

文章编号: 1673-1646(2025)01-0115-12

# 数字经济对创新型城市影响的空间溢出效应与门槛特征

## ——基于全国281个城市面板数据的分析

陈莉, 杨涛

(安徽建筑大学 经济管理学院, 安徽 合肥 230000)

**摘要:** 为从城市层面探究数字经济对创新型城市的影响, 选用中国2011年—2021年281个城市的面板数据, 以对数字经济水平与创新城市发展水平进行测度为基础, 运用基准回归模型、门槛模型、空间计量模型等, 从多维度分析数字经济对创新型城市的影响及其空间溢出效应与门槛特征, 同时考察产业结构升级的调节作用。研究发现: 数字经济发展对创新城市发展水平的促进作用显著; 促进产业结构提升是数字经济释放城市创新发展红利的关键机制; 数字经济作用于创新型城市具有“边际递增”非线性特征与空间溢出特征; 进一步分析表明, 数字经济在创新型城市建设中的作用具有明显的区域异质性与时间异质性。

**关键词:** 数字经济; 创新城市; 产业结构升级; 空间溢出效应; 门槛特征

**中图分类号:** F279.2 **文献标识码:** A **doi:** 10.62756/xbsk.1673-1646.2025015

**引用格式:** 陈莉, 杨涛. 数字经济对创新型城市影响的空间溢出效应与门槛特征: 基于全国281个城市面板数据的分析[J]. 中北大学学报(社会科学版), 2025, 41(1): 115-126.

## Spatial Spillover Effects and Threshold Characteristics of Digital Economy's Impacts on Innovative Cities: Analysis Based on Panel Data from 281 Cities in China

CHEN Li, YANG Tao

(School of Economics and Management, Anhui Jianzhu University, Hefei 230000, China)

**Abstract:** This article examines the impact of the digital economy on innovative cities using panel data from 281 Chinese cities between 2011 and 2021. By applying baseline regression, threshold, and spatial econometric models, it analyzes the effects of the digital economy on innovative cities across multiple dimensions, including spatial spillover effects and threshold characteristics, while also exploring the moderating role of industrial structure upgrading. The findings indicate that the digital economy significantly enhances the development of innovative cities, with industrial structure upgrading playing a crucial role in amplifying the benefits of digital-driven urban innovation. The digital economy's impact on innovative cities shows nonlinear, marginally increasing characteristics and spatial spillover effects. Further analysis reveals distinct regional and temporal variations in the digital economy's role in promoting innovative city development.

**Key words:** digital economy; innovative city; industrial structure upgrading; spatial spillover effect; threshold characteristics

随着数字技术的广泛应用以及数字基础设施的持续优化, 数字经济这一新兴经济模式已逐步成为驱

动科技进步、带动城市创新发展的关键动力。截至2022年, 我国数字经济在GDP中的占比由2005年的

收稿日期: 2024-05-24

基金项目: 2021年度国家社会科学基金后期资助项目: “四化同步”的时代意蕴与实践履(21FKSB048)

作者简介: 陈莉(1966—), 女, 教授, 博士, 博士生导师, 从事专业: 技术经济评价。E-mail: chinalichina@163.com。

14.2%跃升至41.5%，总产值突破50.2万亿元<sup>[1]</sup>。不可否认，数字经济已崭露头角，成为中国经济增长中最具活力的领域之一，在刺激消费、创造就业、撬动投资等领域均发挥出关键作用<sup>[2]</sup>。

创新驱动是我国经济升级发展的核心战略，城市则是创新活动开展的重要空间载体。在国内经济新常态下，增强城市创新能力成为经济高质量发展的关键。打造创新型城市已然成为实现高水平自立自强和科技建设强国的战略支撑点，党的二十大报告中点明：加快网络强国和数字中国建设，始终坚持创新在中国现代化进程中的核心地位。数字经济的蓬勃发展为我国创新型城市的发展开辟了新的前景<sup>[3]</sup>。数字经济的先天优势和基本特征，如时空信息传递、数据创建和共享、交易成本大幅降低等，极大地改变了经济社会中资源配置的方式和效率，数字经济对创新空间的驱动实现了新一轮的有机更新。

那么，数字经济在创新型城市的发展中是否发挥作用？若确实存在某种效应，其背后是否存在某种作用机制？在其本质特征和空间规律方面，数字经济在创新型城市发展中有何独特作用？梳理已有文献，发现相关研究结论主要包括以下几类：其一，数字经济对城市创新能力的提升起促进作用。数字经济能够借助数字资本和数字专业人才，在城市技术和产品创新方面产生显著的正向推动效果<sup>[4]</sup>。数字经济的网络外部性和产业关联性，使得数字经济对创新型城市发展的影响呈现逐渐增强的非线性边际效应<sup>[5-6]</sup>。其二，数字经济对创新城市发展造成一定阻碍。随着数字经济规模逐渐扩大，一方面，网络侵权成本大幅下降，信息和数据泄露事件频频发生，知识产权的保护变得更为困难<sup>[7]</sup>，而知识产权保护对创新水平具有显著的正向激励效应<sup>[8]</sup>，因此对创新主体创新积极性产生一定程度的影响；另一方面，在某些地区数字经济的快速增长有可能侵占附近省域的资源，进而负向抑制相邻省域创新发展<sup>[9]</sup>。其三，也有部分研究表明，随着创新能力的逐步增强，数字经济对城市创新发展的驱动作用将呈现一个“N型”的动态走势，即先经历一个上升阶段，然后下降，最后再逐渐上升<sup>[10]</sup>。由此可见，数字经济对创新城市的影响可能存在不确定性，仍有必要进一步探究两者之间的内在联系。

基于上述问题，本文以2011年—2021年为时间区间，对全国281个地级及以上城市的数字经济和创新发展水平进行测度，运用基准回归模型、门槛效应模型、空间计量模型等多种计量方法对数字经济与创新城市发展的内在联系进行实证检验，同

时将产业结构升级<sup>[11]</sup>纳入数字经济与创新城市发展关系的探讨中，探究数字经济影响创新城市发展的作用机制，并以区域和城市规模作为划分标准，进一步展开异质性探讨。

本文的潜在边际贡献主要在于：在城市层面上构建了相对综合的创新型城市发展水平测度体系，能够更为直观地探讨数字经济在不同地理位置特征下如何影响城市的创新潜力以及这种影响是否在空间上产生外溢效应；深入探讨了数字经济依赖何种机制影响创新城市发展这一根本问题以及通过分析数字经济在产业结构优化升级中的作用，对现有文献进行了补充。

## 1 理论分析和研究假设

随着第四次工业革命不断深入，数字经济已经由大城市重点扶植的目标，快速发展成为推动创新与生产力提升的基本力量。企业已成为主要的创新参与者，而产业链和产业集群则充当了连接的桥梁<sup>[12]</sup>。一系列变革为城市创新产业活动的拓展以及产业结构升级带来新机遇，除了通过自身特征对创新城市发展产生直接影响，数字经济还能影响城市产业结构优化<sup>[11]</sup>，间接对创新城市发展产生影响作用。同时，考虑到互联网的“梅特卡夫定律”，数字经济对创新型城市发展的影响也具有非线性和空间溢出的特性。基于此，本文将从作用机制、非线性特点、空间溢出效应等方面探究数字经济对创新型城市发展水平提升的影响，并进一步考察数字经济对创新城市发展的异质性。

