

# 基于空间滞后模型的中国省域碳排放量影响因素分析

邱少彤

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

降低二氧化碳排放量是我国节能减排的首要目标, 探究碳排放量的影响因素对创造绿色中国有着重要的指导作用。本文基于2004年~2019年我国碳排放量面板数据, 首先, 通过莫兰指数和莫兰散点图研究我国碳排放量的空间相关性, 再基于STIRPAT模型和时空双固定效应空间滞后模型构建碳排放的影响因素的空间计量模型。其次, 研究我国碳排放量的空间溢出效应。实证研究结果表明: 1) 我国各省域碳排放量在空间上有着显著的空间正相关性, 我国碳排放量存在明显的空间聚集性; 2) 能源结构EC、人均生产总值PGDP和环境规制ER和对碳排放有着负面影响, 而人口数POP和研发强度RD抑制了碳排放量; 3) 本地区能源消费结构变动会带动碳排放量变大, 同时相邻地区的能源消费结构也会影响本地区的碳排放量。最后, 本文根据实证研究结果给出相应的合理建议。

## 关键词

碳排放, 能源结构, STIRPAT模型, 莫兰指数, 空间滞后模型

# An Analysis of the Influencing Factors of China's Provincial Carbon Emissions Based on the Spatial Lag Model

Shaotong Qiu

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

Received: Jul. 5<sup>th</sup>, 2023; accepted: Jul. 26<sup>th</sup>, 2023; published: Aug. 10<sup>th</sup>, 2023

## Abstract

Reducing carbon dioxide emission is the primary goal of energy saving and emission reduction in

our country. Exploring the influencing factors of carbon emission plays an important guiding role in creating Green China. Based on the panel data of our country's carbon emissions from 2004 to 2019, this paper first studies the spatial correlation of our country's carbon emissions through Molan index and Molan scatter plot, and based on STIRPAT model and spatiotemporal double fixed effects spatial lag model, the spatial econometric model of influencing factors of carbon emission was constructed. Secondly, we study the spatial spillover effect of carbon emissions in our country. The empirical results show that: 1) the carbon emission of every province in our country has significant positive spatial correlation, the carbon emission of our country has obvious spatial aggregation; 2) energy structure EC, GDP per capita and environmental regulation ER have negative effects on carbon emissions, while population POP and R&D Intensity Rd have negative effects on carbon emissions; 3) the change of energy consumption structure in the region will lead to the increase of carbon emissions, and the energy consumption structure in the neighboring regions will also affect the carbon emissions in the region. Finally, this paper gives some reasonable suggestions according to the empirical results.

## Keywords

Carbon Emissions, Energy Structure, STIRPAT Model, Molan Index, Spatial Lag 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

我国在经济上取得持续高速发展，同时环境问题也变得日益严重，其中碳排放量的不断增加尤为突出。碳排放量不断增加而导致的全球气候变暖问题是人类面临的全球性问题，节能减排已成为世界各国保护环境的重大工作，中国也将这一议题纳入国家战略，并承诺做出应有贡献。中国是全球气候变化的敏感区和显著影响区，《中国气候变化蓝皮书(2020)》[1]中指出，中国气候系统多项关键指标呈现加速变化趋势，区域生态环境不稳定性加大。为应对气候变化、寻求人与自然和谐共处的可持续发展模式，中国积极承担减排责任、制定减排任务，承诺力争二氧化碳排放于 2030 年前达到峰值、2060 年前实现碳中和。碳中和在未来一段时间会成为我国经济社会发展的重要任务，也对我国经济和社会转型产生了深远影响。作为最大的能源消费与碳排放国，提高碳排放绩效是实现双碳目标、建设生态文明和经济高质量发展的关键环节和重要抓手。面对这一严峻的现状，无论从企业层面还是政府层面，制定合理的减排政策尤为重要。因此，弄清我国碳排放所具有的区域特征和影响我国碳排放的因素有十分的必要。

