

中国省域金融发展与数字经济的空间效应研究

汪 灏

福建师范大学数学与统计学院, 福建 福州

收稿日期: 2023年7月5日; 录用日期: 2023年7月26日; 发布日期: 2023年8月10日

摘 要

基于数字经济的基本内涵及发展前景, 本文构建了数字经济发展水平的三维指标体系, 利用熵值法测算2011年至2020年我国30个省市自治区的数字经济指数。利用Hausman检验、Wald滞后检验、Wald误差检验、LM滞后检验以及LM误差检验选择最优模型, 建立了面板数据个体固定效应空间杜宾模型, 分析了我国省域金融发展对数字经济的空间效应。根据实证结果表明了区域的绿色金融的发展将对邻近区域的数字经济发展带来正向的空间效应, 而区域金融普惠指数的提高将抑制周边区域数字经济发展。人均GDP的提升不仅有利于区域自身数字经济水平的提高, 也能利用协同作用带动邻近区域的数字经济的发展。据此, 本文提出相应的政策建议。

关键词

数字经济, 绿色金融, 金融普惠指数, 空间杜宾模型

Research on the Spatial Relationship between Provincial Financial Development and Digital Economy in China

Hao Wang

School of Mathematics and Statistics, Fujian Normal University, Fuzhou Fujian

Received: Jul. 5th, 2023; accepted: Jul. 26th, 2023; published: Aug. 10th, 2023

Abstract

Based on the basic connotation and development prospect of the digital economy, this paper constructs a three-dimensional index system of the development level of the digital economy, and uses the entropy method to measure the digital economy index of 30 provinces and autonomous

regions in China from 2011 to 2020. By using Hausman test, Wald lag test, Wald error test, LM lag test and LM error test to select the optimal model, the Spatial Dubin Model of individual fixed effect of panel data is established, and the spatial effect of provincial financial development on digital economy is analyzed. According to the empirical results, the development of regional green finance will bring positive spatial effects on the development of digital economy in neighboring areas, while the improvement of regional finance HP index will inhibit the development of digital economy in neighboring areas. The increase in per capita GDP is not only conducive to the improvement of the digital economy level of the region itself, but also can use the synergistic effect to drive the development of the digital economy in neighboring regions. Accordingly, this paper puts forward corresponding policy recommendations.

Keywords

Digital Economy, Green Finance, Financial HP Index, Spatial Dubin Model

Copyright © 2023 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

数字经济的基本内涵是利用数字技术和互联网等信息通信技术进行挖掘数据、创造价值以实现增长的经济形态,近年来在全球范围内迅速发展。根据国际数据公司(IDC)发布的数据,全球数字经济市场规模已达到 11.5 万亿美元,预计到 2025 年将增长至 23.6 万亿美元。根据国家统计局发布的数据显示,中国数字经济的规模已经超过 30 万亿元人民币,占 GDP 比重超过 36%,是全球最大的数字经济市场。随着 5G 技术的发展,人工智能技术的日渐成熟,数字经济的迅猛发展对全球的市场、就业以及经济等产生深远影响。

考虑到数字经济对于技术创新、产业优化、经济刺激以及改善就业等方面的重要作用,众多学者基于数字经济的基本内涵以及发展原则对其进行评价指标体系的构建。何地等[1]构建数字经济发展水平的三维指标体系,利用熵权 Topsis 法计算数字经济指数,结果显示我国东部、中部以及西部存在严重的“数字鸿沟”现象。李勇等[2]利用空间错位修正的纵横向拉开档次法测算我国数字经济高质量发展水平,结果显示我国数字经济水平两级分化现象较为严重并且具有较强的空间聚集性。陈明慧等[3]利用 NRI 指数权重法,对我国 2013 至 2019 年的省域数字经济发展水平进行测度,认为我国数字经济发展存在一定的区域不协调性。沈洋等[4]从数字化基础、应用、创新以及效益四个角度入手,构建综合测算体系,在全局时序因子分析法下计算中国数字经济发展指数并认为我国的数字经济发展指数存在显著的空间关系。陈肖等[5]利用熵权法以及 DEA-Malmquist 指数法综合计算京津冀三个区域的数字经济发展水平,结果显示上述区域的数字经济发展能显著正向促进经济发展水平。赵卉心等[6]测算了中国 271 个地级市 2013 年至 2018 年的数字经济发展水平并。金灿阳等[7]利用纵横向拉开档次法,从经济系统的投入产出角度入手,对中国 2012 至 2019 年的省域数字经济发展水平进行测度,并认为我国区域间的数字经济发展存在“马太效应”以及“数字鸿沟”。张雪玲等[8]、郭海明等[9]以及杨慧梅等[10]对数字经济发展水平进行了测度,展示了当前中国数字经济发展情况。

金融是提升数字经济水平的重要支柱之一。在二者关系的研究中,郭钊等[11]分析了数字经济与数字金融的耦合协调发展关系,得出了二者的耦合协调度均呈现上升趋势,且空间格局分布上东部明显强于西