### 1.1 数字经济对创新型城市发展的影响

依托大数据、云计算等先进技术，数字经济发展飞速。一方面，随着数字经济在社会经济发展各领域的多方位融合，创新过程中的资金流、信息流、物流等得到整合，实现了生产要素数字化，供应链效率得到提升，有效降低了创新活动中的各类生产成本，更多资本得以流向创新研发部门，经济体的技术创新水平在整体上得到了提升；另一方面，数字经济有效打破了以往城市创新过程中要素供需矛盾，改变了以往创新主体的生产、组织方式，实现了市场需求端和供给端信息有效流通和匹配，有效地提高了创新效率，进而提升了城市创新能力<sup>[13]</sup>；最后，数字经济的发展打破了以往城市创新活动时间和空间的限制，城市间信息的集合共享已成为一种趋势。知识与信息的广泛传播不仅强化了各个城市间的知识交流与信息共

享,而且促进了创新思维与科技观念之间的撞击,增加创新产出的概率,提升城市的创新潜能。基于此,本文提出假设:

假设 1:数字经济水平的提高对创新型城市发展可能产生积极影响。

数字经济作为农业经济和工业经济之后的主导经济模式,已经变成了驱动生产模式深度转型的核心动力。随着数字经济与金融科技创新的发展,传统产业需要在新的资源配置模式下寻求转型升级路径<sup>[14]</sup>,产业结构升级在推动科技创新和提升经济效益方面起到了至关重要的作用,也是确保国民经济能持续、健康发展的基础。首先,数字经济发展使得数字资源作为行业间直接互通有无与价值传递媒介,推动产业链形成,进而拓展产业创新效应<sup>[15]</sup>,有效推进传统产业的转型升级;其次,数字经济的深度渗透为行业的技术创新提供了强大的支持,通过促进产业结构向服务化的转变,进一步推动了产业结构的转型<sup>[16]</sup>;此外,数字经济通过提高劳动力禀赋,促使劳动者主动提高劳动技能,由传统的人力资源投入到资本密集型的产业领域,进一步促进产业结构的升级<sup>[17]</sup>。产业结构在升级优化过程中,对数字技术的需求也提升到了更高的标准,这迫使各企业进行技术革新和改革,从而对整个城市的创新发展产生推动效果。考虑到产业结构的优化主要依赖其高级化和合理化,基于此提出假设:

假设 2:数字经济有望通过促进产业结构的升级来推动创新型城市的发展。

## 1.2 数字经济对创新型城市发展的非线性影响

数字经济背景下,各类经济行为的界限逐步变得模糊,从互联网中提取信息的费用也显著减少,更多创业者和传统企业共同投身于创新型城市建设进程中,他们有机会在更广泛的地域内体验到数字经济增长所带来的红利。数字技术在各行各业中的普及,不仅提升了工作效率,还向社会提供了优质的网络技术与服务<sup>[17]</sup>。这种趋势促成了生态化、合作化、赋能化的共赢局面,成为推动创新型城市发展的主流趋势<sup>[18]</sup>。随着数字经济的持续增长,城市之间跨部门的连接成本逐渐降低,参与者获得的收益呈几何级数增长。且随着数字经济水平的提高和产业结构的优化,这种效应会越来越明显,即在创新城市发展中“梅特卡夫定律”和网络效应均成立。至此,本文提出以下假设:

假设 3:数字经济对创新型城市发展具有“边际效益”递增的非线性影响。

## 1.3 数字经济对创新型城市发展的空间溢出效应

20 世纪 90 年代, Cairncross<sup>[19]</sup>等经济学家已经就通信技术和数字经济发展所导致的“距离死亡”进行了深入探讨。数字经济的一个突出特点是利用高效的信息传递机制来减少时空的隔阂,进而增加了区域之间经济互动的广泛性与深入性<sup>[2]</sup>,网络结构使得城市间资源的流通、聚集及运用在一个更有利的环境中,其高度互联的网络结构为城市间资源的流通、聚集及运用创造了更加便捷的环境<sup>[20]</sup>。这种结构不仅促进了本地城市的创新发展,同时保证了网络空间中要素的自由流动,要素在不同地区间的传播速度和覆盖范围显著提高,产生了空间外溢效应。目前已有研究表明,城市的经济增长、资源错配、数字金融和其他经济活动之间存在明显的空间联系<sup>[2]</sup>,包含互联网的数字经济在空间维度上对创新型城市的发展同样产生了影响。至此,本文提出假设:

假设 4:通过空间外溢效应,数字经济有可能对周围城市的创新发展产生影响。

## 2 研究设计

### 2.1 模型设定

#### 2.1.1 基准回归模型

为探讨数字经济水平如何影响创新型城市的发展进程,构建基准检验模型如下:

$$Incd_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Dei_{i,t} + \gamma_h \sum Con_{i,h} + \sigma_i + \mu_t + \epsilon_i \quad (1)$$

其中, $i$ 表示地区, $t$ 表示时间, $Incd_{i,t}$ 表示第 $t$ 年城市 $i$ 的创新发展程度, $Dei_{i,t}$ 表示 $i$ 城市在 $t$ 时期的数字经济水平, $Con_{i,h}$ 表示一系列控制变量, $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 表示回归系数,表示不可观测的个体固定效应, $\mu_t$ 表示不可观测的时间固定效应, $\epsilon_i$ 表示随机扰动项。

#### 2.1.2 中介效应模型

以分析数字经济对城市创新水平影响为基础,进一步探讨数字经济能否通过推动产业结构合理化( $Ris$ )和产业结构高级化( $His$ )来促进创新城市发展。本文参考温忠麟等<sup>[21]</sup>的逐步回归法以检验中介效应,讨论数字经济对城市创新水平提升的影响路径,模型设定如下:

$$Med_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Dei_{i,t} + \gamma_h \sum Con_{i,h} + \sigma_i + \mu_t + \epsilon_i \quad (2)$$

$$Incd_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Med_{i,t} + \beta_2 Dei_{i,t} + \gamma_h \sum Con_{i,h} + \sigma_i + \mu_t + \epsilon_i \quad (3)$$

其中, $i$ 表示地区, $t$ 表示时间, $Med$ 表示中介变量,包

含产业结构合理化( $Ris$ )与产业结构高级化( $His$ ),其余变量含义与式(1)中相同。式(2)核心目标是评估数字经济对中介变量的作用程度,借助式(3)可在控制数字经济发展水平的同时,进一步探讨中介变量如何影响城市创新水平。

### 2.1.3 门槛效应模型

为验证假设3所提出的数字经济对创新型城市发展水平的影响具有非线性影响,同时考虑到数字基础设施建设在产业结构转型升级与新兴产业发展等方面起基础性支撑作用,能够促进数字技术和传统产业融合<sup>[11]</sup>,因此,借鉴门槛效应的研究机制分析,构建门槛面板模型探究数字经济和产业结构高级化对城市创新能力提升产生的非线性影响:

$$Incd_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 M_i I(d_{i,t} < q_1) + \alpha_1 M_i I(q_1 < d_{i,t} < q_2) + \alpha_1 M_i I(d_{i,t} > q_2) + \alpha_2 Dei_i + \gamma_h \sum Con_{i,h} + \sigma_i + \mu_t + \varepsilon_i \quad (4)$$

