

基于空间杜宾模型的数字经济对碳排放空间溢出效应研究

——以湖南省为例

颜丽城, 李洪毅*

吉首大学数学与统计学院, 湖南 吉首

收稿日期: 2026年7月18日; 录用日期: 2026年8月11日; 发布日期: 2026年8月19日

摘要

在“双碳”战略与区域协调发展背景下, 数字经济发展成为驱动碳减排的重要抓手。本文选取2014~2022年湖南省14个地级市面板数据, 运用熵权TOPSIS法测算数字经济与碳排放综合指数, 依托邻接空间权重矩阵构建空间杜宾模型, 检验数字经济对碳排放的本地作用与空间溢出效应。研究结果如下: 1) 湖南省碳排放存在显著正向空间集聚, 数字经济本地主效应、空间交互项均显著为负, 兼具本地减排与更强跨区域减排溢出; 2) 区域异质性分化明显: 湘南数字经济仅本地显著降碳, 湘北数字化会加剧周边碳排放, 湘中减排效应不显著, 湘西数字经济反而推高本地碳排放; 3) 人口集聚、经济发展、交通与工业能耗整体提升区域碳排放, 城镇化、第三产业发展具备减排作用。本文所获的研究结果为湖南四大经济区域差异化数字转型与跨区域协同碳治理提供参考。

关键词

数字经济, 碳排放, 空间杜宾模型, 空间溢出, 区域异质性

Research on the Spatial Spillover Effect of Digital Economy on Carbon Emissions Based on the Spatial Durbin Model

—A Case Study of Hunan Province

Licheng Yan, Hongyi Li*

School of Mathematics and Statistics, Jishou University, Jishou Hunan

Received: July 18, 2026; accepted: August 11, 2026; published: August 19, 2026

*通讯作者。

文章引用: 颜丽城, 李洪毅. 基于空间杜宾模型的数字经济对碳排放空间溢出效应研究[J]. 统计学与应用, 2026, 15(8): 239-252. DOI: 10.12677/sa.2026.158194

Abstract

Against the backdrop of the “Dual Carbon” strategy and coordinated regional development, the advancement of the digital economy has become a vital instrument for carbon emission reduction. This paper adopts panel data covering 14 prefecture-level cities in Hunan Province from 2014 to 2022. The entropy weight-TOPSIS method is applied to calculate the comprehensive indices of the digital economy and carbon emissions. A spatial Durbin model is constructed based on the adjacency spatial weight matrix to examine the local impacts and spatial spillover effects of the digital economy on carbon emissions. The research findings are summarized as follows: 1) Carbon emissions in Hunan Province exhibit significant positive spatial agglomeration. Both the local main effect and spatial interaction term of the digital economy are significantly negative, indicating that the digital economy can cut carbon emissions locally while generating stronger cross-regional emission-reduction spillovers. 2) There is obvious regional heterogeneity. In southern Hunan, the digital economy only exerts a significant local carbon reduction effect. Digital development in northern Hunan aggravates carbon emissions in surrounding areas, while the emission reduction effect in central Hunan is insignificant. Conversely, the digital economy in western Hunan drives up local carbon emissions. 3) Population agglomeration, economic growth, transportation and industrial energy consumption generally push up regional carbon emissions, whereas urbanization and the development of the tertiary industry contribute to carbon mitigation. The conclusions of this paper offer references for differentiated digital transformation and cross-regional collaborative carbon governance across the four major economic zones of Hunan Province.

Keywords

Digital Economy, Carbon Emissions, Spatial Durbin Model, Spatial Spillover, Regional Heterogeneity

Copyright © 2026 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

在全球气候变化与“双碳”目标约束下,如何兼顾经济稳增长与碳减排,已成为中国高质量发展的核心议题。与此同时,以数据为关键生产要素、以数字技术为核心驱动的数字经济快速扩张,正深刻重塑生产、消费与能源利用方式。数字经济既可能通过技术赋能、结构优化与资源配置提升降低碳排放,也可能因算力能耗、能源回弹等效应加剧排放,其净效应存在争议。更为关键的是,碳排放与数字经济发展均具有显著的空间集聚与溢出特征,忽视空间关联的传统面板回归易产生估计偏误。因此,借助空间杜宾模型(SDM)刻画数字经济对碳排放的直接影响与空间溢出效应,已成为该领域的主流范式。

关于数字经济与碳排放问题,许多学者从不同角度、不同方法进行了研究。在数字经济与碳排放空间溢出效应方面,张翠菊和汤杰霖[1]基于 2011~2019 年省域面板构建空间杜宾模型,发现数字经济发展不仅显著降低本区域碳排放水平,还对周边区域的碳减排产生积极促进作用;姜怡舟等[2]以 2011~2021 年中国 30 个省级行政区数据为样本,采用空间面板杜宾模型并结合中介效应模型,证实数字经济对碳排放具有显著抑制作用并存在空间溢出,其减排路径主要通过产业结构升级实现,且在东、中、西部呈现明显异质性,在数字经济对碳排放的影响效应方面,侯建朝等[3]基于 2011~2021 年长三角 41 个地级市