部。陈华等[12]分析了绿色金融与数字经济发展的研究进展,分析了我国二者的相关关系以及有机融合的现状,认为“数字+金融”复合型人才是借助绿色金融助推数字经济发展的思路。张筌钧等[13]利用面板数据中介效应模型认为绿色金融从推进技术创新以及进行产业结构优化等,带动了数字经济的发展。

综上所述,针对数字经济发展水平的综合测度研究成果较多,为本文进行数字经济指数测度提供了理论以及实证的支持。程广斌等[14]以及曹萍萍等[15]的研究结果表明中国区域间的数字经济发展指数呈现一定空间溢出效应。此外,研究省域金融情况对数字经济发展的空间效应相关文献较少,还处于起步阶段。因此,本文在建立综合指标体系测算中国省域数字经济指数以及绿色金融指数的基础上,利用空间杜宾模型提取省域间的金融发展情况影响数字经济指数的空间相关性,并进一步分解该空间效应得出相应的结论,并给出相应政策建议。

2. 指标构建及研究方法

2.1. 指标构建

本研究基于互联网普及率、互联网相关从业人员数目、互联网相关产出以及移动互联网用户数四个角度构建二级指标,选择四个三级指标变量构建数字经济指数的构建指标体系[3],详细见表1。

Table 1. Digital economy development index construction system

表 1. 数字经济发展指数指标构建体系

一级指标	二级指标	三级指标
数字经济综合指数	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目	计算机服务和软件从业人员
	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

本研究的核心解释变量为绿色金融指数(gf)以及北京大学数字普惠金融指数(aggregate, 简称为普惠金融指数)。其中北京大学数字普惠金融指数来源于郭峰等[16]的研究结果。为了综合量化绿色金融发展情况,本文以绿色信贷、绿色证券以及绿色投资等五个维度构建绿色金融指数的二级指标,并对应选择高耗能工业利息占比、高耗能行业市值占比以及环境污染投资占比等五个三级指标进行绿色金融指数的计算[17],详细结果见表2。

Table 2. Construction of green finance development index system

表 2. 绿色金融发展指数指标构建体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义
绿色金融发展指数	绿色信贷	高耗能工业利息占比	高耗能工业产业利息/工业产业利息
	绿色证券	高耗能行业市值占比	六大高耗能 A 股市值/A 股总市值
	绿色投资	环境污染投资占比	治理污染投资/GDP
	绿色保险	农业保险规模比	农业保险收入/农业总产值
	碳金融	碳强度	二氧化碳排放量/GDP

本文的被解释变量为数字经济指数，核心解释变量为绿色金融指数以及金融普惠指数。研究的协变量包括人均生产总值(pgdp)、产业结构(第三产业产出占 GDP 的比重, str)、经济开放程度(进出口总额占 GDP 的比重, open)以及创新产出(新产品收入占 GDP 的比重, inc)。表 1、表 2 以及协变量指标数据均来源于《中国统计年鉴》，时间跨度为 2011 至 2020 年，研究对象为中国 30 个省市自治区(不包含西藏)。

2.2. 熵值法

在构建关键变量的指标体系后，本文利用熵值法进行综合指数的计算[18]，该方法的主要计算过程如下。首先，在对三级指标进行正规化之前，需要区分指标对最终指数的正向与负向作用。当该指标为正向指标时，即该指标越大越好，进行以下的正规化处理：

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_j)}{\max(x_j) - \min(x_j)}.$$

当指标为负向指标时，即该指标越小越好，进行以下正规化处理：

$$x'_{ij} = \frac{\max(x_j) - x_{ij}}{\max(x_j) - \min(x_j)}.$$

其中 x'_{ij} 为正规化处理后的指标取值， x_{ij} 表示第 i 年第 j 个指标的原始取值($i=1 \cdots n$; $j=1 \cdots m$)， $\max(x_j)$ 以及 $\min(x_j)$ 分别代表对应指标的最大值以及最小值。

其次，需要计算第 i 年第 j 个变量对应的权重 $\omega_{ij} = \frac{x'_{ij}}{\sum_{j=1}^m x'_{ij}}$ 。

随后计算变量的信息熵 e_j ：

$$e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^n \omega_{ij} \ln \omega_{ij}.$$

最后根据信息熵计算指标的最终权重：

$$w_j = \frac{(1 - e_j)}{\sum_{j=1}^m (1 - e_j)}.$$

最终的综合指数为 $s_{ij} = \sum_{j=1}^m w_j x'_{ij} * 100\%$ 。

利用熵值法，被解释变量数字经济指数以及核心解释变量绿色金融指数 2011 年以及 2020 年的指标结果见表 3。

Table 3. Digital economy with green finance index in 2011 and 2020

表 3. 2011 及 2020 年数字经济以绿色金融指数

区域	数字经济(%)		绿色金融(%)		区域	数字经济(%)		绿色金融(%)	
	2011	2020	2011	2020		2011	2020	2011	2020
北京	31.37	98.22	63.18	68.97	河南	08.29	59.86	22.40	27.76
天津	17.13	71.10	31.57	43.95	湖北	11.48	62.16	20.74	21.50
河北	10.89	58.82	21.29	25.20	湖南	09.75	59.08	28.86	23.41

