

基于 GTWR 模型的数字经济对经济高质量发展的时空效应

钟霞

四川工商学院 数字经济与管理学院

DOI:10.12238/ej.v8i9.2928

[摘要] 基于2018–2024年中国30个省份面板数据,采用熵权TOPSIS法,测量数字经济和经济高质量发展水平,结合空间自相关和热点分析,分析二者之间的空间集聚特征,并运用地理时空加权回归(GTWR)模型检验其时空响应机制。结果表明,数字经济对于经济高质量发展具有较强的正面影响,且影响呈现时空异质性,空间上由东南沿海向西北内陆递减,时间上区域差异逐步收敛。而数字经济对于创新发展的促进效应相对薄弱,需要优化西部地区数字基础设施布局,改善创新生态环境,提升数字技术在全要素生产率方面的转化效率,推动区域协调和高质量发展的深度融合。

[关键词] GTWR 模型; 数字经济; 经济高质量发展; 时空效应

中图分类号: TV149.2 **文献标识码:** A

The Spatial–Temporal Effects of Digital Economy on High–Quality Economic Development Based on GTWR Model

Xia Zhong

School of Digital Economy and Management, Sichuan University of Technology and Business School

[Abstract] Based on the panel data of 30 provinces in China from 2018 to 2024, the entropy weight TOPSIS method was used to measure the levels of digital economy and high–quality economic development. Combined with spatial autocorrelation and hot spot analysis, the spatial agglomeration characteristics between the two were analyzed, and the GTWR model was employed to examine their spatial–temporal response mechanism. The results show that the digital economy has a strong positive impact on high–quality economic development, and this impact exhibits spatial and temporal heterogeneity. Spatially, the influence decreases from the southeast coast to the northwest inland, and temporally, regional differences gradually converge. However, the promoting effect of the digital economy on innovative development is relatively weak. It is necessary to optimize the layout of digital infrastructure in the western region, improve the innovative ecological environment, enhance the conversion efficiency of digital technology in total factor productivity, and promote the deep integration of regional coordination and high–quality development.

[Key words] GTWR model; Digital economy; High–quality economic development; Spatial–temporal effect

引言

党的二十大明确提出加快数字中国建设,推动数字经济和实体经济进行深度融合,充分体现其在构建新发展格局中的战略地位。但我国省际间在数字基础设施、技术应用、产业数字化水平上存在显著差异,区域发展不平衡问题严重限制高质量发展目标的实现。为此,本文基于2018–2024年30个省份面板数据,集成了熵权TOPSIS法、空间自相关分析、GTWR模型,系统测度数字经济和经济高质量发展的时空演化特征,分析其空间集聚扩散规律,研究数字经济对于高质量发展的差异化发展路径。

1 研究方法

1.1 熵权TOPSIS法

为了测度数字经济和经济高质量发展的综合水平,本文基于2018–2024年中国30个省份的面板数据,采用熵权TOPSIS法进行量化评估,先归一化处理原始指标数据,消除量纲差异,得到规范化矩阵 Z_{ij} , 其中 i 表示省份 ($i = 1, 2, \dots, 30$), j 表示三级指标 ($j = 1, 2, \dots, m$)。计算各指标的信息熵 E_j 来衡量其变异程度:

$$E_j = -\frac{1}{\ln n} \sum_{i=1}^n \frac{Z_{ij}}{\sum_{i=1}^n Z_{ij}} \ln \left(\frac{Z_{ij}}{\sum_{i=1}^n Z_{ij}} \right) \quad (1)$$

进而确定客观权重 $W_j = \frac{1 - E_j}{\sum_{j=1}^m (1 - E_j)}$ 。构建加权决策矩阵

$Y_{ij} = W_j \cdot Z_{ij}$, 计算各省份和正理想解 $Y_j^+ = \max_i(Y_{ij})$ 和负理想解 $Y_j^- = \min_i(Y_{ij})$ 的欧氏距离:

$$S_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^m (Y_{ij} - Y_j^+)^2}, S_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (Y_{ij} - Y_j^-)^2} \quad (2)$$

最终, 综合评价值 $C_i^* = \frac{S_i^-}{S_i^+ + S_i^-}$ 反映各省份发展水平的相对优劣, 值越接近1, 表明综合发展水平越高。

1.2 莫兰指数法

为了检验2018—2024年中国30个省份数字经济和经济高质量发展水平的空间集聚特征, 采用全局Moran's I指数进行空间自相关分析, 其表达式为:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3)$$

其中, $n=30$ 为地理单元数量, x_i 和 x_j 分别表示第*i*个和第*j*个省份的综合发展得分(由熵权TOPSIS法测度), $\bar{x}$ 为全国均值, w_{ij} 为空间权重矩阵元素。