碳排放随着经济发展成为热门话题，众多学者从不同的角度对碳排放进行研究。纪凡荣[2]基于传统的马尔可夫链和空间加权的马尔科夫链对 1998~2019 年我国 30 个省市自治区的建筑业碳排放的时空演变规律进行了探究，发现建筑业碳排放区域背景对该地区自身的建筑业碳排放的影响是显著的。邓光耀[3]利用 Dagum 基尼系数和地理加权回归模型研究了 2010~2019 年我国能源消费碳排放的区域差异及其影响因素。刘金华[4]依据 LMDI 分解模型，对影响碳排放的因素进行分解分析，发现能源结构、产业结构、人口结构、区域等因素都会影响碳排放，以上研究的是碳排放与经济增长之间的关系。其他学者从空间角度对我国碳排放进行了研究，李坤明[5]等基于空间滞后分位数回归模型研究了我国碳排放的驱动机制，发现不同分位点的参数估计结果存在明显差异。方艳[6]研究了全球外商直接投资(FDI)对我国碳排放的影响机制，得出了 FDI 在省级和地区层面对碳排放量均有显著的抑制作用。毛彦军[7]金融工具层面探讨了

绿色信贷对碳排放量的空间影响及其传导机制, 研究表明绿色信贷不仅能够促进本地二氧化碳减排, 还能通过空间溢出效应促进周边地区二氧化碳减排。禹久泓[8]实证检验了环境规制、碳减排对经济高质量发展的影响机理, 研究发现: 减少碳排放量能够有效助推经济高质量发展, 且在环境规制对经济高质量发展的影响中存在中介效应。张忠杰等[9]利用空间计量模型研究了城镇化和金融发展等因素对碳排放的影响, 指出金融发展水平的提升会降低人均能源消费碳排放, 而城镇化率的提高会导致人均能源消费碳排放增加。张华明等[10]利用空间计量模型研究了 2009~2018 年中国各城市碳排放的影响因素, 指出产业集聚与城市人口规模在影响碳排放上具有协同效应。

本文在前人的基础上从空间的角度对影响碳排放量的因素进行探究, 建立时空双固定效应空间滞后面板模型, 寻找出碳排放量的影响因素, 再分析其溢出效应。最后通过实证分析的结果总结出应对措施, 并且在减少碳排放量和促进经济发展二者之间的平衡问题提出合理有针对性的建议。

## 2. 数据说明及研究方法

### 2.1. 数据来源

本文的研究对象为 2004 年到 2019 年的中国 30 个省市自治区的人均碳排放量, 由于西藏、台湾、香港、澳门的数据缺失, 因此未纳入本次研究中, 研究样本共有 480 个观测值。人均碳排放数据和其他解释变量数据来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》。

本文选取的被解释变量为人均碳排放量, 计算方式为该省域的碳排放量除以该省域的人口总数, 单位为万吨/人。根据 2007 年 IPCC 第四次评估报告, 温室气体增加的主要来源是化石燃料燃烧, 因此本文根据各省历年终端能源消费数据进行碳排放量的测算。计算方法基于 IPCC《国家温室气体排放清单指南》2006 版[11]。如下所示:

$$C_{it} = \sum_{j=1}^m \eta_j E_{ij} \quad (1)$$

其中  $C_{it}$  为  $i$  省在第  $t$  年时的碳排放量,  $E_{ij}$  为  $i$  省在第  $t$  年的  $j$  种能源消耗量,  $\eta_j$  为第  $j$  种能源的碳排放系数,  $m$  为能源消耗的总类。由于统计的原始能源消费量均为实物统计量, 测算碳排放量时须转换为标准统计量。通过查阅《中国能源统计年鉴》, 本文最终将能源消耗总类  $m$  选取为 9 个类别, 其中包括原煤、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、天然气和电力。转换系数的计量单位天然气为  $t$  标准煤/万  $m^3$ 、电力为  $t$  标准煤/万 Kwh, 其余能源的单位为  $kg$  标准煤/kg。