Continued

山西	11.57	59.62	37.22	52.40	广东	20.47	75.98	21.85	25.24
内蒙古	12.50	63.10	49.63	31.68	广西	09.83	60.69	19.65	15.49
辽宁	14.90	60.50	18.43	26.26	海南	13.40	66.77	30.04	19.53
吉林	11.60	59.13	26.03	38.87	重庆	11.75	63.90	24.99	19.57
黑龙江	10.56	55.59	24.43	22.56	四川	10.31	62.08	33.24	16.11
上海	23.09	85.46	80.35	70.87	贵州	07.73	66.88	29.60	18.41
江苏	16.25	70.18	28.65	28.87	云南	08.53	63.73	30.44	14.88
浙江	20.18	78.05	27.19	27.64	陕西	13.59	66.66	31.92	33.02
安徽	09.07	60.78	33.60	30.12	甘肃	08.12	60.06	26.80	17.11
福建	17.67	67.40	27.12	18.03	青海	10.87	66.97	27.36	56.02
江西	08.27	59.07	24.84	28.02	宁夏	11.15	65.56	22.50	30.55
山东	11.62	59.18	27.55	36.59	新疆	10.83	64.39	43.01	35.63

2.3. 空间杜宾模型

省域之间的数字经济指数发展情况可能存在相互的影响作用。因此，本文从空间关系的角度出发，考察省域间金融发展对数字经济指数的空间溢出效应。使用空间面板数据，利用空间计量经济学模型进行空间关系的研究。研究中考察的空间关系，即一个区域的数字经济指数水平可能会影响该区域邻近区域的数字经济发展水平。综合来看，刻画空间效应的模型主要包括空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)、空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)、空间杜宾模型(Spatial Dubin Model, SDM) [19]。而空间杜宾模型是空间滞后模型、空间误差模型的一般形式。为了不失一般性，研究采取面板数据空间杜宾模型对数字经济指数的空间溢出效应进行建模，其表达式如下：

$$\ln DEI_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln DEI_{it} + \ln x_{it} \beta + \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln x_{it} \theta + c + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it},$$

其中， $\ln DEI_{it}$ 为被解释变量数字经济指数； β 为间自回归系数； $\rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln DEI_{it}$ 为间滞后项； W_{ij} 为空间权重矩阵，本研究采用二元 Rook 邻接矩阵(区域接壤记为 1，未接壤记为 0，并进行标准化处理)； $\ln x_{it}$ 为解释变量； β 及 θ 为待估参数； c 为常数项； μ_i 及 λ_t 分别为个体固定效应以及时间固定效应； ε_{it} 为误差项。 $\ln x_{it} \beta$ 表示区域内解释变量对被解释变量的线性影响； $W_{ij} * \ln x_{it}$ 表示自变量对数字经济发展的空间溢出效应。

本研究首先利用 Moran' I 指数衡量中国省域数字经济指数的全局空间关系。Moran' I 指数取值范围介于[-1, 1]之间。以 0 为分界线，取值大于 0 表示省域数字经济存在正向的空间依赖关系，取值小于 0 表示存在负向的空间依赖关系，取值为 0 表示中国省域间数字经济不存在空间依赖关系。Moran' I 指数可以作为初步的空间溢出效应检验结果，为数字经济指数具有省域空间相关性提供初步证据。

3. 结果

3.1. 描述性统计分析

本研究首先绘制 2011 年至 2020 年基于熵值法综合计算的数字经济指数柱状图(图 1)以及绿色金融指

数柱状图(图 2)。从图 1 的各区域数字经济发展指数柱状高度上看,各个区域 2011 年至 2020 年来,数字经济指数经历了快速的发展。以北京为例,北京数字经济指数由 2011 年的 31.37% 发展为 2020 年的 98.22%。此外,上海(85.46%, 2020)以及广东省(75.98%, 2020)的数字经济发展水平处于领先状态。其余区域的数字经济指数大体上由 10% 跃升到 60% 左右, 发展十分迅速。

