

数字经济赋能科技产业高质量发展的统计测度

史依飞¹, 谢晋阳², 尚云艳², 胡俊英³

¹西京学院机械工程学院, 陕西 西安

²西京学院计算机学院, 陕西 西安

³西北大学数学学院, 陕西 西安

收稿日期: 2024年11月26日; 录用日期: 2024年12月22日; 发布日期: 2024年12月30日

摘要

文章基于2010~2022年我国31个省份的面板数据, 探讨了数字经济对科技产业高质量发展的影响。通过基准回归模型分析可知数字经济对科技产业高质量发展的影响具有显著的统计学性质, 表明数字经济对科技产业高质量发展有推动作用; 引入产业结构比变量构建中介效应模型, 模型结果显示产业结构升级是数字经济助力科技产业高质量发展的有效途径; 最后, 运用空间计量模型分析得到数字经济对科技产业高质量发展的空间反馈效应均表现出显著性, 说明数字经济发展是科技产业高质量发展的重要调节机制。

关键词

数字经济, 科技产业高质量发展, 空间杜宾模型

Statistical Measurement of Digital Economy Empowering High-Quality Development of Technology Industry

Yifei Shi¹, Jinyang Xie², Yunyan Shang², Junying Hu³

¹School of Mechanical Engineering, Xijing University, Xi'an Shaanxi

²School of Computer Science, Xijing University, Xi'an Shaanxi

³School of Mathematics, Northwest University, Xi'an Shaanxi

Received: Nov. 26th, 2024; accepted: Dec. 22nd, 2024; published: Dec. 30th, 2024

Abstract

This article explores the impact of the digital economy on the high-quality development of the technology industry based on panel data from 31 provinces in China from 2010 to 2022. Through

文章引用: 史依飞, 谢晋阳, 尚云艳, 胡俊英. 数字经济赋能科技产业高质量发展的统计测度[J]. 统计学与应用, 2024, 13(6): 2543-2555. DOI: 10.12677/sa.2024.136246

benchmark regression model analysis, it can be concluded that the impact of the digital economy on the high-quality development of the technology industry has significant statistical properties, indicating that the digital economy has a driving effect on the high-quality development of the technology industry; Introducing the variable of industrial structure ratio to construct a mediation effect model, the model results show that industrial structure upgrading is an effective way for the digital economy to promote the high-quality development of the technology industry; Finally, using spatial econometric models, it was found that the spatial feedback effects of the digital economy on the high-quality development of the technology industry were significant, indicating that the development of the digital economy is an important regulatory mechanism for the high-quality development of the technology industry.

Keywords

Digital Economy, High Quality Development of the Technology Industry, Spatial Durbin Model

Copyright © 2024 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

中共中央政治局 2023 年 4 月 30 日召开会议, 会议中提到: 我国经济基础稳、优势多、韧性强、潜能大、开局良好, 回升好是当前经济运行的基本特征和趋势, 要增强做好经济工作的信心[1]。2023 年 12 月, 习近平总书记在中共中央政治局学习时进一步指出, “科技创新能够催生新产业、新模式、新动能, 是发展新质生产力的核心要素” [2]。

数字经济打破了传统经济的时空限制, 以数字化、数据驱动和智能化的特征渗透到中国经济的各个方面。纵观现有研究, 对于数字经济与科技产业高质量发展之间的关系研究成果较少。大多数研究都是基于两者各自的概念展开讨论, 很少有学者对两者间的关系进行研究。

吕铁等(2019)研究认为传统产业数字转型可以破解产业发展难题进而推动技术创新和产值增长[3]。刘丽(2021)在中国高技术产业高质量发展路径研究一文中指出: 创新链、价值链和供应链对中国高技术产业高质量发展的影响力度小于空间链的影响, 表明产业结构升级优化是科技产业高质量发展的重要因素[4]。刘丽(2021)在中国高技术产业高质量发展路径研究一文中也指出: 空间链在科技产业高质量发展中表现显著, 即科技产业高质量发展存在空间溢出效应[4]。