面板,运用空间杜宾模型发现数字经济与碳排放呈倒“U”型非线性关系,在地理距离、人力资本和产业结构矩阵下溢出效应显著,其中数字创新的间接效应与总效应最强;金赛美等[4]基于 273 个城市面板构建空间杜宾模型,发现数字经济与碳排放呈显著“U”形关系——发展初期碳排放下降,但规模扩大后排放回升;产业结构升级与绿色科技创新能显著调节该关系,且城镇化、外资与金融发展表现出不同空间效应。在非线形形态与机制视角方面,周梦雯和刘传明[5]将数字经济、能源强度与碳排放强度置于统一框架,构建数字经济空间关联网络权重矩阵并运用空间杜宾模型,发现数字经济对碳排放强度的影响呈倒“N”型且具显著空间溢出,发展至一定阶段可实现“节能”与“减排”双赢;机制上,数字产业化经产业集聚、产业数字化经能源效率影响碳排放强度,关于数字经济和碳排放的更多研究见文献[6]-[8]。本文以湖南省 14 个地级市 2014~2022 年面板数据为样本,采用熵权 TOPSIS 法测度数字经济发展水平,运用空间杜宾模型系统考察数字经济对碳排放的直接效应与空间溢出效应,并进一步分解数字经济各子维度的影响差异,为湖南省因地制宜推进数字经济发展与协同减排提供经验证据。

2. 数据来源及变量选取

2.1. 数据来源

数据样本为 2014 年~2022 年湖南省 14 个地级市的面板数据,数据来源于 EPS 等数据库以及《湖南省统计年鉴》¹,对于缺失的数据利用插值法补齐。

2.2. 变量选取

本文借鉴冯雅彬、陈海杨等的数字经济和碳排放相关评价指标体系构建以及控制变量选取,定义碳排放相关指标为被解释变量,数字经济相关指标为解释变量以及地区经济发展水平、人口集聚度等指标为控制变量。本文借鉴陈海杨等[9]的研究,从人口、经济和能源碳排放三个方面构建碳排放水平指标体系,并使用 TOPSIS 熵权法计算相关权重,碳排放指标及权重见表 1。

Table 1. Carbon emission indicators and weight coefficients

表 1. 碳排放指标与权重系数表

指标	变量	权重
人口碳排放 (0.3856)	人均碳排放量	0.1939
	人均生活能源消耗量	0.1917
经济碳排放 (0.1874)	单位 GDP 碳排放量	0.1874
能源碳排放 (0.4270)	总碳排放量	0.1434
	能源消费总量	0.1316
	单位 GDP 能耗	0.1520

通过表 1 中指标与权重关系计算出碳排放综合指标(CO₂)。

2.2.1. 解释变量

本文借鉴陈海杨[9]的研究,从数字基础设施、数字人才基础、数字产业发展以及数字经济应用四个方面构建数字经济发展水平指标(DE),并使用 TOPSIS 熵权法计算出对应指标和变量权重,数字经济指

¹<https://www.hunan.gov.cn/zfsj/tjnj/tygl.html>

标及权重见表 2。

Table 2. Digital economy indicators and weight coefficients
表 2. 数字经济指标与权重系数表

指标	变量	权重
数字基础设施 (0.2027)	移动电话用户数量	0.0321
	固定互联网用户数量	0.0365
	人均互联网宽带接入端口	0.0307
	长途光缆线密度	0.0471
	信息传输、计算机服务和软件业从业人员占比	0.0563
数字人才基础 (0.1686)	规模以上工业企业 R&D 人员全时当量	0.0569
	普通高等学校本专科毕业人数	0.1117
数字产业发展 (0.3316)	快递业务收入	0.0560
	电信业务总量	0.0446
	交通运输、仓储和邮政业在岗职工年末人数	0.0463
	信息传输、软件和信息技术服务业法人单位数	0.1290
	规模以上信息传输、计算机服务和软件业生产总值	0.0557
数字经济应用 (0.2971)	交通运输、仓储和邮政业固定资产投资额	0.0757
	电子商务销售额	0.1221
	数字经济指数	0.0577
	中国数字普惠金融指数	0.0416