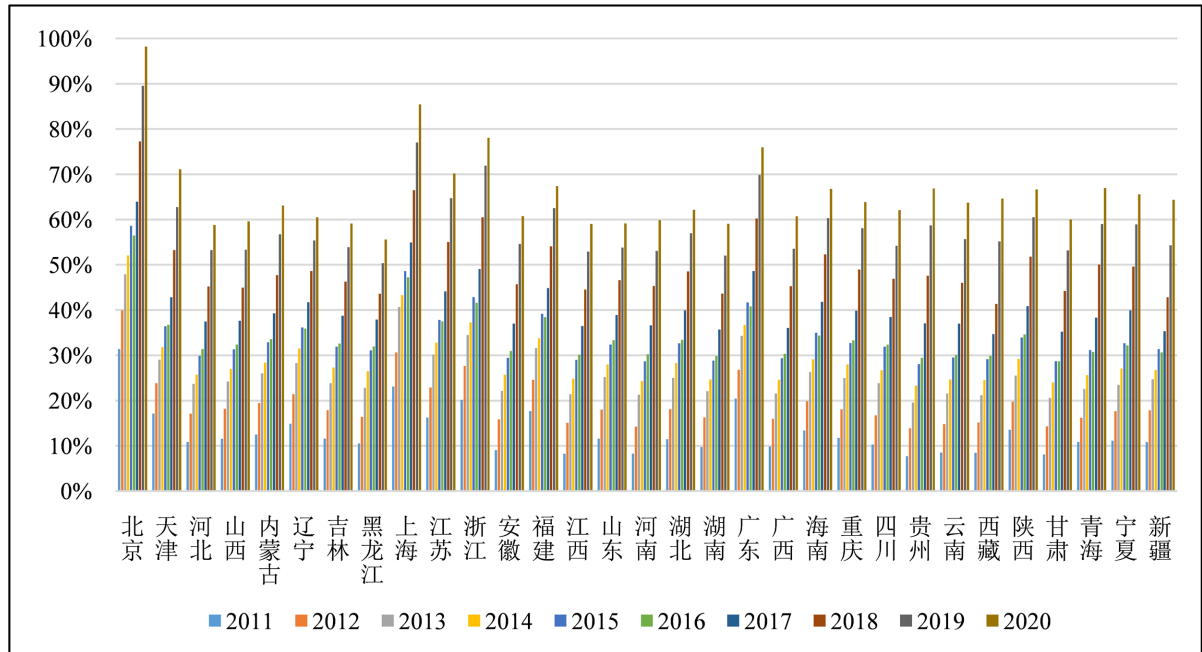


Figure 1. Digital economy index 2011 to 2020 by region

图 1. 各区域 2011 至 2020 数字经济指数情况

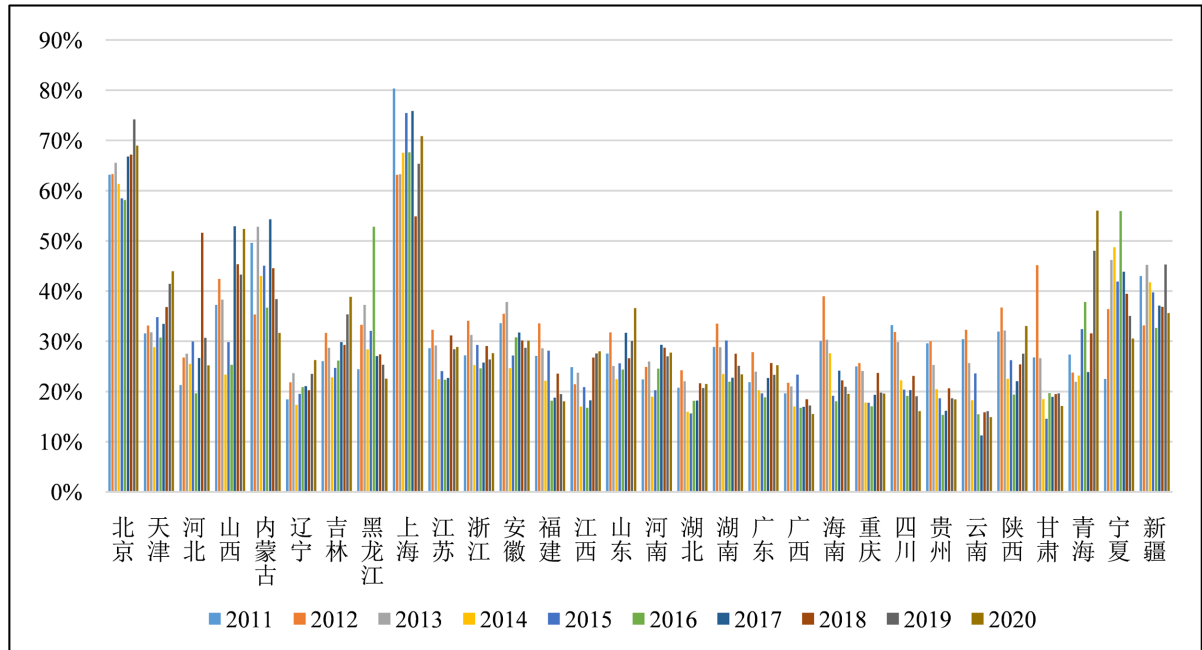


Figure 2. Green finance index 2011~2020 by region

图 2. 各区域 2011~2020 绿色金融指数情况

从图 2 绿色金融指数的柱状图上看,北京以及上海绿色金融发展水平占领先地位。各个区域 2011 年至 2020 年的绿色金融指数的变化较小,北京以及上海绿色金融指数在 60%~70% 之间,其余区域的绿色金融水平在 20%~30% 间波动。这说明了绿色金融发展水平存在一定的区域差异,呈现两极分化的形式。