本文在立足五大新发展理念的基础上, 构建科技产业高质量发展指标体系; 其次, 不仅讨论了不同地区数字经济对科技产业高质量发展影响, 还讨论了不同区位熵组数字经济对科技产业高质量发展影响; 最后, 本文证实了数字经济是科技产业高质量发展的重要调节机制。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字经济与科技产业高质量发展

科技创新是经济发展的重要动力, 是国家安全的技术保障, 是改善生产方式的根本保证, 是增强国际竞争力的关键要素, 因此对科技产业的研究是我国经济可持续发展的重要内容。

数字经济以数字化、智能化、网络化的特点优化各要素配置, 并可促进产业融合发展。Shapiro 和 Borenstein 分别在经济学、电子商务相关问题的研究中, 指出数字经济具有高效处理大规模信息、准确发

现多样化需求、实现供需双方快速匹配等优势[5][6]。Hasan 在数字经济的研究中,提出数字经济与实体经济融合可以重塑经济模式[7]。吕铁提出传统产业数字化转型可以破解产业发展难题进而推动技术创新和产值增长[3]。基于此,提出如下假设。

假设 1: 数字经济发展助力科技产业高质量发展。

2.2. 产业结构与科技产业高质量发展

数字经济的发展驱动了各种新兴技术的发展,从而实现产业交替及结构升级,通过改进当下技术,增加其科研能力,促进高科技产业的高质量发展。Hasan 认为数字经济和实体经济的融合能促进产业升级[7]。王珏、吕德胜在研究数字经济促进黄河流域高质量发展一文中,认为数字经济数字通过产业结构合理化、高级化释放高质量发展红利,促进区域经济高质量发展[8]。刘丽在中国高技术产业高质量发展路径研究一文中指出:创新链、价值链和供应链对中国高技术产业高质量发展的影响力度小于空间链的影响,表明产业结构升级优化是科技产业高质量发展的重要因素[4]。罗衍在研究我国高技术产业高质量发展路径研究中指出高技术产业和高技术服务业之间的内在互动会促使高技术产业高质量发展[9]。基于此,提出如下假设。

假设 2: 重塑产业布局是数字经济助力科技产业高质量发展的有效途径。

2.3. 区域效应与科技产业高质量发展

数字经济因区域协同优势突破地理空间的限制及束缚,在区域之间产生“空间溢出效应”。由于地理位置的差异,沿海地区更容易接收到高技术的影响,出现技术交流互动,而偏远地区难以吸收高科技手段流入,从而抑制科技产业高质量发展。很多文献都说明了数字经济对科技产业存在空间溢出效应。比如:。刘丽在中国高技术产业高质量发展路径研究一文中也指出:空间链在科技产业高质量发展中表现显著,即科技产业高质量发展存在空间溢出效应[4]。罗衍在研究我国高技术产业高质量发展路径中也指出东、中、西、东北部四大区域在高技术产业高质量研究中呈现不同的互动特征[9]。基于此,提出如下假设。

假设 3: 数字经济是科技产业高质量发展的重要机制。

3. 研究设计

3.1. 模型设定

3.1.1. 基准回归模型

在时间和地区效应下,为研究变量之间的因果关系,一般地,需要使用计量经济学中的基准回归模型,如公式(1)。

$$sti_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dige_{it} + \alpha Control_{it} + \zeta_i + \delta_t + \mu_{it} \quad (1)$$

sti_{it} 是科技产业高质量发展, $dige_{it}$ 是数字经济, 其中, i 是不同地区, t 是时间, $Control_{it}$ 是控制变量, ζ_i 是个体固定效应, δ_t 是时间固定效应, μ_{it} 是随机扰动项。

3.1.2. 中介效应模型

由于指标体系的建立会存在一定的局限性,在分析变量之间因果关系的时候,会造成存在遗漏变量问题,此时,需要建立中介效应模型。具体步骤如下:

$$sti_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dige_{it} + \alpha Control_{it} + \zeta_i + \delta_t + \mu_{it} \quad (2)$$

$$isr_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 dige_{it} + \gamma Control_{it} + \zeta_i + \delta_t + \mu_{it} \quad (3)$$

$$sti_{it} = \delta_0 + \delta_1dige_{it} + \delta_2isr_{it} + \delta Control_{it} + \zeta_i + \delta_i + \mu_{it} \tag{4}$$