1.3 时空地理加权回归模型

为了研究数字经济给经济高质量发展影响带来的时空异质性, 本文基于2018—2024年中国30个省份的面板数据, 构建时空地理加权回归(GTWR)模型, 其基本形式为:

$$Y_i = \beta_0(u_i, v_i, t_i) + \sum_{k=1}^m X_{ik} \beta_k(u_i, v_i, t_i) + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, Y_i 为第*i*省份经济高质量发展综合得分, X_{ik} 为数字经济水平等解释变量, u_i, v_i 为地理坐标, t_i 为年份, $\beta_k(u_i, v_i, t_i)$ 为随时间和空间变化的回归系数, ε_i 表示误差项。模型通过引入时空距离 $w_i^* = \sqrt{\lambda[(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2] + \mu(t_i - t_j)^2}$ 构建时空权重矩阵 $w(u_i, v_i, t_i)$, 采用AICc准则优化带宽参数, 利用ArcGIS 10.8平台GTWR插件进行参数估计。

2 数据来源及变量选取

2.1 变量选择

2.1.1 被解释变量

本文以2018—2024年中国30个省份的面板数据为基础, 选取经济高质量发展(HQED)作为被解释变量, 构建集成创新、协调、绿色、开放、共享维度的综合评价体系。指标体系包含产业结构合理化、城乡居民收入比、森林覆盖率、单位GDP污染物排放强度、贸易依存度、人均GDP、每万人医疗机构床位数等14项三级指标, 具有较强的经济增长质量、资源环境承载力、社会公平性等优势。

2.1.2 解释变量

本文选取数字经济发展水平(DE)作为主要解释变量, 基于“数字产业化”和“产业数字化”框架构建测度体系。在数字

产业化中包括邮政、电信、软件、信息技术服务业的经济贡献, 采用邮政业务收入、电信业务收入、软件业务收入、信息技术服务收入、电子商务销售额、快递业务收入占GDP比重, 以及信息传输和信息技术服务业从业人数等指标, 反映数字技术产业的规模。产业数字化维度主要研究数字技术在传统产业方面的渗透能力, 涵盖光缆线路长度、每百家企业拥有网站数、每百人计算机拥有量、电话普及率等数字化基础设施指标, 以及科学技术支出占比、规模以上工业企业R&D经费、人员投入等创新支撑指标, 并引入北京大学数字普惠金融指数表征区域数字化应用深度。所有指标经标准化处理后, 通过熵权法赋权合成省级数字经济综合指数, 全面刻画2018年以来我国省域数字经济发展的动态发展特征。

2.1.3 控制变量

为了控制其他因素对经济高质量发展的潜在影响, 本文基于2018—2024年中国30个省份的面板数据, 引入经济水平(EL)、劳动力数量(NL)、科技支持(STS)、开放程度(OPEN)、城镇化率(UR)。为了解决数据异方差和量纲差异, 所有控制变量在处理时均进行对数化转换, 即取自然对数前加1($\ln(X+1)$), 有效提高回归模型的估计精度^[1]。

2.2 数据来源

本文研究基于2018—2024年中国30个省份的面板数据, 构建数字经济、经济高质量发展的时空分析框架, 数据来源涉及一系列权威渠道: 数字普惠金融指数由北京大学数字金融研究中心提供, 具有高频、高精度的区域覆盖优势; 其余指标数据主要来源于国家统计局官网、各年度《中国统计年鉴》及30个省份的省级统计年鉴, 鉴于西藏自治区部分年份关键变量(如产业数字化投入、R&D经费)存在严重缺失, 且港澳台地区在统计体系上存在制度性障碍, 故将其剔除, 研究样本限定为内地30个省份。原始数据经Excel进行清洗、匹配与标准化处理后, 利用MATLAB R2018b平台编程实现熵权TOPSIS法的算法运算, 科学测度各省份数字经济的综合指数^[2]。

3 实证分析

3.1 描述性统计

基于2018—2024年中国30个省份的面板数据(共210个观测值), 描述性统计分析核心变量。结果显示, 经济高质量发展(HQED)综合指数均值为0.306, 标准差0.095, 表明整体发展水平偏低且省际差异明显; 数字经济发展(DE)指数均值为0.204, 标准差0.113, 反映出数字经济仍然处于发展初期, 区域间发展不均衡。在控制变量中, 劳动力数量(NL)均值为6.121($\ln$ 人), 城镇化率(UR)均值为4.111($\ln\%$), 标准差仅0.174, 显示城镇化水平普遍较高且区域差异较小; 开放程度(OPEN)均值1.335, 但标准差达0.654, 表明外向型经济格局分化显著; 科技支持(STS)均值4.493, 最大值7.065, 最小值2.431, 反映各省在科技投入方面差距较大; 经济水平(EL)均值10.905($\ln$ 元), 标准差0.405, 说明人均GDP整体不高(见表1)。

