量，通过两阶段最小二乘法(2SLS)进行参数估计。具体回归结果如表 6 所示：在引入滞后一期的数字经济作为工具变量后，数字经济对区域创新能力的影响方向仍然为正且显著，同时，Kleibergen-Paap 系列检验统计量的大小均明显大于临界值，说明不存在弱工具变量问题。因此，可以得出数字经济发展能够促进区域创新能力提高。

4.4. 稳健性检验

本研究对基准回归进行了两项检验：一是剔除直辖市样本，二是将调整研究时间范围，具体结果如表 7 所示：在剔除四个直辖市的样本后，数字经济指标(DIGE)的回归系数为 1.1031，且仍在 1%显著水平

上显著；而在缩小时间范围(2004~2022 年)的模型中，DIGE 的系数为 0.8321，同样在 1%水平上显著(因时间范围缩小导致样本量减为 4580)。两种稳健性检验均再次反映了数字经济对区域创新能力的正向且显著的影响，系数仅出现轻微变化而符号与显著性未变；此外，两者均包含控制变量并控制了城市与年份双向固定效应，调整后的 R^2 仍接近 0.94，说明模型拟合较好且结论具有较强的稳健性。因此，稳健性检验再次支持基准回归的结论：数字经济对提升区域创新能力具有稳定的正向作用。

Table 6. Tool variables
表 6. 工具变量

变量	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
IV	0.687*** (27.671)	
DIGE		3.855** (2.416)
Controls	Yes	Yes
City	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Cons.	-0.114*** (-9.511)	-1.744 (-1.156)
Obs.	4769	4769
Kleibergen-Paap rk LM	30.882***	
Kleibergen-Paap Wald rk F	765.603 [16.38]	

Table 7. Robustness test
表 7. 稳健性检验

变量	RIC	
	(1) 剔除直辖市	(2) 调整研究时间范围
DIGE	1.1031*** (4.8999)	0.8321*** (3.6404)
Controls	Yes	Yes
City	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Cons.	-0.3506** (-1.9924)	-1.9067*** (-2.7662)
Obs.	4995	4580
Adj-R ²	0.9342	0.9375

4.5. 机制检验

为进一步揭示数字经济影响区域创新能力的内在机理，本研究在基准回归的基础上引入中介效应模型，通过两步法对新质生产力的中介作用进行检验。根据表 8 的实证结果显示，数字经济发展水平对新质生产力具有显著的正向影响(系数为 0.0577，且在 1%水平上显著)，表明数字经济通过推动要素结构优化、产业升级与知识资源整合，显著提升了地区新质生产力水平。结合基准回归结果可知，数字经济能够直接促进区域创新能力提升，同时，现有研究已证实新质生产力能够对区域创新产生正向影响，新质生产力能够激活创新主体，充分发挥创新主体作用[22]，且有助于推动创新生产投入增加与相关基础设施完善，增加创新产出[23]，这意味着数字经济还通过新质生产力间接发挥作用。由此可见，数字经济通过“数字经济→新质生产力→创新绩效”的中介路径实现了对区域创新能力的系统性提升，验证了新质生产力在数字经济与区域创新能力关系中的中介作用假设(H2)，进一步印证了数字经济驱动的新质生产力是区域创新发展的关键枢纽。

Table 8. Mechanism analysis
表 8. 机制分析

变量	NQF
DIGE	0.0577*** (3.1133)
Controls	Yes
City	Yes
Year	Yes
Cons.	-0.0365 (-1.2682)
Obs.	5079
Adj-R ²	0.8829

4.6. 异质性分析

我国各地在数字经济建设和区域创新发展进程方面呈现出明显的差异化特征，东、中、西部地区在数字基础设施、产业结构、人才集聚与制度环境等方面存在明显差距，为进一步探讨数字经济对区域创新能力影响的区域异质性，在上述研究的基础上，本研究对东、中、西部三大区域分别进行回归分析。实证结果如表 9 所示，东部地区数字经济发展水平与区域创新能力之间存在显著正向关系，表明数字技术的集聚、平台经济的活跃以及创新要素的高效流动共同促进了创新产出；中部地区数字经济与创新能力关系不显著，说明其数字化发展尚未形成对创新体系的有效支撑；而西部地区则呈现一定的负向关系，反映出数字基础设施薄弱、创新资源稀缺及产业匹配不足可能削弱了数字经济的创新溢出效应。总体来看，数字经济促进创新的作用依赖于区域的技术吸收能力与制度环境，数字化投入若未能与产业升级、人力资本积累及创新政策相匹配，反而可能加剧区域差距。因此，应根据地区发展阶段和要素禀赋实施差异化策略：东部应深化数字经济与创新体系融合，强化科技成果溢出带动；中部应完善产业数字化转型和人才培育机制；西部则需重点补齐基础设施和制度短板，推动数字经济向创新驱动内生转化，从而实现数字化红利的全国共享与区域协调发展。

Table 9. Heterogeneity analysis
表 9. 异质性分析

变量	RIC		
	(1) East	(2) Middle	(3) West
DIGE	1.5721*** (4.9815)	-0.0934 (-0.1708)	-0.7431* (-1.8969)
Controls	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Cons.	-3.0585** (-2.3796)	-5.8681*** (-5.0072)	2.7180*** (2.9514)
Obs.	1929	1802	1348
Adj-R ²	0.9494	0.9275	0.9428