公式(2)中, α_1 是数字经济对科技产业高质量发展的总效应, 公式(3)中, γ_1 是数字经济对产业结构的影响, 公式(4)中, δ_2 是数字经济对产业结构对科技产业高质量发展的影响效应。

3.1.3. 空间效应模型

由于省域之间客观的地理条件, 在经济活动中容易出现区域产业互动和区域技术交流的现象, 所以数字经济发展带来的收益会惠及周围地区, 在经济学上, 这种现象被称为空间溢出效应。在计量经济学中, 往往使用空间杜宾模型(spatial Durbin model, SDM)分析空间溢出效应。模型如下:

$$sti_{it} = \beta_0 + \rho Wsti_{it} + \beta_1dige + \beta Control_{it} + W\delta dige + W\theta Control_{it} + \varepsilon_i + \lambda_t + \mu_{it} \tag{5}$$

公式(5)中: W 为权重矩阵, $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2 I_n)$, σ^2 是待估计的随机扰动项方差, I_n 是 $n \times n$ 阶单位阵, ρ 和 δ 分别是待估计的被解释变量和解释变量的空间自回归系数, β 和 θ 为 $k \times 1$ 待估计系数向量, k 是控制变量的个数。

3.2. 变量选取

3.2.1. 被解释变量：科技产业高质量发展(sti)

Table 1. High-quality development indicator system for the science and technology industry
表 1. 科技产业高质量发展指标体系

一级指标		二级指标	单位	指标方向
科技产业高质量发展	创新	新产品开发项目数	个	+
		专利申请数量	件	+
		技术改造经费支出	万元	+
		研发经费项目率	%	+
		技术改造经费支出	万元	+
		R&D 人员人均申请专利数	个	+
科技产业高质量发展	协调	国有控股企业占比	%	+
		新产品项目中有效专利含量	%	+
		国有控股企业营收占比	%	+
		技术投入比率	%	+
		城乡收入差距泰尔指数	—	—
		新产品收支比	%	+
科技产业高质量发展	绿色	森林覆盖率	%	+
		工业污染治理投资	万元	+
科技产业高质量发展	开放	贸易出口额	万元	+
		进出口总额	万元	+
科技产业高质量发展	共享	万人拥有高技术产业企业数	个	+
		非私营在岗职工平均工资	元	+
		研发资金比值	%	+
		失业率	%	—
		人口自然增长率	%	+

党的十八届五中全会提出“创新、协调、绿色、开放、共享”新发展理念，国家“十四五”规划指出“坚定不移贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念，推动高质量发展”。新发展理念将贯穿未来发展的全过程和全领域，其引领作用将愈发突出。发展理念与科技产业体系相结合，形成新的科技产业体系研究视角，对经济社会可持续发展，带动各领域科技创新发展，打造科技合作交流新格局，促使科技成果惠及民众，全面推进科技产业高质量内涵发展，对国家和全人民全面发展具有重大意义。本文基于新发展理念构建综合科技产业高质量发展评价指标体系，通过熵权法测算各指标权重，进而得出科技产业高质量发展的综合得分。科技产业高质量发展指标体系如表 1 所示。

3.2.2. 核心解释变量：数字经济发展(dige)

依据数字经济的数字化、智能化和网络化的特征，本文选取高技术企业个数、数字普惠金融和互联网普及率三个指标评价数字经济发展。通过熵权法测算各指标权重，进而得出数字经济发展的综合得分。数字经济发展的指标体系如表 2 所示。