式(4)为双门槛模型。其中, $I(\cdot)$ 为示性函数,若满足括号中所列的条件,该函数值将被设定为1,否则设为0; $d$ 为门槛变量, $q_1$ 和 $q_2$ 为未知门槛, $\varepsilon_i$ 为随机扰动项, $Con_{i,h}$ 为一系列控制变量。本文分别以数字经济水平( $Dei$ )、产业结构合理化( $Ris$ )和产业结构高级化( $His$ )作为门槛变量。

### 2.1.4 空间计量模型

该研究运用空间计量模型分析数字经济如何影响创新型城市的发展,并探讨是否有空间溢出的效应存在。产生空间溢出效应的逻辑机制主要分为两类<sup>[22-23]</sup>:首先是空间自相关性,指不同空间实体间解释变量的内生联系;其次是空间自回归性,这涉及一个空间的解释变量对另一个空间的被解释变量产生的外生作用。

为寻找拟合效果最优的空间计量模型,借鉴陈治等<sup>[24]</sup>和韩峰等<sup>[25]</sup>的研究,构建包含所有空间效应的嵌套模型(GNS)如下:

$$Incd_{i,t} = \alpha + \rho \sum_{j=1, j \neq i}^N W_{ij} Incd_{j,t} + X_{it} \beta + \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} \theta + \sigma_i + \mu_t + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$\varepsilon_i = \varphi \sum_{j=1, j \neq i}^N W_{ij} \varepsilon_j + \mu_{it} \quad (6)$$

其中, $Incd_{i,t}$ 表示创新城市发展水平, $X_{it}$ 表示数字经济发展水平及其他控制量, $\alpha$ 表示常数项, $\rho$ 和 $\varphi$ 分别表示空间自回归系数与空间自相关系数, $W_{ij}$ 为空间权重矩阵。本文选用邻接矩阵进行分析,对

于邻接矩阵的设置,如果两座城市在地理位置上毗邻,则该矩阵元素设为1,否则设为0。

## 2.2 变量测度与说明

### 2.2.1 被解释变量

创新城市发展水平( $Incd$ )。现有文献中,不少学者聚焦在创新数量这一视角来对区域的创新水平进行测度,有学者以不同类型的专利申请数衡量区域创新能力<sup>[26]</sup>;也有学者提出,评估区域创新绩效时不仅应考虑创新的投入和产出,还需将区域的创新环境和参与创新的主体纳入考量范围<sup>[27]</sup>。梳理文献发现,创新城市发展与城市本身的创新基础、当地政府对城市创新发展的支持力度和实际投入等息息相关,本文借鉴于连举等<sup>[28]</sup>的研究,结合实际数据可得性,创新投入以及创新绩效两个层面进行测度,详见表1。通过熵权法确定二级指标权重,用加权计算结果数据表征创新城市发展水平。

表1 创新城市发展水平指标体系

一级指标	二级指标	指标属性
创新投入	科学技术服务业从业人员数与从业人员之比(%)	+
	科学技术支出与财政支出之比(%)	+
创新产出	发明专利(个)	+
	实用新型专利(个)	+
	外观设计专利(个)	+

### 2.2.2 核心解释变量

数字经济指数( $Dei$ )。当前的研究文献关于数字经济的具体测度大多集中在省级范围内,具体到地级市的部分数据不易获得,因此本文借鉴黄群慧等<sup>[29]</sup>与赵涛等<sup>[2]</sup>的研究,选用电信业务收入、每百人移动电话用户数、每百人互联网用户数、计算机服务和软件从业人员数以及北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数,构建城市数字经济发展水平指标体系。对数据进行标准化后,采用熵权法的Topsis模型得出数字经济指数。

鉴于各个指标需要进行跨年度的对比分析,以2011年为基准,对数据进行了标准化处理:

$$S_{i,t} = \frac{X_{i,t} - X_{\min 0}}{X_{\max 0} - X_{\min 0}} \quad (7)$$

其中, $t$ 为年份, $i$ 为城市, $X_{i,t}$ 表示某测度指标的原始数据, $X_{\min 0}$ 和 $X_{\max 0}$ 分别表示某指标在基期原始数据的最大值与最小值, $S_{i,t}$ 表示该指标经过标准化处理后的数据。

### 2.2.3 中介变量

本文旨在探究产业结构升级的中介效应,讨论数

数字经济能否通过强化产业结构合理化、推动产业结构高级化,从而对创新城市的发展产生影响。

产业结构合理化(Ris)。产业结构的合理配置能够体现出各个产业之间的协调程度以及资源有效利用程度。现有文献中,评估产业结构是否合理通常可以采用三种方法:泰尔指数、产业结构偏离度以及带附加权重的产业结构偏离度。本文借鉴于春晖等<sup>[30]</sup>的研究,利用泰尔指数评估产业结构的合理化,测算公式如下:

$$Ris = \sum_{m=1}^3 \left( \frac{G_{itm}}{G_{it}} \right) \ln \left[ \frac{G_{itm}/P_{itm}}{G_{it}/P_{it}} \right] \quad (8)$$

其中,  $G_{it}$  表示  $t$  年  $i$  城市的 GDP;  $P_{it}$  表示  $t$  年  $i$  城市的就业人数;  $m$  取为 1、2、3, 分别表示第一、第二、第三产业。该指标为逆向指标, 指标值越小, 表明产业结构越合理。

产业结构高级化(His)。产业结构的高级化揭示产业形态由低级阶段向高级阶段演变的过程, 即第一产业向第二、三产业转移的程度。借鉴付凌晖<sup>[31]</sup>的研究, 取一、二、三产业占 GDP 比重作为空间向量的三个分量, 构成一组三维向量  $X_0 = (X_{1,0}, X_{2,0}, X_{3,0})$ 。分别计算  $X_0$  与各产业向量  $X_k$  的夹角  $\omega_1, \omega_2, \omega_3$ , 测算公式如下:

$$\omega_k = \arccos \left( \frac{\sum_{k=0}^3 (x_{i,k} \times x_{i,0})}{\sum_{k=1}^3 (x_{i,k}^2)^{1/2} \times \sum_{k=1}^3 (x_{i,0}^2)^{1/2}} \right) \quad (9)$$

$$His = \sum_{k=1}^3 \sum_{i=1}^k \omega_k \quad (10)$$

其中, His 代表产业结构高级化的程度, 数值越高, 意味着产业结构趋于高级化的趋势更为显著。

### 2.2.4 控制变量

为了对数字经济如何影响创新城市的发展进行更为深入和全方位的探讨, 本文参考赵涛等<sup>[2]</sup>、穆学英<sup>[32]</sup>等的研究, 选取控制变量如下: 人口密度(Pod), 用常住人口数与行政地区面积之比取对数表示; 人力资本水平(Edu), 以每百人中高等学校在校生人数占比表示; 政府财政支配程度(Gof), 以政府财政支出与 GDP 之比取对数表示; 金融发展水平(Fid), 以年末金融机构各项贷款余额比当年生产总值表示; 外商投资力度(Opl), 以各地当年外商投资企业个数与规模以上工业企业数之比表示; 市场化程度(Mad), 借鉴樊纲等<sup>[33]</sup>提出的市场化指数, 衡量各城市市场化程度。