2.2.2. 控制变量

通过梳理相关文献[10]，本文选取如下控制变量：人口集聚度(*PopDen*)，采用区域年末常住人口与辖区行政区划面积之比表征；经济发展水平(*Pgdp*)，由地区生产总值除以年末常住人口得到；城镇化水平(*UrbRate*)，使用城镇常住人口占区域年末总人口比重表示；产业结构(*IndStr*)，以第三产业产值占地区生产总值比重刻画；交通保有水平(*Traffic*)，选用区域民用汽车保有量反映；工业能耗水平(*EnvEne*)，采用规模以上工业企业耗电量衡量。

3. 碳排放空间自相关检验

全局莫兰指数衡量全域变量整体空间相关性，正数代表高值与高值低值与低值集聚，负值代表高低数值交错分布，数值接近零则不存在空间关联。

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

其中 n 代表区域数量， w_{ij} 代表权重， x_i 和 $\bar{x}$ 分别代表区域 i 观测值和平均值。

3.1. 空间权重矩阵选择

本文在构建的邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵三类矩阵中进行选择。

1) 邻接矩阵的表达式为：

$$W_1 = \begin{cases} 1, & L_{ij} \neq 0 \\ 0, & L_{ij} = 0 \end{cases}, i, j = 1, 2, \dots, 14, \quad (2)$$

其中 $L_{ij} = 0$ 时代表城市 i 与城市 j 不相邻, 当 $L_{ij} = 1$ 时城市 i 与城市 j 相邻, 并且 $i, j = 1, 2, \dots, 14$ 分别代表湖南省 14 个地级市。

2) 地理距离矩阵的表达式为:

$$W_2 = \begin{cases} 1/d_{ij}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases}, i, j = 1, 2, \dots, 14, \quad (3)$$

其中 d_{ij} 代表城市 i 与城市 j 之间的地理距离。

3) 经济距离矩阵的表达式为:

$$W_3 = \begin{cases} 1/|\bar{G}_i - \bar{G}_j|, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases}, i, j = 1, 2, \dots, 14, \quad (4)$$

其中 $\bar{G}_i$ 代表城市 i 在 2014~2022 年 GDP 年均值。

3.2. 空间自相关检验

从全局莫兰指数结果可见, 邻接权重下碳排放均存在显著空间自相关, 而地理反距离和经济距离矩阵未通过显著性检验, 根据(2)~(4)可计算不同矩阵下碳排放的莫兰指数, 莫兰指数如下。

Table 3. Moran's I of carbon emission under adjacency matrix

表 3. 邻接矩阵下碳排放莫兰指数

年份	I	E (I)	sd (I)	Z	P value	显著性
2014	0.1477	-0.0769	0.1618	1.3885	0.062	*
2015	0.1995	-0.0769	0.1618	1.7088	0.039	**
2016	0.1839	-0.0769	0.1618	1.6123	0.057	*
2017	0.1734	-0.0769	0.1618	1.5475	0.052	*
2018	0.1656	-0.0769	0.1618	1.499	0.07	*
2019	0.1945	-0.0769	0.1618	1.6776	0.057	*
2020	0.1764	-0.0769	0.1618	1.5656	0.056	*
2021	0.1828	-0.0769	0.1618	1.6056	0.063	*
2022	0.1179	-0.0769	0.1618	1.204	0.12	

注: “***”、“**”和“*”分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

从表 3 中可以看出, 采用邻接权重矩阵测算仅 2022 年不显著, 说明湖南省接壤地市的碳排放水平相近, 存在正向空间集聚, 因此后续模型均采用邻接矩阵。

4. 空间计量模型检验及回归

鉴于上述莫兰指数碳排放存在显著空间集聚, 传统 OLS 假设区域独立易产生估计偏差, 本节依次开展基准面板回归、LM 空间效应诊断、LR 模型简化检验, 依据检验结果选定适配的空间计量模型, 后续将完成模型回归。

4.1. 基于面板 OLS 回归的数字经济对碳排放的影响

本文先采用普通最小二乘法(OLS)进行基准面板回归, 设定双向固定效应模型, 初步检验核心解释变量与碳排放的线性关联, 建立模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta X_{it} + \sum_j \gamma_j Z_{jit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \tag{5}$$

其中 Y_{it} 代表被解释变量(碳排放水平), X_{it} 代表核心解释变量(数字经济发展水平), Z_{jit} 代表控制变量, μ_i 代表城市个体固定效应, λ_t 代表时间固定效应, ε_{it} 代表随机扰动项, α_0 代表常数项, β 和 γ_j 代表回归系数。