5. 结论与启示

研究结果表明，数字经济显著促进了我国区域创新能力的提升，且这一结论在经过内生性处理与多种稳健性检验后依然成立。数字经济通过优化要素配置、加速知识流动与创新资源整合，有效增强了创新效率和产出，验证了其推动高质量发展的核心动力作用。同时，研究发现新质生产力在数字经济影响区域创新能力的过程中发挥了重要的中介作用，即数字经济发达的地区，往往能通过科技创新、产业升级与绿色发展等路径形成更高水平的新质生产力，从而进一步促进区域创新能力的提升。

然而，区域异质性分析揭示出我国不同地区间数字经济对区域创新的影响存在显著差异：东部地区数字经济发展水平高、创新体系完善，其促进作用最为显著；中部地区受制于产业结构与人才吸引能力，数字经济与创新间的联动效应尚未充分显现；而西部地区则因数字基础设施与要素条件相对薄弱，数字经济与创新能力间存在弱负相关现象。这表明数字化发展成果尚未在全国范围内实现均衡转化，数字鸿沟问题值得高度关注，且这种差异存在的内在机理值得进一步研究。

基于此，本研究认为相关政策应注重数字经济与新质生产力的协同推进。一方面，应通过完善数字基础设施建设、强化数据要素市场化配置、优化创新制度环境等方式，进一步激发数字经济对创新体系的内生驱动；另一方面，应根据区域差异实施分层次、差异化的数字化与创新政策——东部地区应继续深化数字产业集聚和创新生态建设，发挥示范带动效应；中部地区应聚焦数字技术与传统产业融合、提升人力资本质量；西部地区则需优先补齐基础设施和创新环境短板，推动数字红利向创新优势的有效转化。通过构建区域协同、数字赋能、创新驱动的综合体系，方能在全国范围内形成数字经济引领新质生产力、促进区域创新能力协同跃升的新格局。

参考文献

[1] 段永彪, 赵宇洋, 董新宇. 数字经济如何赋能新质生产力——基于省级面板数据的实证研究[J]. 经济问题探索, 2025(3): 1-15.

[2] 辜胜阻, 吴华君, 吴沁沁, 等. 创新驱动与核心技术突破是高质量发展的基石[J]. 中国软科学, 2018(10): 9-18.

[3] 徐辉, 邱晨光. 数字经济发展提升了区域创新能力吗——基于长江经济带的空间计量分析[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(13): 43-53.

-
- [4] 邓小乐, 林淑仪. 数字经济发展对我国贸易韧性的影响——基于区域创新的中介效应[J]. 商业经济研究, 2024(13): 117-121.
- [5] 曹丽红, 粟文杰, 潘能杰, 等. 数字经济对区域创新创业的影响[J]. 统计与决策, 2024, 40(22): 23-28.
- [6] 薄文广, 严梁轲, 刘佳丽. 数字经济、创新环境与区域创新效率[J]. 当代经济科学, 2025, 47(3): 50-65.
- [7] 文炳洲, 牛壮. 数字经济对区域创新效率的影响研究——基于省级面板数据的检验分析[J]. 华东经济管理, 2023, 37(7): 40-48.
- [8] 刘鑫鑫, 惠宁. 数字经济、企业家精神与区域创新[J]. 统计与决策, 2024, 40(3): 168-173.
- [9] 蔡晓琳, 方凯. 数字经济对区域创新能力的影响机制——基于知识流动与区域创新环境作用的分析[J]. 科技管理研究, 2024, 44(19): 95-103.
- [10] 任弢, 王欣亮, 张家豪. 政府数字化转型何以提升区域创新绩效? [J]. 人文杂志, 2023(3): 121-130.
- [11] 李雪, 吴福象, 竺李乐. 数字经济与区域创新绩效[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(5): 17-30.
- [12] 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.
- [13] 李慧泉, 简兆权. 数字经济发展对技术企业的资源配置效应研究[J]. 科学学研究, 2022, 40(8): 1390-1400.
- [14] 杨华, 洪新敏. 中国数字新质生产力统计测度及影响因素研究[J]. 经济问题探索, 2024(9): 32-44.
- [15] 胡欢欢, 刘传明. 中国新质生产力发展水平的统计测度及动态演进[J]. 统计与决策, 2024, 40(14): 5-10.
- [16] 崔光灿, 赵国志, 张家才. 人才引进政策对我国新质生产力水平的提升效应研究[J/OL]. 软科学, 1-15. <https://link.cnki.net/urlid/51.1268.G3.20250918.1301.002>, 2025-10-14.
- [17] 刘华珂, 何春. 绿色金融促进城市经济高质量发展的机制与检验——来自中国 272 个地级市的经验证据[J]. 投资研究, 2021, 40(7): 37-52.
- [18] 朱春燕, 南锐. 数字政府建设对区域创新水平的影响效应检验[J]. 统计与决策, 2024, 40(1): 168-173.
- [19] 王鹏, 张可盈. 数字经济对区域创新效率的影响[J]. 统计与决策, 2025, 41(2): 131-136.
- [20] 李丹, 刘瑶. 数字经济、知识产权保护与区域创新能力——基于数据要素市场化调节效应的实证分析[J]. 科技管理研究, 2023, 43(15): 114-124.
- [21] 李焕杰, 张远. 数字经济对城市经济绩效的驱动效应——机制识别与空间效应检验[J]. 城市发展研究, 2022, 29(6): 92-101.
- [22] 管智超, 付敏杰, 杨巨声. 新质生产力研究进展与进路展望[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2024, 24(3): 125-138.
- [23] 金鑫, 孙群力, 金荣学. 数字化转型、新质生产力与企业创新绩效[J]. 海南大学学报(人文社会科学版), 2025, 43(1): 86-96.