3.2. 空间计量分析

3.2.1. 空间相关性分析

为了初步验证我国省域间的数字经济指数存在空间相关性,本研究首先利用全局 Moran' I 指数进行空间相关性分析,空间邻接权重矩阵为二元邻近矩阵,即相邻省份取 1,其他地理关系取 0,并对该空间权重矩阵进行标准化处理。表 4 展示了 2011 年至 2020 年我国数字经济指数的 Moran' I 指数情况。

Table 4. Global Moran' I index

表 4. 全局 Moran' I 指数

年份	Moran' I 指数	p 值
2011	0.2698	0.0039***
2012	0.2730	0.0040***
2013	0.2486	0.0094***
2014	0.2188	0.0221**
2015	0.1998	0.0348**
2016	0.2163	0.0238**
2017	0.2018	0.0342**
2018	0.1917	0.0369**
2019	0.1933	0.0372**
2020	0.1912	0.0308**

注: *p 值 < 0.1; **p 值 < 0.05; ***p 值 < 0.01 (下同)。

Moran' I 指数的取值范围介于-1 与 1 之间。从表 4 的结果上看,2011 年至 2020 年数字经济指数的全局 Moran' I 取值为正数且具有统计学上的显著意义,这说明数字经济指数在空间角度上并非随机分布,而是存在正向的空间依赖关系。Moran' I 指数为正,这说明中国省域的数据经济指数呈现出正向的空间溢出效应,一个区域数字经济水平的发展对周边区域的数字经济水平具有相应的空间带动作用。可能原因在于,数字经济的发展需要资金、人才、基础设施建设以及配套硬件软件设施等大量资源,一个区域上述资源的发展将与邻近区域形成空间协同作用,从区域带动这一路径实现周围省域的数字经济指数的提高。

Moran' I 指数作为全局指标,只能反应总体上的空间关系。为此本文分别绘制了 2011 年及 2020 年(图 3)的 Moran' I 散点图,横坐标为标准化处理后的指标取值,纵坐标为空间滞后情况。本文从散点图第一、第二、第三以及第四象限的分布情况分别分析我国数字经济指数的高-高、高-低、低-低、低-高聚集关系。从第一象限以及第四象限的散点情况上看,省域数字经济指数的高-高聚集以及低-低聚集的区域较多。较少省域位于第二象限以及第四象限,这在一定程度上说明我国省域间的数字经济发展呈现高-高聚集状态以及低-低聚集状态而非随机分散状态。



Figure 3. Moran scatter plot of digital economy index in 2011 (left) and 2020 (right)

图 3. 2011 年(左)及 2020 年(右)数字经济指数 Moran 散点图

3.2.2. 空间杜宾模型的估计及选择

为了确定各个空间计量模型的适用性，本文首先建立面板数据回归模型，利用 LM 检验面板回归模型的残差，判断其是否具有显著的空间误差、空间滞后以及空间自相关关系[20]。从表 5 的结果上看，空间自相关的 LM SAC 检验结果高度显著，因此建立空间杜宾模型是适用的。

Table 5. Test results of spatial model
表 5. 空间模型检验结果

检验	统计量	p 值
LM Error	252.6634	0.0000***
LM Error (Robust)	250.4424	0.0000***
LM Lag	2.2264	0.1357
LM Lag (Robust)	0.0054	0.9415
LM SAC (LMError + LMLag_Robust)	252.6688	0.0000***
LM SAC (LMLag + LMError_Robust)	252.6688	0.0000***

随后，本文建立了无固定效应、个体固定效应、时间固定效应以及双固定效应的面板数据空间杜宾模型，具体情况见表 6。针对以上四个模型分别使用 Hausman 检验验证了固定效应模型的显著性。并且实施了 Wald 检验以及 LR 检验，判断空间杜宾模型是否会退化为空间滞后模型以及空间误差模型。结果显示，Hausman 检验、Wald 滞后检验、Wald 误差检验、LM 滞后检验以及 LM 误差检验结果高度显著，p 值远小于 0.01。因此使用面板数据固定效应空间杜宾模型是合理的。