### 2.3 数据来源及描述性统计

本文剔除数据缺失严重的城市, 最终选取了中国 2011 年—2021 年的 281 个地级以上城市, 构建 3 091 个“城市一年”的均衡面板数据进行深入探讨。基础数据来自《中国城市统计年鉴》、地级市统计年鉴、北京大学数字金融研究中心; 各城市历年专利申请量来自中华人民共和国国家知识产权局(SIPO)的“中国专利数据库”。

描述性统计结果显示, 见表 2。创新城市发展水平(Incd)的均值为 0.036, 极差为 0.758, 数字经济指数(Dei)同样存在极差较大的情况, 表明不同城市之间的数字经济水平和创新发展差异仍然较大。从控制变量看, 不同地级市在人力资本水平(Edu)、政府财政支配程度(Gof)、市场化程度(Mad)等方面也存在着明显的差异。

表 2 变量描述性统计

变量	指标含义	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	极差
Incd	创新城市发展水平	0.036	0.060	0.016	0.002	0.760	0.758
Dei	数字经济指数	0.023	0.056	0.014	0.001	0.702	0.702
Pod	人口密度	0.202	0.102	0.176	0.044	0.916	0.872
Edu	人力资本水平	0.198	0.026	0.009	0	0.194	0.194
Gof	政府财政支配程度	-1.681	0.436	-1.719	-3.126	-0.088	3.038
Fid	金融发展水平	10.950	0.353	10.960	8.509	12.210	3.705
Opl	外商投资力度	0.0790	0.091	0.045	0	0.683	0.683
Mad	市场化程度	2.479	0.204	2.497	1.601	3.012	1.410
Ris	产业结构合理化	0.354	3.723	0.246	-0.184	206.934	207.118
His	产业结构高级化	1.061	0.598	0.918	0.175	5.348	5.173

## 3 实证结果与分析

### 3.1 基准回归分析

基于 Hausman 检验, 本文选用固定效应模型进行基准回归分析。表 3 报告了数字经济对创新城市发

展促进的基准回归结果。在未加入任何控制变量时, 其回归结果如(1)和(2)列所示, 核心解释变量 Dei 的系数分别为 1.103 和 0.999, 均在 1% 的水平上显著为正, 数字经济与创新城市发展存在显著的正相关关系。模型(3)和(4)进一步将人口密度、人力资本水平等控制变量加入回归过程中。结果显示, 在 1% 的显著性

水平上,数字经济指数每增长1%,对提高创新型城市的发展水平产生0.951%的正面影响。这进一步表明,数字经济在推动城市创新发展上发挥了至关重要的作用,假设1得到验证。

表3 基准回归分析结果

参数	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dei</i>	1.103*** (0.032)	0.999*** (0.213)	1.001*** (0.033)	0.951*** (0.191)
<i>Pod</i>			-0.047** (0.019)	-0.105*** (0.027)
<i>Edu</i>			0.002** (0.001)	0.002*** (0.001)
<i>Gof</i>			0.012** (0.005)	0.024*** (0.009)
<i>Fid</i>			0.004* (0.003)	0.001*** (0.002)
<i>Opl</i>			-0.151*** (0.015)	-0.155*** (0.056)
<i>Mad</i>			0.009* (0.006)	0.019* (0.010)
<i>_cons</i>	0.010*** (0.001)	0.007* (0.004)	0.022* (0.006)	0.132*** (0.040)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	YES	NO	YES
<i>N</i>	3091	3091	3091	3091
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.298	0.353	0.341	0.389

注:括号内数值代表标准误差,“\*”的数量代表显著性水平:  
\*代表 $p < 0.1$ , \*\*号代表 $p < 0.05$ , \*\*\*代表 $p < 0.01$ ,下同。

从加入控制变量后的模型来看,人口密度(*Pod*)的系数为负数,可能是由于人口密度过大会引起交通、就业等社会资源相对紧缺,不利于城市创新发展的提升。且通过固定时间效应消除时间变化对人口密度的影响后,显著性水平得到提高;提升当地的人力资本水平(*Edu*)对促进城市创新发

展水平有促进作用;政府财政支配程度(*Gof*)和金融发展水平(*Fid*)与创新城市发展存在正相关关系,且在1%水平上显著,这在一定程度上反映了建设高水平资本市场对提升区域创新发展的重要性;外商投资(*Opl*)的系数值为负且在1%的水平显著,说明外来资金的涌入并没有带动本地区创新水平的显著提升,可能是因为引入外资可能会形成技术依赖,从而阻碍城市创新能力的提升<sup>[34]</sup>;市场化程度(*Mad*)对城市创新能力的提升在一定程度上有促进作用,能够通过要素市场和产品市场对城市创新能力起正向影响<sup>[35]</sup>。

### 3.2 中介效应检验

假设2中提出,数字经济在推动产业结构升级的过程中,也促进了创新型城市的发展,因此,借鉴高岳林等<sup>[11]</sup>,本文选择产业结构合理化(*Ris*)与产业结构高级化(*His*)作为中介变量,对产业结构升级在数字经济影响创新城市发展的过程中发挥的作用机制进行探讨。依据上文构建的中介效应模型进行实证分析,按照Bootstrap方法1000次自抽样进行中介效应检验,判断中介效应是否显著主要判断置信区间是否包含“0”,不包含“0”为显著,反之则为不显著。

由表4的估计结果得出,两个中介变量在95%置信区间下,间接影响的检验结果中均不包含0,说明数字经济对于创新城市的发展起到直接的推动作用,并且数字经济的发展进一步推动了产业结构朝着更为合理和高级的方向演变,数字经济通过改善产业结构进而增强城市的创新潜力,结果如表4所示。

表4 中介效应检验结果

参数	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>His</i>	<i>Incd</i>	<i>Ris</i>	<i>Incd</i>
<i>Dei</i>	2.791*** (0.418)	0.954*** (0.193)	-1.592* (0.392)	0.945*** (0.196)
<i>His</i>		0.002* (0.002)		
<i>Ris</i>				-0.001 (0.001)
Bootstrap直接效应95%的置信区间	[0.000 2, 0.005 4]		[-0.018 6, -0.011 2]	
Bootstrap间接效应95%的置信区间	[0.015 8, 0.030 6]		[-0.009 0, -0.006 1]	
控制变量	YES	YES	YES	YES
双向固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	3 091	3 091	3 091	3 091
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.651	0.390	0.038	0.389

表4中,模型(1)和(3)分别以产业结构高级化(*His*)和产业结构合理化(*Ris*)作为被解释变量,而数字经济的回归系数分别为2.791和-1.592,且均在10%以上水平显著。需要注意的是,产业结

构的合理化为负向指标,可以说明,数字经济的发展助力了产业结构合理化的推进,并促成了产业结构向更高级形态的发展。模型(2)和(4)中以创新城市发展水平(*Incd*)为被解释变量,分别加入*His*

与  $Ris$  两个中介变量后进行回归。结果显示,数字经济回归系数均显著为正。数字经济可以推动产业结构合理化发展,促进产业结构从较低级的形式向较高级形式转换,从而带动城市创新水平的提升。