面板 OLS 回归结果见表 4。

Table 4. Impact of the digital economy on carbon emissions—panel OLS regression

表 4. 数字经济对碳排放的影响——面板 OLS 回归

变量	系数	标准误	t 值	P 值
lnDE	0.0364	1.2447	0.029	0.9767
lnPopDen	19.9041	17.8255	1.117	0.2669
lnPgdp	1.4252	0.6016	2.369	0.0198**
lnUrbRate	-2.6304	2.2365	-1.176	0.2424
lnIndStr	-0.7910	1.1070	-0.715	0.4766
lnTraffic	-0.0804	0.2379	-0.338	0.7360
lnEnvEne	0.1485	0.1212	1.225	0.2234
R ²	0.9849	-	-	-
F 统计量	225.3549	-	-	-
P 值(F)	0.0000	-	-	-
N × T	126	-	-	-

注: “***”、“**”和“*”依次代表在 1%、5%和 10%的显著性水平上通过 t-检验, 意味着分别在 99%、95%和 90% 的置信水平下具有统计显著性。

从表 4 中可知 R^2 为 0.9849, 模型具有良好的解释力, 仅经济发展水平在 5%水平下显著为正, 说明经济发展会推高区域碳排放, 其余人口密度、城镇化率、产业结构、交通、能源效率等控制变量均不具备统计显著性, 该传统回归未考虑地市间空间关联, 估计结果存在偏差, 需进一步采用空间计量模型开展检验。

4.2. LM 检验

LM 检验是空间计量模型的空间相关性检验, 基于残差判断模型是否存在空间滞后或空间误差效应, 通过不同统计量对比选择合适空间面板模型。

从表 5 中 LM 估计结果可以看出, 莫兰误差检验 P 值大于 0.05 未通过显著性检验, 而 LM 误差与稳健 LM 误差统计量均在百分之一水平显著, LM 滞后与稳健 LM 滞后均不显著, 说明样本存在显著空间误差效应无空间滞后效应。

Table 5. LM estimation results
表 5. LM 估计结果

检验方法	统计量	<i>P</i> 值
Moran's I Error	-0.0954	0.7168
LM-Error	12.2893	0.0005***
Robust LM-Error	11.7168	0.0006***
LM-Lag	0.5725	0.4492
Robust LM-Lag	0.0000	1.0000

注: “***”、“**”和“*”分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

4.3. LR 检验

LR 检验通过对比无约束空间模型与约束模型的对数似然值,判断空间杜宾模型能否简化为空间滞后或空间误差模型,依据检验 *P* 值确定最优简化形式。

Table 6. LR estimation results
表 6. LR 估计结果

检验方法	统计量	<i>P</i> 值
LR-Lag	49.5232	0.0000***
LR-Error	49.5232	0.0000***

注: “***”、“**”和“*”分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

从表 6 中可以看出, LR 滞后检验与 LR 误差检验的统计量对应 *P* 值均为 0.0000,均在百分之一水平显著,说明空间杜宾模型无法简化为空间自回归模型(SAR)或空间误差模型(SEM),后续应使用空间杜宾模型进行实证分析。

4.4. 空间杜宾模型(SDM)实证分析

空间杜宾模型同时纳入被解释变量空间滞后项、解释变量本地项与解释变量空间交互项,能够兼顾本地自变量对本地被解释变量的直接影响、邻近地区自变量带来的空间溢出间接效应,基础回归 LR 检验表明样本存在明显空间关联,变量间并非简单线性作用。因此本文选取空间杜宾模型作为基准模型,形式如下:

$$Y = \rho W_1 Y + X\beta + WX\theta + \varepsilon, \quad (6)$$

其中 *Y* 代表被解释变量, ρ 代表被解释变量空间滞后系数, W_1 代表空间权重矩阵(为邻接矩阵权重), *X* 代表自变量矩阵, β 代表自变量回归系数, $W_1 X$ 代表自变量空间滞后项, θ 代表自变量空间交互项系数, ε 代表随机扰动项。

空间杜宾模型可分解出直接、间接与总效应,其中直接效应包含本地变量对本地被解释变量的影响及区域间反馈效应,间接效应代表跨区域空间溢出作用,二者相加得到总效应,具体结果如表 7 所示。

从表 7 中可以看出,空间计量模型拟合度 R^2 为 0.8898,拟合效果良好,且空间自相关系数为 0.3149,同时在 5%水平下显著为正,表明研究样本存在显著的正向空间溢出效应,并且模型个体扰动项方差 σ_u^2 为 0.0376 和残差方差 σ_e^2 为 0.1102,数值均处于合理区间,说明模型拟合误差较小,结果

优良。

从核心变量的实证结果来看, 不同因素对被解释变量的本地作用与空间溢出特征差异显著, 其中数字经济发展水平(*lnDE*)表现出显著的双重抑制效应, 其本地主效应系数为-8.6261、空间交互项系数为-6.3343, 均通过 1%显著性检验, 且直接和间接效应数值分别-12.4052 与-9.4303, 间接效应绝对值大于直接效应, 说明数字经济发展不仅能显著降低本地碳排放水平, 还会通过空间关联对周边地区产生更强的减排溢出效应, 对区域整体碳减排发挥重要联动抑制作用。