Table 2. Indicator system for digital economy development

表 2. 数字经济发展的指标体系

数字 经济 发展	一级指标	二级指标	单位	指标方向
	智能化	高技术企业个数	个	+
	数字化	数字普惠金融	万元	+
	网络化	互联网普及率	%	+

通过熵权法测评科技产业高质量发展和数字经济发展水平。具体计算步骤如下：

第一步，归一化处理，并计算各指标对应概率 p 。

$$\text{正向: } r_{ij} = \frac{\max(y_{ij}) - y_{ij}}{\max(y_{ij}) - \min(y_{ij})}; \text{ 逆向: } r_{ij} = \frac{y_{ij} - \min(y_{ij})}{\max(y_{ij}) - \min(y_{ij})} \quad (6)$$

$$p_{ij} = \frac{r_{ij}}{\sum_{i=1}^n r_{ij}} \quad (7)$$

其中， p_{ij} 表示第 i 个处理的第 j 项指标对应的概率值， r_{ij} 表示第 i 处理的第 j 项指标对应的归一化后的数值， n 表示处理的个数。

第二步，求信息熵。

$$E_j = -\ln(n)^{-1} \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln(p_{ij}) \quad (8)$$

其中， E_j 表示第 j 项指标的信息熵。

第三步，计算冗余度。

$$D_j = 1 - E_j \quad (9)$$

其中， D_j 表示第 j 项指标的冗余度。

第四步，计算指标权重。

$$w_j = \frac{D_j}{\sum_{j=1}^m D_j} \quad (10)$$

其中， w_j 表示第 j 项指标的权重， D_j 表示第 j 项指标的冗余度， m 表示指标的数量。

第五步，分别计算科技产业高质量发展和数字经济发展的综合得分。

$$s_{ij} = \sum_{j=1}^n w_j y_{ij} \quad (11)$$

其中， s_{ij} 表示综合得分。

根据计算得到的权重矩阵，分别计算科技产业高质量发展和数字经济指数，计算其综合得分。

3.2.3. 中介变量：产业结构比(ISR)

本文基于权重赋值法研究如今产业结构的变化，通过各个产业增加值与地区生产总值的比值分别赋值 1、2、3，并进行加权计算，有效展现出产业升级过程中的结构变化，又能全面反映出产业结构升级的整体效果。

3.2.4. 控制变量(Control)

本文选取以下控制变量：(1) 人均地区生产总值($\ln rdgp$)：反映了地区居民的平均经济水平和经济发展状况。(2) 对外开放程度($open$)：通过进出口总额与国内生产总值(GDP)之比来衡量。(3) 平均受教育年限(ay)：反映了劳动力或特定年龄段人口平均接受教育的年数。(4) 环境治理程度(er)：通过环境治理总投资与国内生产总值(GDP)之比来衡量。

3.3. 数据来源

考虑部分数据的缺失问题，本文选取了 2010~2022 年我国 31 个省市的面板数据为研究数据，具体指标数据主要来自于《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国高技术产业统计年鉴》、《中经网》和《北京大学数字普惠金融研究中心》等。对于缺失数据采用插值法进行补充。

4. 实证分析

4.1. 基准回归模型分析

本文选取拟合随机效应和双固定(地区、年份)效应下的单变量与全变量回归模型，结果如表 3 所示(样本数据 30 个，不包含西藏自治区)。第 1 列报告的是科技产业高质量发展指数对数字经济指数的单变量随机效应模型，根据最小二乘法拟合回归系数，如表所示，数字经济综合指数的回归系数为 0.607，且在 1%水平上显著，即 $\beta = 0.607$, $t = 10.920$ ；第 2 列报告的是增加了人均生产总值、平均受教育年限、进出口贸易总额与 GDP 的比值、工业污染治理与 GDP 的比值四个变量的结果，我们发现数字经济指数 1%水平上影响非常显著($\beta = 0.641$, $t = 8.927$)，其回归系数达到了 0.641；在控制了地区和年份的双向固定效应后，第 3 列的回归结果显示，数字经济指数的影响依然显著，其回归系数为 0.026，且在 1%水平上显著($\beta = 0.026$, $t = 0.346$)，进一步地，第 4 列报告了在回归模型中增加了一系列控制变量后的结果，数字经济指数的回归系数为 0.058，且在 1%水平上显著。由此可见，数字经济助力科技产业高质量发展。因此，假设 1 得到证实。