### 3.3 门槛效应检验

为探究数字经济“边际效应”递增的梅特卡夫法则是否也显著存在于创新型城市发展过程中,本文借助 Bootstrap 抽样法反复抽样 500 次,对数字经济水平( $Dei$ )、产业结构合理化( $Ris$ )和产业结构高级化( $His$ )的门槛特征进行检验后得出,数字经济水平( $Dei$ )通过了双重门槛检验;产业结构合理化( $Ris$ )和产业结构高级化( $His$ )均通过单门槛检验,仅有产业结构高级化( $His$ )通过了双门槛检验,二者均未能通过三门槛检验。基于此,设定相应的门槛数量,回归结果如表 5 所示。

表 5 门槛效应回归结果

参数	(1)	(2)	(3)	
门槛值	$q_1$	0.034	0.010	1.405
	$q_2$	0.131		1.580
$Th \leq q_1$		-0.183	0.958 4***	1.053***
		(0.382)	(0.154)	(0.175)
$Q_1 < Th < q_2$		0.424	1.151***	1.523***
		(0.293)	(0.225)	(0.375)
$Th \geq q_2$		0.965***		1.110***
		(0.179)		(0.182)
控制变量	YES	YES	YES	
双向固定	YES	YES	YES	
$N$	3 091	3 091	3 091	
$R^2$	0.376	0.348	0.390	

表 5 中,模型(1)的回归结果显示,数字经济水平低于 0.033 5 时,数字经济对创新城市发展的影响为负向,但并不显著;数字经济水平超过 0.131 3 后,数字经济对创新城市发展的影响出现了显著的正向效应。不难发现,数字经济水平较弱时,数字经济的发展可能会对城市的创新能力产生负面影响。原因在于,在数字经济建设的初始阶段,基础设施建设和创新均需要巨额融资,而这时数字经济尚未形成网络效应,可能攫取城市创新资金投入,进而影响创新发展。此外,由于数字经济中存在信息不对称,导致城市创新活动无法得到有效激励,从而阻碍数字经济的快速健康发展。但随着数字经济技术的不断进步,数字经济开始展现出其“边际递增”的网络效应,对创新型城市的发展产生了逐渐增强的影响。在模型(2)和(3)中,数字

经济发展对城市创新能力的促进持续增强,产业结构的合理化和高级化( $Ris$ 和 $His$ )作为门槛变量时,随着门槛变量达到更高水平,其“边际递增”的非线性特征仍然明显存在。这表明,在推动创新城市发展的过程中,数字经济不仅会受到其自身发展水平的制约,还会受到产业结构优化和升级的影响。可能是由于目前大部分城市产业结构的高级化和合理化尚未完全实现,仍存在较大的上升空间,随着产业结构的升级优化,数字经济对创新城市发展水平的边际产出得到提升。至此,假设 3 得到验证。

### 3.4 空间溢出效应分析

前文探讨了数字经济如何影响创新型城市发展,但由于可能忽略了不同区域之间的空间联系而导致估计结果产生偏差。因此,将空间因素纳入分析范围,进一步检验数字经济在推动创新城市发展过程中是否产生空间外溢。在空间计量分析前,本文采用 Moran's I 指数法对创新城市发展水平( $Incd$ )进行空间自相关检验,以检验研究对象是否存在空间效应。经检验创新城市发展水平的 Moran's I 均显著为正,各个城市之间的创新发展在空间上呈现出显著的正相关性,并在空间上表现出集中趋势。

进一步绘制创新城市发展水平的 Moran 散点图(限于篇幅,仅绘制 2011、2016 和 2021 年),如图 1 所示。大部分城市的创新发展水平均分布在第一、三象限,表明城市的创新发展在空间上呈现高度集聚的特征,为更好地了解数字经济如何影响创新型城市,需要考虑城市创新发展与空间关联性。

依照 Elhorst<sup>[36]</sup>的检验思路,进行 Wald 检验、似然比(LR)检验等,LR 检验结果中  $P$  小于 0.05,意味着空间杜宾模型不能退化为空间误差模型或空间滞后模型。经检验,本文最终采用基于时间和空间双向固定效应的空间杜宾模型进行回归分析,并选用邻接矩阵作为分析工具。同时考虑到“空间溢出效应”主要源于内生交互效应和内生交互效应,即一个空间单元中解释变量对被解释变量之间的内生互动,以及一个空间单元上解释变量对另一个单元上被解释变量的外生影响。据此,单纯通过点回归结果分析区域间的空间溢出效应可能导致估计偏误。因此,需要借助空间杜宾模型的偏微分法对空间溢出效应进行分解,从而区分并分别计算直接溢出效应、间接溢出效应及总体溢出效应。回归结果见表 6,分解结果见表 7。

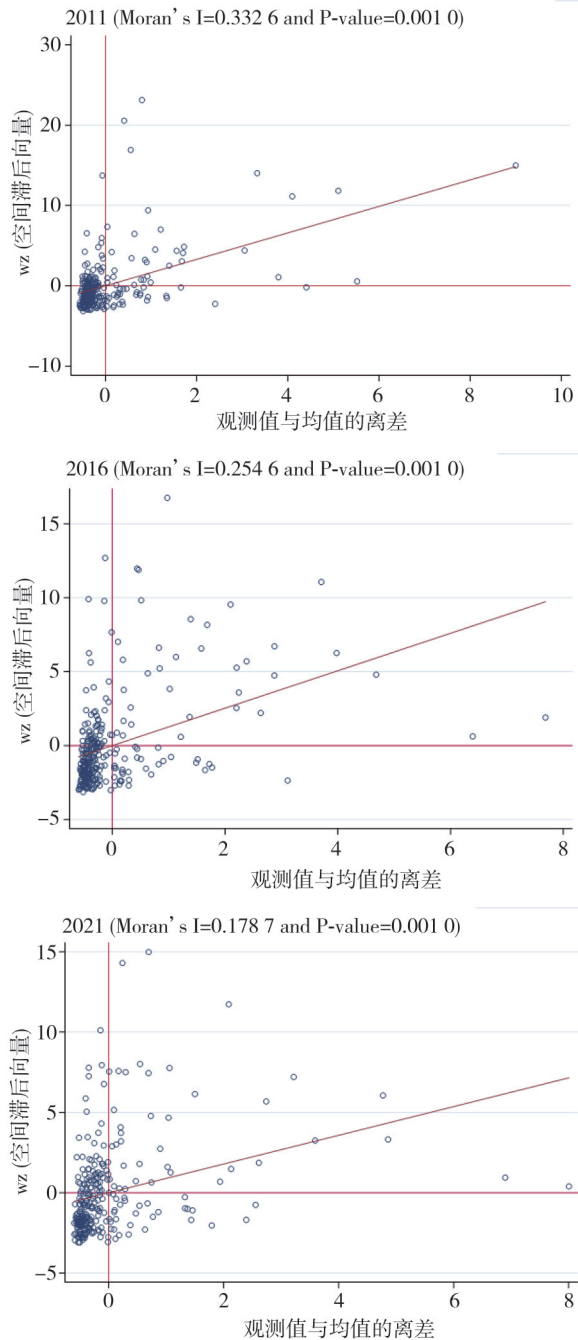


图1 部分年份创新城市发展局部莫兰指数散点图

表6的SDM回归结果显示,在1%的显著性水平上,数字经济对于创新型城市发展均具有显著的正向空间自回归影响。这一结果证实了样本城市之间在数字经济的外生交互效应以及创新发展的内在交互效应的存在。其次,表7中结果表明,数字经济对创新城市发展水平提升的直接、间接溢出效应以及总溢出效应均显著为正,说明数字经济的兴起不只是增强了本地城市的创新能力,对其周边城市的创新进程