Table 7. Results of the spatial Durbin model
表 7. 空间杜宾模型结果

变量	主效应系数 X	空间交互项 W_1X	直接效应	间接效应	总效应
<i>lnDE</i>	-8.6261*** (0.8870)	-6.3343*** (2.2981)	-9.4303	-12.4052	-21.8355
<i>lnPopDen</i>	45.2255*** (4.5479)	32.9490** (14.7598)	49.4184	64.6812	114.0996
<i>lnPgdp</i>	1.3725*** (0.3036)	3.5127*** (0.7521)	1.7230	5.4071	7.1301
<i>lnUrbRate</i>	-3.8054 (2.3093)	-18.1083*** (5.5108)	-5.5209	-26.4633	-31.9841
<i>lnIndStr</i>	-2.2126* (1.2927)	0.5945 (2.5258)	-2.2216	-0.1400	-2.3616
<i>lnTraffic</i>	0.5120*** (0.1775)	0.0425 (0.4258)	0.5301	0.2793	0.8093
<i>lnEnvEne</i>	0.7579*** (0.0940)	0.2865 (0.2430)	0.8045	0.7198	1.5244
空间自相关系数	0.3149** (0.1562)	-	-	-	-
σ_u^2	0.0376	-	-	-	-
σ_e^2	0.1102	-	-	-	-
R^2	0.8898	-	-	-	-

注: “*”代表 $P < 0.1$, “**”代表 $P < 0.05$, “***”代表 $P < 0.01$; 括号内为对应系数的标准误。

人口聚集度(*lnPopDen*)呈现出显著的双向增碳特征, 本地主效应系数 45.2255 (1%显著)、空间交互项系数 32.9490 (5%显著), 且空间溢出贡献更大, 意味着人口集聚带来的生产生活活动增加会推高本地碳排放, 同时通过要素集聚与产业关联加剧周边地区碳排放; 经济发展水平(*lnPgdp*)兼具本地增碳与正向空间溢出增碳作用, 其主效应 1.3725、空间交互项 3.5127 均在 1%水平显著, 说明经济增长会提升本地及周边地区的碳排放水平。

城镇化水平(*lnUrbRate*)其空间交互项系数为-18.1083 (1%显著), 本地作用不显著、邻近减排效应突出; 产业结构(*lnIndStr*)仅存在微弱的本地增碳影响, 主效应系数为-2.2126 (10%显著), 无显著空间溢出效应, 说明产业结构的碳排放制约作用仅局限于本地, 尚未形成区域联动影响; 交通保有水平(*lnTraffic*)与工业能耗水平(*lnEnvEne*)主效应分别为 0.5120、0.7579 (均 1%显著), 均显著提升本地碳排放水平, 空间溢出作用不显著, 表明交通建设与环境治理相关投入的碳排放影响具有较强的本地局限性, 暂未形成跨区域的碳排放联动效应。

4.5. Wald 稳健性检验

从表 8 可以看出，Wald 检验统计量同样在 5%水平上显著，表明与 SEM 和 SAR 模型相比，选择 SDM 模型更优。

Table 8. Wald robustness test

表 8. Wald 稳健性检验

检验方法	统计量	P 值
Wald-Lag	60.8201	0.0000***
Wald-Error	109.7756	0.0000***

注：“***”、“**”和“*”分别代表 1%、5%、10%的显著性水平。

5. 异质性与内生性检验

基准回归反映全省平均效应，但湖南四大区域经济、数字基建差异明显，数字经济减排效果存在区域异质性；同时数字经济与碳排放双向因果易引发内生偏差，因此开展异质性与内生性两类检验保障结论可靠，具体湖南省划分情况如表 9 所示。

Table 9. Classification of cities in Hunan province

表 9. 湖南省城市划分情况

区域	城市
湘北地区	岳阳市、常德市、益阳市
湘中地区	长沙市、株洲市、湘潭市、邵阳市、娄底市
湘南地区	衡阳市、郴州市、永州市
湘西地区	怀化市、张家界市、湘西土家族苗族自治州

5.1. 异质性检验

结合湖南省区域划分标准，将 14 个地级市划分为湘北、湘中、湘南、湘西四大片区，分区域构建空间杜宾模型，依托邻接空间权重矩阵分别回归，对比四大区域数字经济减排效应、各控制变量本地效应与空间溢出效应差异。