Table 3. Results of the baseline regression model

表 3. 基准回归模型结果

	(1)	(2)	(3)	(5)
	sti	sti	sti	sti
$dige$	0.607*** (10.920)	0.641*** (8.927)	0.026*** (6.364)	0.018*** (4.026)

续表

<i>lnrgdp</i>		0.026	0.122	
		(0.527)	(1.376)	
<i>open</i>		−0.000	−0.000	
		(−0.905)	(−0.644)	
<i>ay</i>		0.006	0.009	
		(0.439)	(0.456)	
<i>er</i>		0.003	0.002	
		(1.229)	(0.897)	
<i>constant</i>	0.054***	−0.111	0.150***	−0.330
	(4.431)	(−0.651)	(10.664)	(−0.740)
个体固定效应	No	No	Yes	Yes
时间固定效应	No	No	Yes	Yes
<i>Observations</i>	360	360	360	360
<i>R-squared</i>	0.721	0.724	0.914	0.915
F 统计量	79.559	20.385	-	-

注：*p < 0.1，**p < 0.05，*** p < 0.01，一颗星：10%，1.65；两颗星：5%，1.96；三颗星：1%，2.63。下同。

为进一步说明选择双向固定效应的必要性，本文使用豪斯曼(*Hausman*)检验，结果如表 4 所示。*Prob > chi²* 的值为 0.000，表明在分析数字经济对科技产业高质量发展的影响时，应该采用双向固定效应模型。

Table 4. Test results of the Hausman
表 4. Hausman 检验结果

变量	Coefficient		Difference
	FE	RE	
<i>dige</i>	0.074	0.430	
<i>ln rdgp</i>	0.122	0.146	
<i>open</i>	−0.001	−0.001	0.000
<i>ay</i>	−0.040	−0.003	
<i>er</i>	0.001	0.001	0.000
constant	−0.327	−0.553	
<i>Prob > chi²</i>			0.000

4.2. 中介效应检验

本节引入产业结构比对数值(*ln isr*)，它作为中介变量，构建中介效应模型，论证数字经济对科技产业高质量发展的推动作用。具体结果如表 5 所示。第 1 列为单变量的基准回归模型，第 2 列是中介效应模型，数字经济的拟合系数为正，表明数字经济对产业结构调整具有正向影响，且在 5%的显著水平上显著($\beta = 0.017$, $t = 2.440$)。第 3 列将产业结构比对数值加入回归模型中，结果显示数字经济和产业结构比

对数值的拟合系数均为正，且在 5%的显著水平上显著($\beta = 0.018, t = 3.047$ ； $\beta = 0.009, t = 2.590$)，表明中介变量对科技产业高质量发展有显著正向影响，说明调整产业结构这是助力科技产业高质量发展的有效途径。因此，假设 2 得到证实。

Table 5. Test results of the mediation mechanism
表 5. 中介机制检验结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>sti</i>	<i>ln isr</i>	<i>sti</i>
<i>dige</i>	0.026*** (6.364)	0.017** (3.440)	0.018** (3.047)
<i>ln isr</i>			0.009** (3.590)
<i>ln rdgp</i>		0.536*** (7.7556)	0.188 (1.1268)
<i>open</i>		0.000 (1.5825)	-0.000 (-0.5837)
<i>ay</i>		0.002 (0.3012)	-0.009 (-0.4437)
<i>er</i>		0.001** (2.4586)	0.000** (2.0776)
<i>constant</i>	0.150*** (10.664)	1.575*** (5.0227)	-0.137 (-0.3772)
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	360		
<i>R-squared</i>	0.9236	0.9986	0.9259
省市个数	30	30	30

4.3. 内生性检验

考虑到数字经济与科技产业现代化之间存在双向因果关系，会造成模型内生性问题。于是，本文采用了一种创新的方法，即利用 1999 年互联网用户数与时间趋势数的乘积作为工具变量，并通过实施两阶段最小二乘法(2SLS)进行拟合回归分析，结果如表 6 所示。