也产生了正向的刺激。通过推动数字经济的发展,城市有能力更为高效地进行资源配置,从而有效促进周边城市之间的技术互补,带动周边城市创新水平的提升。综上,假设4得到证明。

表6 空间杜宾模型回归结果

变量	估计结果	变量	估计结果
<i>Dei</i>	0.930*** (33.03)	$W \times Dei$	0.542*** (8.18)
<i>Pod</i>	-0.072*** (-3.68)	$W \times Pod$	-0.054* (-1.70)
<i>Edu</i>	0.000 (0.01)	$W \times Edu$	0.083 (1.07)
<i>Gof</i>	0.016*** (3.03)	$W \times Gof$	0.011 (1.34)
<i>Fid</i>	-0.000 (-0.09)	$W \times Fid$	-0.016*** (-2.87)
<i>Opl</i>	-0.011 (-0.63)	$W \times Opl$	-0.171*** (-7.31)
<i>Mad</i>	-0.013 (-1.58)	$W \times Mad$	-0.016 (-1.12)
$\rho$	0.410*** (19.54)	$\sigma^2_e$	0.000*** (38.67)
<i>N</i>	3 091	$R^2$	0.268

表7 空间杜宾模型分解回归结果

变量	(1)直接效应	(2)间接效应	(3)总效应
<i>Dei</i>	0.549*** (37.76)	0.121*** (3.06)	0.670*** (14.72)
<i>Pod</i>	-0.081*** (-4.30)	-0.128*** (-2.67)	-0.209*** (-3.89)
<i>Edu</i>	0.015 (0.31)	0.138 (1.14)	0.153 (1.10)
<i>Gof</i>	0.018*** (3.54)	0.026** (2.23)	0.044*** (3.43)
<i>Fid</i>	-0.002 (-0.65)	-0.026*** (-2.72)	-0.028*** (-2.62)
<i>Opl</i>	-0.030* (-1.70)	-0.279*** (-9.91)	-0.309*** (-10.55)
<i>Mad</i>	-0.015* (-1.68)	-0.033 (-1.36)	-0.048* (-1.67)
<i>N</i>	3 091	3 091	3 091
$R^2$	0.268	0.268	0.268

### 3.5 进一步探讨: 异质性分析

#### 3.5.1 区域异质性分析

长期以来,我国各地区之间在资源配置、经济增长水平方面都存在明显差异。因此,数字经济对创新型城市带来的效应在不同地区可能呈现出不同的特点。本文将281个城市分为东部、中部和西部三个区域<sup>①</sup>。另外,将直辖市、副省级城市及省会城市归类为中心城市,其余城市均归为普通城市,以此进行分类回归分析。结果显示,数字经济在推动创新城市发

① 依据我国第七个五年计划(1986-1990)中经济区域划分法进行划分:东部(京、津、冀、辽、鲁、沪、苏、浙、闽、粤、桂)、中部(黑、吉、蒙、晋、豫、鄂、湘、赣)和西部(陕、甘、青、宁、新、川、渝、云、贵)。1988年,海南省成立后,政府将其划入东部地区。

展过程中呈现明显的地域性差异。从表8中的模型(1)、(2)和(3)可以看出数字经济对创新城市发展的推动效果在东、中、西部都达到了1%的显著水平。数字经济对东、中、西各大城市的创新发展都带来了显著的推动。但相比之下,数字经济对东中部创新发展的边际效应尤为突出。这可能与东中部地区在数字经济的早期发展和其相对较高的发展水平有关,这使得“数字红利”得到了更为充分的释放。模型(4)和(5)中,中心城市和普通城市的数字经济的回归系数分别为0.784和0.163,且分别在1%与10%的水平上显著,反映出数字经济对中心创新城市发展的边际效应更大。可能是由于中心城市具有更突出的政策、资源优势,比普通城市更具备提升城市创新能力的“先发优势”;而普通城市在数字经济方面的发展速度相对缓慢,其创新基础也较为脆弱,但数字经济在提升城市创新潜能方面仍然具有巨大的潜力和价值。

### 3.5.2 阶段异质性

数字经济的发展与城市的创新推动也受到国

家的宏观战略和政策部署的影响。2015年党的十八届五中全会首次明确提出了“国家大数据战略”,标志着国家开始在顶层设计层面对数字经济进行布局。“十三五”规划期内,全国各地均在积极推动数据资源的开放与共享,数字经济实现跨越式发展。以此为时间节点进行分组回归,表8中第(6)、(7)列分别为“国家大数据战略”推出前和推出后两个阶段。回归结果显示,战略尚未明确之前,数字经济对创新城市发展的影响程度仅为0.376,仅在10%的水平上显著;战略提出后,回归系数增加至0.861,且在1%的水平上显著。这意味着“国家大数据”战略的提出显著增强了数字经济对创新城市发展的促进效应。该策略之所以有效,可能是因为其核心在于促进大数据、物联网、云计算等新兴信息的综合发展,并且探索大数据与传统行业共同进步的新型合作模式,促进传统产业转型升级和新兴产业发展,从而充分发挥了数字经济对促进创新城市发展的红利效应。

表 8 异质性分析结果

参数	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 中心城市	(5) 普通城市	(6) 2011—2014	(7) 2015—2021
<i>Dei</i>	0.991*** (0.247)	0.610*** (0.257)	0.240*** (0.082)	0.784*** (0.188)	0.163* (0.119)	0.376* (0.204)	0.861*** (0.287)
<i>Pod</i>	-0.315*** (0.084)	-0.045** (0.020)	-0.012 (0.018)	-0.605 (0.382)	-0.055*** (0.017)	-0.028 (0.023)	-0.054** (0.021)
<i>Edu</i>	-0.138 (0.160)	0.208 (0.250)	-0.002 (0.059)	-0.078 (0.194)	0.042 (0.089)	0.122 (0.123)	0.003 (0.084)
<i>Gof</i>	0.074*** (0.021)	-0.001 (0.006)	-0.004 (0.006)	0.148** (0.066)	0.009* (0.005)	-0.001 (0.008)	0.014** (0.007)
<i>Fid</i>	0.003*** (0.015)	0.010** (0.004)	-0.001 (0.001)	0.059* (0.050)	-0.002 (0.002)	0.008* (0.005)	-0.002 (0.001)
<i>Opl</i>	-0.199*** (0.075)	-0.045 (0.049)	-0.041 (0.060)	-0.401* (0.203)	-0.094*** (0.033)	-0.119*** (0.041)	0.027 (0.036)
<i>Mad</i>	0.039 (0.027)	0.014 (0.010)	0.006 (0.007)	-0.072 (0.055)	-0.009 (0.007)	-0.005 (0.009)	-0.002 (0.012)
<i>_cons</i>	0.305* (0.182)	-0.056 (0.047)	-0.003 (0.019)	0.028** (0.007)	0.084** (0.033)	-0.047 (0.052)	0.073* (0.037)
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 100	1 089	902	407	2 684	1 124	1 967
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.460	0.347	0.390	0.593	0.222	0.249	0.205