Table 10. Results of the spatial Durbin model for northern Hunan

表 10. 湘北地区的空间杜宾模型结果

变量	主效应系数 X	空间交互项 W_1X	直接效应	间接效应	总效应
$\ln DE$	-10.1527 (8.6911)	27.1784** (11.8271)	-10.6914	27.0653	16.3739
$\ln PopDen$	-142.1841* (69.1722)	-443.5029*** (116.2881)	-133.6333	-429.6327	-563.2660
$\ln Pgdp$	-2.5783 (1.8098)	-14.5919*** (3.3360)	-2.2953	-14.2175	-16.5129
$\ln UrbRate$	79.5671*** (21.0032)	133.4280*** (40.7008)	77.0232	127.8181	204.8413

续表

<i>lnIndStr</i>	-7.5484** (3.0093)	-18.3187*** (4.2998)	-7.1965	-17.6803	-24.8768
<i>lnTraffic</i>	-5.3278** (1.8382)	-5.5404 (3.3052)	-5.2238	-5.2284	-10.4522
<i>lnEnvEne</i>	0.4859 (0.4285)	0.9321 (0.7835)	0.468	0.8957	1.3637
空间自相关系数	-0.0398 (0.1961)	-	-	-	-
σ^2_u	0.0000	-	-	-	-
σ^2_e	0.0228	-	-	-	-
R^2	0.9578	-	-	-	-

从表 10 中看出, 湘北地区模型拟合优度 R^2 为 0.9578, 空间自相关系数不显著, 区域碳排放无明显空间集聚特征。数字经济发展水平(*lnDE*)本地抑制碳排放但不显著, 空间滞后项显著为正, 间接增碳效应更强, 整体总效应为正, 本地数字经济发展会推高周边地市碳排放。

Table 11. Results of the spatial Durbin model for central Hunan

表 11. 湘中地区的空间杜宾模型结果

变量	主效应系数 X	空间交互项 W_1X	直接效应	间接效应	总效应
<i>lnDE</i>	-2.5492 (1.7406)	-4.2387 (2.7019)	-3.4742	-7.7468	-11.221
<i>lnPopDen</i>	86.5002*** (19.1210)	150.2917*** (52.6964)	119.0253	272.4086	391.4340
<i>lnPgdp</i>	1.7002*** (0.5728)	4.2763** (1.7246)	2.5727	7.3069	9.8796
<i>lnUrbRate</i>	-18.6109*** (6.1765)	-32.8200* (18.4516)	-25.6942	-59.3248	-85.0191
<i>lnIndStr</i>	-0.8724 (1.9416)	7.6376 (4.6677)	0.4135	10.7698	11.1833
<i>lnTraffic</i>	-0.2057 (0.3801)	-1.3273** (0.6174)	-0.4541	-2.0801	-2.5342
<i>lnEnvEne</i>	0.2039 (0.2570)	0.0796 (0.2835)	0.2321	0.2365	0.4687
空间自相关系数	0.3951** (0.1626)	-	-	-	-
σ^2_u	0.0000	-	-	-	-
σ^2_e	0.0341	-	-	-	-
R^2	0.8862	-	-	-	-

从表 11 中可以看出, 湘北地区模型拟合优度 R^2 为 0.8862, 空间自相关系数 0.3951 且在 5%水平显著, 湘中碳排放存在明显正向空间集聚。数字经济发展水平(*lnDE*)本地、空间交互系数均为负, 但均不显

著，直接、间接、总效应均为负，存在减排潜力但统计上不显著。

Table 12. Empirical results of the spatial Durbin model for southern Hunan

表 12. 湘南地区的空间杜宾模型实证结果

变量	主效应系数 X	空间交互项 W_1X	直接效应	间接效应	总效应
$\ln DE$	-8.8935** (3.1853)	2.7298 (5.0045)	-8.8209	2.2270	-6.5938
$\ln PopDen$	-514.1696* (268.5904)	-1024.3855* (537.0346)	-549.9193	-1096.0097	-1645.9290
$\ln Pgdp$	-2.9590 (2.7098)	-9.4133 (5.2859)	-3.2837	-9.9521	-13.2358
$\ln UrbRate$	41.2470 (29.4552)	96.6092 (58.8073)	44.6026	102.8745	147.4771
$\ln IndStr$	1.3451 (3.4484)	2.3163 (5.8987)	1.4263	2.4906	3.9169
$\ln Traffic$	-4.0390* (1.9328)	-7.5646* (3.8350)	-4.3035	-8.1099	-12.4134
$\ln EnvEne$	4.4792** (1.6478)	5.5130 (3.2375)	4.6754	6.0141	10.6895
空间自相关系数	0.0652 (0.1858)	-	-	-	-
σ_u^2	0.0000	-	-	-	-
σ_e^2	0.0106	-	-	-	-
R^2	0.9620	-	-	-	-

从表 12 中可以看出湘南地区模型拟合优度 R^2 为 0.9620，空间自相关系数未通过显著性检验，湘南各地碳排放无显著空间集聚特征。数字经济发展水平($\ln DE$)本地主效应在 5%水平显著为负，具备本地减排效果；空间交互项为正但不显著，无增碳溢出，整体总效应仍为负。