3.2 基准回归分析

表1 描述性统计

变量	样本量	最小值	最大值	平均数	标准偏差
高质量发展 (HQED)	210	0.161	0.628	0.306	0.095
数字化水平 (DE)	210	0.065	0.599	0.204	0.113
人口规模 (NL)	210	4.154	7.643	6.121	0.774
城镇化率 (UR)	210	3.72	4.503	4.111	0.174
对外开放程度 (OPEN)	210	0.105	2.968	1.335	0.654
科技创新水平 (STS)	210	2.431	7.065	4.493	1.017
环境规制力度 (EL)	210	10.131	12.009	10.905	0.405

基于2018—2024年中国30个省份的面板数据, Pearson相关性检验核心变量, 结果显示数字经济 (DE) 和经济高质量发展 (HQED) 的相关系数达到0.902, 在1%水平上显著, 初步验证二者存在强正向关联^[3]。在此基础上, 构建多元线性回归模型进行基准回归分析。模型 (1) 显示, 在没有引入控制变量时, 数字经济对于高质量发展的回归系数为0.759, 表明其具有重要的引导作用 (见表2)。随着控制变量逐步纳入, 模型拟合优度持续提升, 调整后R² 由0.813升至0.931, 模型解释力增强。在全变量模型 (6) 中, 数字经济的回归系数为0.406且在1%水平上显著, 说明在控制劳动力数量 (NL)、城镇化率 (UR)、开放程度 (OPEN)、科技支持 (STS) 和经济水平 (EL) 后, 数字经济发展指数每提升1个单位, 经济高质量发展综合得分平均提高0.406个单位, 证实数字经济是推动高质量发展的主要动力。

表2 皮尔森相关性检验

变量	HQED	DE	NL	UR	OPEN	STS	EL
HQED	1						
DE	0.902***	1					
NL	0.623***	0.515***	1				
UR	0.732***	0.711***	0.230***	1			
OPEN	0.857***	0.687***	0.521***	0.744***	1		
STS	0.826***	0.789***	0.835***	0.499***	0.647***	1	
EL	0.821***	0.835***	0.411***	0.875***	0.726***	0.690***	1

在控制变量中, 开放程度和科技支持均在1%水平上显著正向影响高质量发展, 系数分别为0.059、0.013, 表明外向型经济格局拓展对于提高区域发展质量具有重要作用^[4]。劳动力数量与经济水平虽呈正相关, 但没有通过显著性检验, 可能和其边际贡献趋于饱和有关。但值得注意的是, 城镇化率 (UR) 系数为负但不显著, 反映出部分省份在快速城镇化过程中存在“重规模、轻质量”问题, 无法有效转化为高质量发展动能^[5]。

4 结语

基于2018—2024年中国30个省份面板数据, 运用熵权TOPSIS

法、GTWR模型系统分析数字经济对经济高质量发展的时空效应。结果表明, 二者均呈现显著空间正相关性, 热点集中于东中部地区, 冷点持续分布于西部, 存在明显区域分异。数字经济空间集聚强度呈弱化趋势, 而高质量发展则维持较高聚集水平。GTWR模型揭示其影响具有显著时空异质性, 东部沿海地区驱动效应更强, 随时间推移省际差异逐步收敛, 验证了数字经济作为高质量发展的作用。在未来研究中, 应强化西部数字基础设施布局, 推动区域协调发展。

表3 线性模型回归

变量	-1	-2	-3	-4	-5	-6
常数项	0.151***	0.009	-0.563***	0.027	0.056	0.037
DE(数字化水平)	0.759***	0.666***	0.493***	0.466***	0.410***	0.406***
NL(人口规模)	0.026***	0.032***	0.015***	0.005	0.005	—
UR(城镇化率)	0.139***	0.003	0	-0.006	—	—
OPEN(对外开放程度)	0.059***	0.059***	0.059***	—	—	—
STS(科技创新水平)	0.014***	0.013***	—	—	—	—
EL(环境规制力度)	0.004	—	—	—	—	—
R	0.902	0.921	0.937	0.965	0.966	0.966
R ²	0.814	0.848	0.878	0.93	0.933	0.933
调整后 R ²	0.813	0.846	0.876	0.929	0.932	0.931
F 值	908.065***	575.338***	494.085***	685.933***	569.635***	472.652***

[参考文献]

[1]杨丽娟,韩娟霞.数字经济对经济高质量发展的影响研究[J].重庆文理学院学报(社会科学版),2025,44(4):1-19.

[2]李田田,张源野,李黎,等.数字经济对经济高质量发展的非线性影响[J].中国人口·资源与环境,2024,34(12):193-204.

[3]范丹雪,李美玥.数字经济对经济高质量发展的影响[J].时代经贸,2024,21(12):5-13.

[4]王百之.数字经济对经济高质量发展的影响研究[J].陕西农业科学,2024,70(11):107-110.

[5]刘奥.数字经济对经济高质量发展的影响——基于268个地级市的实证分析[D].湖北:华中科技大学,2023.

作者简介:

钟霞(1997—),女,汉族,四川省成都市人,研究生,研究方向:数字经济。