## 4 稳健性检验

本文为验证上述结论的可靠性,从以下维度对模型的稳健性进行深入分析:

### 4.1 控制固定效应

鉴于具有较高创新能力的城市也倾向于优先发展互联网和其他高科技产业,因此在数字经济应用场景中,它们通常会展现出“先发优势”。文中解

释变量和被解释变量间存在的因果联系可能导致内生性问题。由于仅依靠控制时间和城市的双向固定效应,不足以解决内生性问题,因此在这方面定义时间和城市所在省份的交互效应,有助于减轻数字经济深化可能导致的宏观环境变动。表9中的模型(1)显示,即使综合了宏观经济因素的系统性变化,数字经济对创新型城市的发展仍有显著的提升作用,因此本文之前的结论仍然是稳健的。

## 4.2 工具变量

参照黄群慧等<sup>[29]</sup>的相关研究,本文选取1984年每百人拥有的固定电话数量作为工具变量。由于所选择工具变量的原始数据为截面形式,具体应用时不能直接用于面板数据的定量分析。参考Jiang<sup>[37]</sup>的处理方法,引入全国互联网用户数以构造面板工具变量,以各城市1984年每百人固定电话数量与前一年全国互联网用户数的交互项作为核心解释变量的工具变

量。对工具变量进行检验,LM统计量的 $p$ 值均为0.000,且Wald F统计值大于10%水平上临界值,表明不存在“工具变量弱识别”的情况,所选工具变量合理。

进一步参考陈治<sup>[24]</sup>的研究,将数字经济发展指数滞后一期作为工具变量再次回归,经过检验可知该工具变量同样有效,结果见表9的(3)列。结果显示,在考虑内生性影响之后,数字经济对创新城市发展依然存在正向效应,且在1%的水平下显著。

表9 稳健性检验结果

参数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	<i>Incd</i>	<i>Incd</i>	<i>Incd</i>	<i>Index</i>	<i>Incd</i>	<i>Incd</i>
<i>Dei</i>	1.271*** (0.050)	0.460** (0.184)	0.452** (0.206)	0.735*** (0.274)	0.544*** (0.138)	0.797*** (0.140)
<i>Pod</i>	-0.055** (0.023)	-0.133*** (0.045)	0.119* (0.061)	0.009 (0.018)	-0.074*** (0.021)	-0.094*** (0.021)
<i>Edu</i>	0.031 (0.060)	0.229** (0.116)	0.278** (0.129)	-0.228** (0.109)	0.018 (0.090)	0.028 (0.109)
<i>Gof</i>	0.006 (0.006)	-0.051*** (0.014)	-0.047*** (0.018)	-0.014** (0.007)	0.012** (0.006)	0.016*** (0.006)
<i>Fid</i>	0.002 (0.004)	0.040*** (0.013)	0.038*** (0.014)	-0.046 (0.028)	0.001 (0.002)	-0.003 (0.004)
<i>Opl</i>	-0.088*** (0.018)	0.151** (0.064)	0.172** (0.067)	-0.229*** (0.068)	-0.068** (0.027)	-0.088** (0.034)
<i>Mad</i>	0.015* (0.009)	0.001 (0.012)	0.003 (0.013)	-0.021** (0.010)	0.019** (0.008)	-0.022** (0.009)
<i>_cons</i>	-0.285*** (0.062)	-0.537*** (0.105)	-0.501*** (0.109)	0.514* (0.296)	0.084** (0.033)	0.147*** (0.055)
<i>Kleibergen-Paapr k LM</i>		3.94** [0.047]	10.41*** [0.001]			
<i>Keibrgen-Paap rk Wdd F</i>		62.44 {16.38}	50.26 {16.38}			
双向固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
“时间×省份”固定效应	YES	NO	NO	NO	NO	NO
<i>N</i>	3 091	2 376	2 160	2 376	2 981	3 091
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.627	0.215	0.227	0.215	0.224	0.229

注: [ ] 中为 $P$ 值, { } 中为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值。

## 4.3 替换被解释变量

以《中国城市与产业创新力报告(2017)》中提供的城市创新指数作为被解释变量的替代变量(*Index*),由于该报告中仅更新至2016年数据,因此本文选择2011年—2016年作为检验区间。表9中第(4)列显示,替换被解释变量后,数字经济的发展仍然能够促进创新城市的发展。

## 4.4 剔除超大城市

与中小城市相比,超大城市因其规模效应而拥有显著的优势。这种优势不仅体现在其地理位置和经济实力上,还反映在产业结构等多个方面。考

虑到城市之间的客观差异性,剔除上海、北京、深圳、重庆、广州、成都、天津、东莞、武汉、杭州十个超大城市<sup>②</sup>,结果如表9中(5)列所示,核心解释变量(*Dei*)的系数仍显著为正。

## 4.5 缩尾处理

笔者对变量进行1%水平的缩尾处理,以消除异常值、离群值和其他干扰因素。表9第(6)列的结果显示,数字经济(*Dei*)对创新城市发展水平的提升具有显著的正向效应。

## 4.6 替换空间权重矩阵

本文采用替换核心解释变量与替换空间权重的

② 依据住房和城乡建设部于2023年10月公布的《2022年城市建设统计年鉴》,目前全国十个超大城市为:上海、北京、深圳、重庆、广州、成都、天津、东莞、武汉、杭州。

方式,检验空间计量模型的稳健性。首先,以数字经济滞后一期的数据代替当期数据进行回归<sup>[32]</sup>;后分别采用地理距离矩阵与空间嵌套矩阵替换邻接矩阵对模型进行重新估计,以此检验文中空间计量模型的稳健性。表 10 的稳健性检验结果显示,各个模型中数字经济的系数呈现显著的正向趋势,表明随着数字经济的稳步发展,城市的创新发展水平得到了明显的提升。表明所选空间计量模型较为稳健。

表 10 空间计量模型稳健性检验结果

参数	(1)滞后一期	(2)地理距离矩阵	(3)空间嵌套矩阵
<i>Dei</i>	1.107***(31.82)	0.921***(31.44)	0.874***(30.96)
<i>W×Dei</i>	0.409***(4.95)	0.693***(2.29)	0.358***(4.37)
<i>rho</i>	0.321***(13.58)	0.897***(29.83)	0.620***(23.23)
控制变量	YES	YES	YES
双向固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	2 810	3 091	3 091
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.589	0.546	0.522

## 5 结论与政策启示

本文基于 2011 年—2021 年中国 281 个地级市以上城市的面板数据,在构建数字经济发展水平综合指数与创新型城市发展水平的基础上,以产业结构升级为切入点,经过实证研究,探究了数字经济如何影响创新型城市,以及是否存在空间溢出效应,得到以下主要结论:

第一,数字经济在推动创新城市的发展过程中起关键的作用,逐渐成为支撑新时代创新型城市建设的主要力量,经过稳定性检验,这一结论仍然具有说服力;数字经济在东中部地区的推动效果尤为突出,在大数据战略提出后,数字经济对创新城市发展的促进作用也有了显著提升。