Table 6. Estimation results of spatial Dubin model
表 6. 空间杜宾模型估计结果

	无固定效应	个体固定效应	时间固定效应	双固定效应
截距项	-1.8906*** (0.2545)			
ln _{gf}	0.0148 (0.0155)	0.0075 (0.0156)	0.0223*** (0.0141)	-0.0033 (0.01392)
ln _{aggregate}	0.6614*** (0.0264)	0.6638*** (0.0251)	0.5280*** (0.0388)	0.4902*** (0.0249)
ln _{pgdp}	0.1810*** (0.0272)	0.1293*** (0.0277)	0.2692** (0.0214)	0.0411* (0.0246)
ln _{str}	-0.0091 (0.0166)	-0.0208 (0.0159)	0.0464 (0.0208)	-0.0133 (0.0141)
ln _{open}	-0.0124 (0.0084)	-0.0109 (0.0083)	0.0082*** (0.0081)	0.0011 (0.0072)
ln _{inc}	-0.0121 (0.0098)	-0.0094 (0.0097)	-0.0458 (0.0080)	0.0070 (0.0083)
W*ln _{gf}	0.0235 (0.0238)	0.0581** (0.0245)	0.0184 (0.0251)	-0.0201 (0.0296)
W*ln _{aggregate}	-0.5631*** (0.0305)	-0.5479*** (0.0310)	-0.0320*** (0.0390)	-0.1026*** (0.0262)
W*ln _{pgdp}	0.0817*** (0.0257)	0.2526*** (0.0479)	0.0884* (0.0287)	0.2017*** (0.0433)
W*ln _{str}	-0.1800*** (0.0622)	-0.1265** (0.0640)	-0.1291 (0.0670)	-0.2306*** (0.0701)
W*ln _{open}	0.0356*** (0.0132)	0.0185 (0.0135)	-0.0102*** (0.0158)	0.0283* (0.0148)
W*ln _{inc}	-0.0684*** (0.0193)	-0.0834*** (0.0197)	-0.0688 (0.0179)	-0.0603*** (0.0172)
ρ	0.7901***	0.7118***	0.2228	0.3000
R ²	0.9756	0.9826	0.9433	0.9385
Log-L	405.4217	477.3783	366.5025	554.3363
sigma ²	0.0024	0.0021	0.0048	0.0014
Hausman test	50.7700***	50.7700***	1637.9300***	1637.9300***
Wald_lag			430.3800***	
Wald_err			65.5600***	
LR_lag			249.8200***	
LR_err			68.4200***	

针对无固定效应、个体固定效应、时间固定效应以及双固定效应的空间杜宾模型,分别从决定系数、对数似然值以及变量系数的显著性角度出发,得出较优模型以具体分析。个体固定效应模型较无固定效应模型以及时间固定效应模型具有更高的决定系数值(0.9826)以及对数似然值(477.3783)。双固定效应模型其对数似然值为 554.3363,高于个体固定效应模型,但该模型的决定系数值仅为 0.9385,属四个模型中最低。此外,将双固定效应模型的变量系数显著性情况与个体固定效应模型的变量系数显著性情况相比较可以发现,后者的显著性情况较为理想。因此综合上述多角度,可以认为个体固定效应模型具有更优的拟合情况,以下针对该模型的估计情况展开具体分析。

从表 6 中可得,核心解释变量绿色金融对数字经济指数的直接线性关系并不显著,但空间项 $W*ln\text{gdf}$ 在 5%的水平上显著且系数值为 0.0581。这说明,在其他条件不变的情况下,某区域绿色金融指数(取对数后,下同)每增加一个单位,将会带动周围邻近区域数字经济指数 0.0581 个单位的增长。可能的原因在于,一个区域绿色金融的增加能为数字经济带来资金支持、技术创新支持,同时带动邻近区域协同发展。此外,通过绿色金融的支持,企业可以在经济效益和环保效益之间取得平衡,提升相关企业的核心竞争力,促进了数字经济和环保之间的融合。

核心解释变量普惠金融指数对数字经济的直接线性关系高度显著,系数估计值为 0.6638, p 值小于 0.01。这说明普惠金融指数的增加将对数字经济指数带来正向作用。可能的原因如下,普惠金融指数的提高代表了更好的金融基础设施,更丰富的金融产品与金融服务,这将为数字经济提供更加稳定、可靠以及高效的资金来源与服务支持。金融普惠指数更高意味着金融市场更加透明、公正以及有序,使得数字经济参与者更容易了解市场信息与机会,从而更容易参与市场竞争,综合来看将促进自身数字经济的发展。空间项 $W*ln\text{aggregate}$ 高度显著,系数估计值为-0.5479。这说明一个区域普惠金融指数的提高将对周围邻近区域的数字经济指数带来负向的作用。可能的原因在于,一个区域普惠金融指数的提高,将吸引更多的创新企业以及创新技术人才涌入该区域。这将对其余区域带来经济资源、技术资源以及人才资源的流失,从而抑制了其他区域的数字经济发展。

人均 GDP ($ln\text{pgdp}$)对数字经济指数的发展具有显著的正向作用,系数为 0.1293。这说明在其他条件不变的情况下,人均 GDP 每增加一个单位,将会带来数字经济指数 0.1293 个单位的变量。空间项 $W*ln\text{pgdp}$ 高度显著,系数估计值为 0.2526,这说明某区域经济水平的发展将会带动邻近区域的数字经济指数的发展。可能的原因在于,人均 GDP 的发展代表了经济水平的稳定提升,这将为数字经济提供更多的财政支出以及基础设施建设投入,为其发展提供良好的环境。