Table 6. Endogeneity test results
表 6. 内生性检验结果

变量	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段
	<i>dige</i>	<i>sti</i>
<i>dige</i>		0.673*** (4.19)
<i>ln users</i>	0.106*** (4.34)	
<i>Cragg-Donald F 值</i>	120.54	120.54
<i>Kleibergen-Paap Wald rk F statistic</i>	18.81	18.81
<i>Stock-Yogo weak ID test</i>	16.38	16.38
控制变量	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
观测值数	360	360
调整 R^2	0.8101	0.7284

注：弱工具变量报告的是 Cragg-Donald 值，Stock-Yogo weak ID test 中 10%偏误的临界值。

第一阶段结果显示工具变量对数字经济的拟合系数为 0.106，该值大于 0，且在 1%下的水平上显。验证了工具变量与核心解释变量的相关性；第二阶段回归结果与基准回归一致，在排除内生性问题后，可以得出数字经济对科技产业高质量发展有显著的影响。

4.4. 异质性检验

4.4.1. 地区异质性

由于地区地理位置的先天因素，在模型拟合中会造成因变量存在组间差异性。本文按照东、中、西部三大区域，进行计量回归分析。结果如表 7 所示。

Table 7. Regional regression analysis results

表 7. 区域回归分析结果

变量	东部		中部		西部	
	(1) <i>sti</i>	(2) <i>sti</i>	(1) <i>sti</i>	(2) <i>sti</i>	(1) <i>sti</i>	(2) <i>sti</i>
<i>dige</i>	0.027** (2.16)	0.209** (2.08)	0.241*** (4.70)	0.106** (1.95)	0.047 (0.41)	0.018 (1.13)
<i>lnrdgp</i>		0.143* (1.68)		0.143* (1.89)		0.058* (1.72)
<i>open</i>		0.001 (−1.37)		0.001 (1.83)		0.001 (1.92)
<i>ay</i>		0.060 (0.93)		0.002 (0.05)		0.034 (1.58)
		0.001 (0.55)		0.001 (0.22)		0.001 (0.31)
<i>constant</i>	0.309*** (6.100)	0.231** (2.99)	0.135*** (6.52)	1.341 (0.08)	0.130 (9.01)	0.711* (1.83)
个体/时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	360	360	360	360	360	360

4.4.2. 高技术行业聚集异质性

考虑到东部地区受国际经济环境影响，接受高端技术影响的机会多，造成东部高技术行业聚集度高，而与东部接壤的临近中部地区也会受此影响。因此，本节使用区位熵变量将样本分为低区位熵组和高区位熵组，然后进行异质性分析。回归结果如表 8 所示。

$$Q = \frac{\sum_i n_i}{n} \tag{12}$$

Q 表示各省区位熵，其中 n 表示某省所有从业人数， n_i 表示该省份第 i 个行业的从业人数。

Table 8. Baseline regression results for different high location entropy groups

表 8. 不同高区位熵组基准回归结果

	(1)	(2)
	<i>sti</i>	<i>sti</i>
<i>dige</i>	0.136** (2.327)	0.167*** (4.618)
<i>lnrdgp</i>	0.050 (1.360)	0.130 (1.217)
<i>open</i>	0.001* (1.894)	0.001 (1.162)
<i>ay</i>	0.010 (0.490)	0.042 (0.975)
<i>er</i>	0.001 (0.592)	0.001 (0.425)
<i>constant</i>	0.437 (0.317)	0.217 (1.341)

续表

个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
样本量	246	114
调整 R^2	0.840	0.941

由表8可以看出,在低区位熵组,数字经济对科技产业高质量发展具有正向的影响,回归系数为0.136,且在5%的显著性水平上显著,在高区位熵组,数字经济对科技产业高质量发展依然具有正向影响,回归系数为0.167,且在1%的显著性水平上显著,由此可见,低区位熵组回归系数较低,表明数字经济对科技产业高质量发展的作用不明显,可能的原因是区位熵低的组,其高技术行业资源受限,未能充分发挥数字经济对科技产业发展的影响效果。

5. 空间自相关分析

5.1. 莫兰指数

由于受时空因素的约束,科技产业发展会因为区域地理关联性而存在区域差异性,因此,有必要分析科技产业高质量发展在空间上的溢出效应,这对我国科技产业体系的完善、均衡发展、风险管控均有重要意义。