第二,产业结构高级化和产业结构合理化是推动创新型城市发展的关键途径,且数字经济对于创新型城市的发展呈现出“边际效益”递增的非线性趋势,证明了互联网的“梅特卡夫定律”在城市创新发展中也显著存在,同时产业结构的高级化和合理化这两个中介因素能够强化该效应,说明数字经济与产业结构升级能够共同助力创新型城市的发展。

第三,数字经济对创新型城市发展水平提升的空间溢出效应得到证实,数字经济推动当地城市创新能力的增强的同时,还可以刺激邻近城市创新产业的发展,有助于区域之间协调发展的新经济格局。

数字经济的推动作用正在引导创新型城市的进步,这些城市不再仅仅依赖局部的创新突破,而

是向着全面发展迈进。各城市应以自身禀赋为基础,构建城市与数字经济发展共同体。基于上述研究,本文提出的政策建议如下:

一是提高城市数字经济水平,稳固数字经济的基础设施与研发投入。在数字经济推动创新发展的大环境下,增加对互联网行业的资金投入,尤其是 5G 商用、大数据模式构建等,进一步巩固数字经济为创新发展带来的“数字红利”优势,建设鼓励并支持传统产业的数字化转型。

二是立足区域发展差异,实行差异化策略。尽管城市当地数字经济的快速增长能够带动周围城市的创新发展,但在推进过程中,必须认识到这种数字经济将加深各城市之间的创新鸿沟。在推进数字经济与传统实体经济的融合过程中,需要加强对不同发展阶段城市间的相互合作与支持,以尽可能地减少地区之间的不平衡发展,缩小“数字鸿沟”。

三是坚持产业引领城市创新,深入构建数字经济引领下的新型产业体系。目前,我国在数字经济领域的技术储备、创新力以及产生的新经济价值等方面,呈现出一个特点:从第三产业到第二产业,再到第一产业,这些能力和贡献逐渐减少的趋势。因此,要发挥第三产业现有优势,围绕主导产业快速提升主体、资源创新能力,大力发展高新技术产业,推动创新型城市发展。

## 参考文献

[ 1 ] 中国通信院. 中国数字经济发展研究报告(2023)[EB/OL]. 2023-04-27 [2023-12-12]. [http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/t20230427\\_419051.htm](http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/t20230427_419051.htm)

[ 2 ] 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.

[ 3 ] 马为彪,吴玉鸣. 数字经济发展对中国城市创新能力的影响[J]. 经济体制改革, 2022(6): 43-51.

[ 4 ] 熊励,蔡雪莲. 数字经济对区域创新能力提升的影响效应:基于长三角城市群的实证研究[J]. 华东经济管理, 2020, 34(12): 1-8.

[ 5 ] 韩兆安,吴海珍,赵景峰. 数字经济驱动创新发展:知识流动的中介作用[J]. 科学学研究, 2022, 40(11): 2055-2064.

[ 6 ] 徐向龙,侯经川. 促进、加速与溢出:数字经济发展对区域创新绩效的影响[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(1): 50-59.

[ 7 ] 温珺,阎志军,程愚. 数字经济驱动创新效应研究:基于省际面板数据的回归[J]. 经济体制改革, 2020(3):

- 31-38.
- [8] 庄子银, 贾红静, 李汛. 知识产权保护对企业创新的影响研究: 基于企业异质性视角[J]. 南开管理评论, 2023, 26(5): 61-73.
- [9] 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.
- [10] 金环, 于立宏. 数字经济、城市创新与区域收敛[J]. 南方经济, 2021(12): 21-36.
- [11] 高岳林, 秦取名, 王苗苗. 数字经济对产业结构优化升级的影响研究[J]. 统计与决策, 2023, 39(22): 30-35.
- [12] 张跃胜, 李思蕊, 李朝鹏. 为城市发展定标: 城市高质量发展评价研究综述[J]. 管理学报, 2021, 34(1): 27-42.
- [13] 宋洋. 数字经济、技术创新与经济高质量发展: 基于省级面板数据[J]. 贵州社会科学, 2020(12): 105-112.
- [14] 周剑明, 王鹏. 新发展格局下我国产业结构升级面临的压力与对策[J]. 经济纵横, 2021(6): 94-99.
- [15] 李春发, 李冬冬, 周驰. 数字经济驱动制造业转型升级的作用机理: 基于产业链视角的分析[J]. 商业研究, 2020(2): 73-82.
- [16] 刘家旗, 薛飞, 付雅梅. 数字经济的产业结构升级效应研究: 基于供给与需求双重视角[J]. 统计与决策, 2023, 39(18): 125-128.
- [17] 罗珉, 李亮宇. 互联网时代的商业模式创新: 价值创造视角[J]. 中国工业经济, 2015(1): 95-107.
- [18] 黎晓春, 常敏. 数字经济时代创新型城市发展的动力变革和路径优化研究[J]. 治理研究, 2020, 36(1): 93-99.
- [19] CAIRNCROSS F. The death of distance: how the communications revolution will change our lives [J]. Choice Reviews Online, 1998, 35(6): 35-3423.
- [20] 马中东, 宁朝山. 数字经济、要素配置与制造业质量升级[J]. 经济体制改革, 2020(3): 24-30.
- [21] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 2005(2): 268-274.
- [22] 沈能, 彭慧, 姚炯. 多渠道国际研发溢出与创新效率空间收敛研究[J]. 科学学研究, 2019(6): 1091-1101.
- [23] 赵增耀, 章小波, 沈能. 区域协同创新效率的多维溢出效应[J]. 中国工业经济, 2015(1): 32-44.
- [24] 陈治, 张少华. 数字经济、空间溢出与区域创新能力提升: 基于中国 274 座城市数据的异质性研究[J]. 管理学报, 2023, 36(1): 84-101.
- [25] 韩峰, 谢锐. 生产性服务业集聚降低碳排放了吗?: 对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2017(3): 40-58.
- [26] 温珺, 阎志军, 程愚. 数字经济与区域创新能力的提升[J]. 经济问题探索, 2019(11): 112-124.
- [27] FIRSOVA A, CHERNYSHOVA G. Efficiency analysis of regional innovation development based on DEA malmquist index[J]. Information, 2020, 11(6): 294.
- [28] 宁连举, 肖玉贤, 刘经涛等. 跨行政区域创新策源能力评价与实证: 基于熵权法、TOPSIS法、灰色关联分析[J]. 科技管理研究, 2021, 41(20): 44-51.
- [29] 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.
- [30] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16.
- [31] 付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 2010(8): 79-81.
- [32] 穆学英, 王强. 中国数字经济对城市创新影响的空间效应及机制[J]. 城市问题, 2023(8): 83-92.
- [33] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, 46(9): 4-16.
- [34] 李光龙, 范贤贤. 财政支出、科技创新与经济高质量发展: 基于长江经济带 108 个城市的实证检验[J]. 上海经济研究, 2019(10): 46-60.
- [35] 庄旭东, 王仁曾. 市场化进程、数字化转型与区域创新能力: 理论分析与经验证据[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(7): 44-52.
- [36] ELHORST J P. Matlab software for spatial panels. [J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3): 389-405.
- [37] JIANG X, FU W, LI G L. Can the improvement of living environment stimulate urban innovation?: Analysis of high-quality innovative talents and foreign direct investment spillover effect mechanism [J]. Journal of Cleaner Production, 2020(255): 120212.
- [38] 邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择: 基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016(9): 73-88.