产业结构($ln\text{str}$)对数字经济指数发展的空间效应上看,空间项 $W*ln\text{str}$ 系数为-0.1265 并且在 0.05 的水平上显著。这说明一个区域的产业结构优化对周围区域的数字经济水平将带来抑制作用。产业结构优化背后是人才、设施、资金等资源的涌入,在目前有限的资源环境下,一个区域资源的消耗将挤压周围区域所获得的资源,从而导致周围邻近区域的数字经济发展落后。因此,为提高自身的数字经济水平应该重点优化自身产业结构。此外,产业结构优化对于发展数字经济的主要推动作用可能在于其为数字经济提供了更多的应用场景[21]。随着第三产业发展的深入,工业互联网、智能制造、物联网新型应用场景层出不穷,为数字经济提供多元化需求,激发数字经济原始创新并提高了竞争力[22]。

开放程度($ln\text{open}$)对数字经济指数发展具有负向空间效应。这说明,一个区域的开放程度越高将会对周围邻近区域的数字经济产生抑制作用。可能的原因在于,一个区域经济上的开放将使得外商投资、创新企业以及高质量人才涌入该区域。这在一定程度上将造成邻近区域的发展资源流失,造成抑制周围区域发展的情况出现。但相应的线性效应以及空间溢出效应并不显著,这在一定程度上说明省域水平上的数字经济发展受到外商投资的影响有限,相关部门应该依靠自身力量促进自身数字经济水平的提高。

3.2.3. 空间效应分解

空间杜宾模型下，总效应是解释变量对被解释变量的综合影响，其可划分为直接效应和间接效应。前者表示本区域解释变量对本区域被解释变量的影响效应。后者表示本区域解释变量对周围邻近区域的被解释变量的影响效应。空间效应分解结果见表 7。

绿色金融指数(lngf)的溢出效应为 0.1967 且高度显著，这说明一个区域绿色金融指数一个单位的增加将带来周围邻近区域数字经济指数 0.1967 个单位的提升。对于金融普惠指数(lnaggregate)，其直接效应为 0.6427，溢出效应为-0.2352，高度显著。这说明一个区域金融普惠指数每增加一个单位，将会带来本区域数字经济指数 0.6427 个单位的增加，也将导致邻近区域数字经济指数 0.2352 个单位的下降。但金融普惠指数的总体效应为正，弹性值为 0.4076，高度显著。对于解释变量，人均 GDP (lnpgdp)以及产业结构(lnstr)的直接效应以及溢出效应高度显著。

Table 7. Influence the direct effect, indirect effect and total effect of digital economy index

表 7. 影响数字经济指数的直接效应、间接效应和总效应

	直接效应	统计量值	溢出效应	统计量值	总效应	统计量值
lngf	0.0250	1.3500	0.1967	2.6700***	0.2216	2.6000***
lnaggregate	0.6427	28.2300***	-0.2352	-7.0300***	0.4076	13.2200***
lnpgdp	0.2248	7.9300***	1.0755	8.8100***	1.3003	9.7200***
lnstr	-0.0596	-2.3900**	-0.4512	-1.9700**	-0.5108	-2.0500**
lnopen	-0.0084	-0.9500	0.0322	0.8100	0.0237	0.5300
lninc	-0.0333	-2.7300***	-0.2793	-4.0100***	-0.3126	-4.0000***

综上所述，区域金融普惠指数的增加、产业结构的优化以及创新产品收入的提高，将对邻近区域的数字经济指数发展带来负向的影响。区域绿色金融指数的提高以及人均 GDP 的增加将会对周围邻近区域的数字经济发展带来正向的促进作用。

4. 结论及建议

本文利用 2011 年至 2020 年中国省域面板数据，分别建立数字经济指数以及绿色金融指数计算体系，利用熵值法对 30 个省市自治区进行上述变量的计算。随后确定空间杜宾模型的适用性，以绿色金融指数以及金融普惠指数为主要解释变量，对数字经济指数进行省域空间关系的提取。结果显示，某区域绿色金融指数的增加将带动周围邻近区域数字经济指数的增长，而金融普惠指数的提高将对邻近区域的数字经济发展带来负向影响。人均 GDP 的提升不仅有助于发展自身的数字经济水平，也能带动邻近区域。某区域产业结构优化转型将在一定程度上抑制周围区域的数字经济发展。基于以上结果，以下给出促进数字经济发展的若干建议。

首先，各区域应加快绿色金融建设步伐，不断提高自身的金融普惠指数水平。从数字金融创新的角度入手，创新金融产品和服务，开发普惠金融、数字货币以及智能支付系统等，促进数字经济的发展。此外，注意金融产品和服务的绿色化以及环境友好化，朝着可持续的方向，遵循绿色金融标准以及相应的社会责任，确保在发展数字经济的同时充分考虑各方利益。同时，加强金融监管和信息披露，建立健全监管体系框架，在良性发展中保障数字经济发展的公平透明以及稳定。