考虑某一时期科技产业高质量发展的空间相关性,计算全局莫兰指数:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \tag{13}$$

其中: y_i 是第 i 地区的变量值, $\bar{y}$ 是变量所在地区的平均值, n 是地区个数,且 I 取值范围-1~1。 w_{ij} 为地理空间权重矩阵, $w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}$, 其中: d_{ij} 为 i 地区和 j 地区质心之间的欧式距离,通过公式(14)将全局莫兰指数进行标准化处理,测算结果如表8所示。

$$I_z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \tag{14}$$

其中, $E(I)$ 和 $\text{Var}(I)$ 是 I 的均值和方差。

Table 9. Overall Moran's I index of high-quality development for the science and technology industry
表 9. 科技产业高质量发展的全局 Moran's I 指数

年份	I	$E(I)$	$Sd(I)$	z	$p\text{-value}^*$
2010	0.238	-0.033	0.101	2.694	0.004
2011	0.285	-0.033	0.104	2.062	0.001
2012	0.259	-0.033	0.101	2.891	0.002
2013	0.171	-0.033	0.103	1.973	0.024
2014	0.219	-0.033	0.102	2.478	0.007
2015	0.216	-0.033	0.101	2.469	0.007
2016	0.254	-0.033	0.102	2.814	0.002

续表

2017	0.236	-0.033	0.099	2.717	0.003
2018	0.145	-0.033	0.092	1.947	0.026
2019	0.185	-0.033	0.093	2.344	0.010
2020	0.147	-0.033	0.092	1.961	0.025
2021	0.188	-0.033	0.096	2.297	0.011

如表 9 所示，科技产业高质量发展的各项指数均展现出正向的数值，并且这些正面影响在统计学上达到了至少 5% 的显著性水平。因此，在研究科技产业高质量发展时，需考虑其空间效应，以确保研究结果的全面性和准确性。

5.2. 模型选择

本节对面板数据进行 LR 检验、wald 检验、Hausman 检验，说明选择空间杜宾模型的必要性，结果如表 10 所示。

Table 10. Model test results

表 10. 模型检验结果

检验名称	LR 检验		wald 检验		Hausman 检验
检验结果	24.57	34.34	13.98	15.85	18.21
p 值	0.0002	0.0002	0.0043	0.0017	0.0769

由表 10 检验结果可知，p 值均在 1% 显著水平上显著，表明空间杜宾模型是本文分析的首先模型，空间自回归模型和空间误差模型会造成更大的计算误差。同时，Hausman 检验表示固定效应模型比随机效应模型效果好，因此，选择双向固定效应下的空间杜宾模型。

5.3. 空间计量模型拟合

根据空间杜宾模型理论，运用 stata 软件进行模型拟合，结果见表 11。第 1 列 rho 值不为 0，表明数字经济对科技产业高质量发展存在空间溢出效应，且 rho 值小于 0，表明数字经济对科技产业高质量发展存在负向空间溢出效应。第 2 列数字经济的回归系数为负，表明数字经济对科技产业高质量发展有抑制作用，可能的原因是数字经济带动周围区域科技产业联动，使得本地区科技产业效益流出，周围地区科技产业效应流入。第 3 至 5 列是空间溢出效应的分解式，分别是直接效应、间接效应和总效应的输出结果。直接效应描述了解释变量对科技产业高质量发展的空间反馈效应，可能的原因是数字经济对科技产业高质量的垂直反馈，有利于形成完整产业链条；间接效应表明数字经济对科技产业高质量发展有负向溢出效应，可能的原因是数字经济带来了产业融合和聚集，可能会惠及周围地区也可能祸及周围地区，所以应该把握好数字经济这个重要机制，做好协同治理和监管，从而助力于科技产业高质量发展。假设 3 得到证实。

Table 11. Model fitting results

表 11. 模型拟合结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	sti	空间滞后项	直接效应	间接效应	总效应
dige	0.584***	-0.035	0.589***	-0.105	0.484***