Table 13. Empirical results of the spatial Durbin model for western Hunan

表 13. 湘西地区的空间杜宾模型实证结果

变量	主效应系数 X	空间交互项 W_1X	直接效应	间接效应	总效应
$\ln DE$	20.2157** (7.8451)	-21.7449 (13.2728)	19.7321	-21.3339	-1.6018
$\ln PopDen$	277.9570** (116.2857)	-134.4098 (167.9535)	275.1288	-124.7647	150.3641
$\ln Pgdp$	-0.3165 (1.6378)	-3.2276 (3.2391)	-0.3917	-3.3206	-3.7123
$\ln UrbRate$	10.2392 (12.2904)	23.7449 (24.3786)	10.8012	24.7967	35.5979
$\ln IndStr$	-3.1225 (3.9658)	-12.023 (7.8078)	-3.4050	-12.4599	-15.8648
$\ln Traffic$	-0.1067 (0.3818)	-0.4641 (0.7336)	-0.1176	-0.4803	-0.5979

续表

<i>lnEnvEne</i>	0.2547* (0.1300)	0.1106 (0.2248)	0.2575	0.1251	0.3827
空间自相关系数	0.0453 (0.1879)	-	-	-	-
<i>sigma_u</i> ²	0.0000	-	-	-	-
<i>sigma</i> ² _{<i>e</i>}	0.0046	-	-	-	-
<i>R</i> ²	0.9914	-	-	-	-

从表 13 中可以看出湘西地区模型拟合优度 R^2 为 0.9914, 空间自相关系数不显著, 区域碳排放不存在空间集聚效应。数字经济发展水平($\ln DE$)本地主效应 5%显著为正, 本地数字经济发展推高碳排放; 空间交互项为负但不显著, 微弱跨区域减排无法抵消本地增碳, 整体总效应仅小幅为负, 减排作用极弱。

5.2. 内生性检验

数字经济与区域碳排放存在双向因果内生问题, 同时模型还存在测量误差带来的内生偏误, 直接基准回归结果可能存在估计偏差。为缓解内生性干扰, 本文选取滞后一期数字经济发展水平($\ln DE$ lag1)作为核心解释变量重新构建空间杜宾模型; 回归结果如表 14 所示。

Table 14. Empirical results of the one-year-lagged spatial Durbin model

表 14. 滞后一年的空间杜宾模型实证结果

变量	主效应系数 X	空间交互项 W_1X	直接效应	间接效应	总效应
$\ln DE$ lag1	-9.9983 (1.0543)	-7.3030** (2.9350)	-11.9173	-21.4004	-33.3178
$\ln PopDen$ lag1	41.7176*** (5.0021)	18.8408 (17.5014)	47.8816	68.738	116.6195
$\ln Pgdp$ lag1	1.1246*** (0.3238)	3.3656*** (0.8575)	1.7436	6.9033	8.6469
$\ln UrbRate$ lag1	-0.3808 (2.5286)	-13.0224** (6.3742)	-2.4736	-23.3375	-25.811
$\ln IndStr$ lag1	-3.5787** (1.4329)	-3.2688 (2.8736)	-4.3694	-8.8172	-13.1866
$\ln Traffic$ lag1	0.8024*** (0.1988)	0.5432 (0.4838)	0.9496	1.6416	2.5912
$\ln EnvEne$ lag1	0.6652*** (0.1046)	0.0478 (0.2671)	0.7234	0.6496	1.373
空间自相关系数	0.4807** (0.1898)	-	-	-	-
<i>sigma_u</i> ²	0.0277	-	-	-	-
<i>sigma</i> ² _{<i>e</i>}	0.1050	-	-	-	-
<i>R</i> ²	0.8240	-	-	-	-

从表 14 中可以看出, 滞后一期的模型空间自相关系数 0.4807 在 5%水平显著为正, 区域碳排放正向空间集聚特征稳定, 拟合优度 R^2 为 0.8240, 模型整体有效。综合检验结果, 在缓解双向因果内生问题后, 数字经济抑制碳排放、存在正向减排空间溢出的核心结论保持稳健, 证明前文基准回归实证结果具备可

信度。

滞后一期数字经济发展水平($\ln DE \text{ lag1}$)本地主效应系数为-9.9983, 空间交互项系数-7.3030 (5%显著); 对应直接效应-11.9173、间接效应-21.4004、总效应-33.3178, 本地减排与跨区域减排溢出的核心结论和基准模型一致。