其次, 不断刺激经济发展, 促进数字经济与实体经济的有机融合。鼓励企业采用数字化技术以及对应的创新模式。推广数字化商业模式, 从简章减税等降低企业成本的措施入手, 支持电商、互联网金融发展。在经济的发展基础上, 不断加强数字经济相关的基础设施建设, 营造良好硬性发展条件, 培育数字经济产业生态, 吸引优质企业以及高质量人才入驻。以点带面地加强区域协同发展, 在合作中实现数字经济发展的共赢。

最后, 加速产业结构升级, 大力发展云计算、大数据以及人工智能等数字化核心产业。相关政府部门应该从资金支持、政策引导以及技术发展等方式, 推动数字化转型。同时, 加强数字经济人才培养, 从技术研发、产品设计以及市场营销等领域, 提高数字经济相关从业者的数量以及自身水平。

参考文献

- [1] 何地, 赵炫焯, 齐琦. 中国数字经济发展水平测度、时空格局与区域差异研究[J]. 工业技术经济, 2023, 42(3): 54-62.
- [2] 李勇, 蒋蕊, 张敏, 等. 中国数字经济高质量发展水平测度及时空演化分析[J]. 统计与决策, 2023, 39(4): 90-94.
- [3] 陈明慧, 陈志勇. 中国省域科技投入与数字经济关系研究[J]. 福建师范大学学报(自然科学版), 2022, 38(4): 72-81.
- [4] 沈洋, 周鹏飞. 中国数字经济发展水平测度及时空格局分析[J]. 统计与决策, 2023, 39(3): 5-9.
- [5] 陈肖, 吴娜, 牛风君. 数字经济发展水平测度及其对经济高质量发展的影响效应——以京津冀区域为例[J]. 商业经济研究, 2023(3): 125-128.
- [6] 赵卉心, 孟煜杰. 中国城市数字经济与绿色技术创新耦合协调测度与评价[J]. 中国软科学, 2022(9): 97-107.
- [7] 金灿阳, 徐蔼婷, 邱可阳. 中国省域数字经济发展水平测度及其空间关联研究[J]. 统计与信息论坛, 2022, 37(6): 11-21.
- [8] 张雪玲, 焦月霞. 中国数字经济发展指数及其应用初探[J]. 浙江社会科学, 2017(4): 32-40.
- [9] 郭海明, 许梅, 王彤. 数字经济核算研究综述[J]. 统计与决策, 2022, 38(9): 5-10.
- [10] 杨慧梅, 江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. 统计研究, 2021, 38(4): 3-15.
- [11] 郭钊, 黄娴静, 覃子岳. 数字经济与数字金融耦合协调发展研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2023(5): 19-33.
- [12] 陈华, 沈悦. 绿色金融助推数字经济发展的新思路[J]. 甘肃社会科学, 2022(2): 218-225.
- [13] 张筌钧, 陈坚. 绿色金融支持数字经济发展实证研究[J]. 现代金融, 2022(9): 40-46.
- [14] 程广斌, 李莹. 基于投入产出视角的数字经济发展水平区域差异及效率评价[J]. 统计与决策, 2022, 38(8): 109-113.
- [15] 曹萍萍, 徐晓红, 李壮壮. 中国数字经济发展的区域差异及空间收敛趋势[J]. 统计与决策, 2022, 38(3): 22-27.
- [16] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [17] 陈灿. 商业银行绿色金融发展指数的构建与评估[D]: [硕士学位论文]. 保定: 河北大学, 2019.
- [18] Zou, Z.H., Yi, Y. and Sun, J.N. (2006) Entropy Method for Determination of Weight of Evaluating Indicators in Fuzzy Synthetic Evaluation for Water Quality Assessment. *Journal of Environmental Sciences*, **18**, 1020-1023. [https://doi.org/10.1016/S1001-0742\(06\)60032-6](https://doi.org/10.1016/S1001-0742(06)60032-6)
- [19] Li, K., Fang, L. and He, L. (2019) The Impact of Energy Price on CO₂ Emissions in China: A Spatial Econometric Analysis. *Science of the Total Environment*, **706**, Article ID: 135942. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.135942>
- [20] Zhang, Y. and Chen, X. (2023) Spatial and Nonlinear Effects of New-Type Urbanization and Technological Innovation on Industrial Carbon Dioxide Emission in the Yangtze River Delta. *Environmental Science and Pollution Research*, **30**, 29243-29257. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-24113-2>
- [21] 王倩. 数字经济、新型城镇化与产业结构升级[J]. 工业技术经济, 2023, 42(3): 73-81.
- [22] 汪晓文, 陈明月, 陈南旭. 数字经济、绿色技术创新与产业结构升级[J]. 经济问题, 2023(1): 19-28.