续表

	(0.00)	(0.75)	(0.00)	(0.04)	(0.00)
<i>lnrgdp</i>	0.082*** (0.00)	0.213*** (0.00)	0.090*** (0.00)	0.202*** (0.00)	0.112*** (0.01)
<i>open</i>	0.000** (0.01)	0.000** (0.04)	0.000*** (0.01)	-0.000** (0.02)	0.000 (0.33)
<i>ay</i>	-0.003 (0.73)	-0.024 (0.16)	-0.002 (0.77)	-0.020 (0.19)	0.022 (0.11)
<i>er</i>	-0.001*** (0.00)	0.000 (0.53)	0.001*** (0.00)	0.001 (0.37)	-0.001 (0.37)
<i>rho</i>	-0.146* (0.06)				
<i>sigma2_e</i>	0.005*** (13.61)				
<i>Log-likelihood</i>	440.546				
<i>Observations</i>	372				
<i>R-squared</i>	0.679				
<i>Number of id</i>	30				

6. 结束语

本文使用 2010~2022 年省际面板数据，实证分析了数字经济对科技产业高质量发展的影响。首先，使用熵权法测算了数字经济、科技产业高质量发展的综合得分；其次，通过基准回归模型分析数字经济对科技产业高质量发展的影响；然后，通过中介效应模型，研究外在因素对科技产业高质量发展的影响；最后，根据空间计量模型建立了科技产业高质量发展对数字经济的空间杜宾模型，对结果进行拟合分析。主要得出以下结论：第一，数字经济对科技产业高质量发展有显著推动作用；第二，产业结构升级是数字经济助力科技产业高质量发展的有效途径；第三，数字经济发展是科技产业高质量发展的重要机制。

基于以上结论，本文提出如下建议：第一，加快数字经济的高速发展，从而使得高科技产业的平稳提升。加快发展数字化基础设施建设，使得各个基站之间实现信息共享，从而保证了信息的时效性，进而提高了工作效率；第二，实现产业结构重塑，优化高科技产业发展的途径。国家应大力扶持高科技创新性产业的发展，实现将人工智能、大数据与 5G 相融合，构成一种全新模式的产业结构链；第三，发挥数字经济的机制作用，同时做好协同质量与监管机制建设。实现我国四大地区的经济全面均衡发展，实现因地制宜的手段，根据当地特征适当引进技术性人才，提高人才的利用率；第四，实现数字经济与传统产业相融合，带动区域链发展。充分发挥数字经济所体现的带头作用，促进产业间的联合发展，保证区域间产业的协同共进，从而带动当地产业的兴起。

基金项目

国家自然科学基金(10671155, 10112021)。

参考文献

[1] 习近平主持召开中共中央政治局会议：分析研究当前经济形势和经济工作[N]. 新华社, 2023-04-28(002).

-
- [2] 石羚. 发展新质生产力的核心要素[N]. 人民日报, 2024-03-13(005).
 - [3] 吕铁. 传统产业数字化转型的趋向与路径[J]. 人民论坛·学术前沿, 2019(18): 13-19.
 - [4] 刘丽. 中国高技术产业高质量发展路径研究——以产业链为视角[J]. 技术经济与管理研究, 2021(11): 25-29.
 - [5] Shapiro, C. and Varian, H.R. (1998) Information Rules: A Strategic Guide to the Network Economy. Harvard Business School Press.
 - [6] Borenstein, S. and Saloner, G. (2001) Economics and Electronic Commerce. *Journal of Economic Perspectives*, **15**, 3-12. <https://doi.org/10.1257/jep.15.1.3>
 - [7] Bakhshi, H. (2016) How Can We Measure the Modern Digital Economy? *Significance*, **13**, 6-7. <https://doi.org/10.1111/j.1740-9713.2016.00909.x>
 - [8] 王珏, 吕德胜. 数字经济能否促进黄河流域高质量发展——基于产业结构升级视角[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2022, 52(6): 120-136.
 - [9] 罗衍. 我国高技术产业高质量发展路径研究[D]: [硕士学位论文]. 北京: 北京化工大学, 2021.