滞后一期人口集聚($\ln PopDen \text{ lag1}$)本地系数 41.7176 (1%显著), 仅本地增碳效应突出; 滞后一期经济发展水平($\ln Pgdp \text{ lag1}$)本地系数 1.1246、空间交互项 3.3656 (均 1%显著), 本地与邻地同步推高碳排放。滞后一期城镇化水平($\ln UrbRate \text{ lag1}$)本地系数不显著, 空间交互项-13.0224 (5%显著), 减排仅体现空间溢出; 滞后一期产业结构($\ln IndStr \text{ lag1}$)本地系数-3.5787 (5%显著); 滞后一期交通保有水平($\ln Traffic \text{ lag1}$)、工业能耗水平($\ln EnvEne \text{ lag1}$)本地系数分别为 0.8024、0.6652 (均 1%显著), 加剧本地碳排放, 空间溢出不显著; 整体各变量作用方向、显著性与未滞后模型基本吻合, 说明基准回归结果稳健可靠。

6. 结论与建议

本文选取 2014~2022 年湖南省 14 个地级市面板数据, 构建邻接矩阵下空间杜宾模型, 旨在探究数字经济对区域碳排放的直接影响与空间溢出效应, 明晰数字化转型的差异化碳减排规律, 为区域推进数字低碳协同治理提供参考。

6.1. 结论

基于湖南省 14 个地级市空间杜宾模型分析, 湖南省地区碳排放存在正向空间集聚; 全省层面数字经济可显著降低本地与周边碳排放, 且跨区域减排溢出更强; 四大区域异质性突出, 湘南数字经济本地减排效应显著, 湘北数字化会推高邻市碳排放, 湘中减排效应不显著, 湘西地区数字经济的发展反而抬升本地碳排放; 同时人口、经济、工业能耗、交通会增加碳排放, 城镇化、第三产业有减排作用; 滞后一期变量内生检验后其核心结论保持不变, 证明实证结果稳健。

6.2. 建议

结合四大区域产业、数字基建、碳排放差异化特征, 立足数字赋能协同减排目标, 提出分区施策、全省统筹的发展对策:

- 1) 湘南地区: 重点推进工矿企业数字化能耗监测, 依托人口集聚发展绿色数字产业, 严控工业高碳产能。
- 2) 湘北地区: 搭建三市跨区域环保数字共享平台, 统一高耗能产业数字化标准, 防止高碳产业向周边转移。
- 3) 湘中片区: 依托长株潭科创优势发展低碳算力, 借助城镇化产业梯度转移向外输出数字减碳技术。
- 4) 湘西地区: 优先发展文旅、农业轻量化数字业态, 严控高耗能大型数字基建, 依托数字生态平台管控零散碳排放。

项目基金

2025 年度国家级大学生创新创业训练计划项目(202510531016)。

参考文献

- [1] 张翠菊, 汤杰霖. 数字经济对我国区域低碳发展的影响及空间溢出效应研究[J]. 重庆三峡学院学报, 2024, 40(2): 29-42.
- [2] 姜怡舟, 王之浩, 汪旭强. 数字经济的碳减排效应——影响测度与机制研究[J]. 西部金融, 2024(2): 37-48.

- [3] 侯建朝, 李慧慧, 傅裕. 长三角区域数字经济对城市碳排放的非线性作用机制及空间效应研究[J]. 生态经济, 2025, 41(7): 30-40+48.
- [4] 金赛美, 苏乐言, 刘智. 数字经济对碳排放的非线性影响及空间效应——基于 273 个城市的实证分析[J]. 商学研究, 2025, 32(1): 105-116.
- [5] 周梦雯, 刘传明. 数字经济的节能减排效应及作用机制——基于空间关联网络溢出模式[J]. 工业技术经济, 2024, 43(1): 13-20.
- [6] 潘海英, 陈玲, 任佳佳. 数字经济发展的碳减排效应研究——兼论异质性环境规制的调节作用[J]. 资源与产业, 2023, 25(6): 1-14.
- [7] 钟群英, 曹坪. 数字经济发展对区域碳排放的影响及其作用机制研究——基于我国 30 个省份的面板数据[J]. 江西社会科学, 2023, 43(5): 185-195.
- [8] 李建明, 余燕团, 罗能生. 数字经济、产业优化与碳排放——基于布局、升级和创新的三重视角[J/OL]. 中南林业科技大学学报(社会科学版), 1-16. <https://link.cnki.net/urlid/43.1478.F.20260521.1731.007>, 2026-07-12.
- [9] 陈海扬. 中国数字经济与碳排放时空耦合及障碍因子研究[D]: [硕士学位论文]. 哈尔滨: 哈尔滨商业大学, 2024.
- [10] 吴莉, 黄汉民. 数字经济发展的碳排放效应——基于我国 30 个省份的经验分析[J]. 技术经济与管理研究, 2026(4): 42-48.