### 2.2. 研究方法

本文为了探究省域间二氧化碳排放量的影响因素, 某地区环境的影响可用 IPAT 模型[12], 该模型最早由 Enrich 和 Holdrenz 提出, 用于分析人口、经济和科技对环境的影响。由于  $I = PAT$  原始模型存在局限性, Dietz 等在原有基础上对原模型进行改进, 提出了 STIRPAP 模型[13], 该模型的数学定义式如下:

$$I = aP^b A^c T^d e \quad (2)$$

其中  $I$  为人类对环境造成的影响,  $P$  为人口规模,  $A$  为富裕程度,  $T$  为科学技术水平,  $a$  为模型的系数,  $b$ 、 $c$ 、 $d$  为自变量的指数,  $e$  为随机误差项。为了消除模型中存在的异方差, 参见陈占明的做法[14], 所有变量都采取对数形式, 从而可得:

$$\ln I = \ln a + b \ln P + c \ln A + d \ln T + \ln e \quad (3)$$

本文用人均碳排放量  $C$  来刻画环境影响, 即该地区的碳排放量除以该地区的年末总人口数; 年末人口数  $POP$  和城市化率  $URB$  刻画人口规模, 人口数  $POP$  为该地区的年末总人口数, 城市化率  $URB$  的计

算方法为该地区的年末城市人口数除以年末总人口数，人口越多意味着该地区的碳排放量越多，并且城市化率高的地方有更多的碳排放量，故本文将人口数 POP 和城市化率 URB 纳入人口因素的分析；人均国内生产总值 PGDP 刻画富裕程度，通常认为经济发达的地区的碳排放量越大；用技术水平强度 ER 和研发投入强度 RD 来刻画科学技术水平，ER 为环境污染费用占国内生产总值的比重，RD 为研发人员的人数占总从业人员的比重，经济发达的地区通常会使用高效节能的减排设备，有利于减少碳排放量；能源结构 EC 为煤炭消耗量占总能源消耗量的比重，经济发展初期常常伴随着环境的破坏，能源结构越大，该地区的经济实力越强，但也促进了人均碳排放量增大，因此本文选取能源结构 EC 作为核心解释变量。综上所述，本文选取了被解释变量人均碳排放量 C (后文简称为碳排放量)，核心解释变量能源结构 EC 以及五个控制变量，关于七个变量的相关说明和描述性统计如表 1 所示。

**Table 1.** Descriptive statistics of variables

**表 1.** 变量描述性统计

变量名	变量符号	单位	最小值	平均值	最大值	标准差
人均碳排放量	C	万吨/人	1.842	9.484	44.668	6.739
能源结构	EC	%	2.480	84.500	99.200	40.500
人口数	POP	万人	539	4462	11521	2680
人均生产总值	PGDP	千元	4.316	40.862	164.22	27.202
环境规制强度	ER	%	1.723	39.821	99.100	0.343
城市化指数	URB	%	26.260	53.890	89.600	0.143
研发投入强度	RD	%	0.178	1.457	7.409	0.011

### 3. 碳排放量的实证分析

#### 3.1. 空间权重矩阵

空间权重矩阵用于衡量区域之间的空间关系。基于二进制邻接权重矩阵[15]，即两个省市之间相邻，空间权重矩阵的元素取值为 1，反之取值为 0。通过 Geoda 软件构建我国 30 个省市的空间权重矩阵，具体形式如下：

$$\omega_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻;} \\ 0 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻.} \end{cases} \quad (4)$$

其中  $\omega_{ij}$  为空间权重矩阵中第  $(i, j)$  个元素。在进行模型估计时，为了使得参数估计值具有良好的统计性质，一般需要对空间权重矩阵进行标准化处理，本文采用行标准化的形式。

#### 3.2. 空间自相关分析

空间自相关检验是用来检验碳排放量的观察值在空间上是否存在依赖关系，建立空间计量模型之前需要对数据进行空间相关性检验，本文运用莫兰(Moran)指数对研究对象进行空间相关性检验。全局 Moran 指数的计算公式为：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \omega_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}} \quad (5)$$

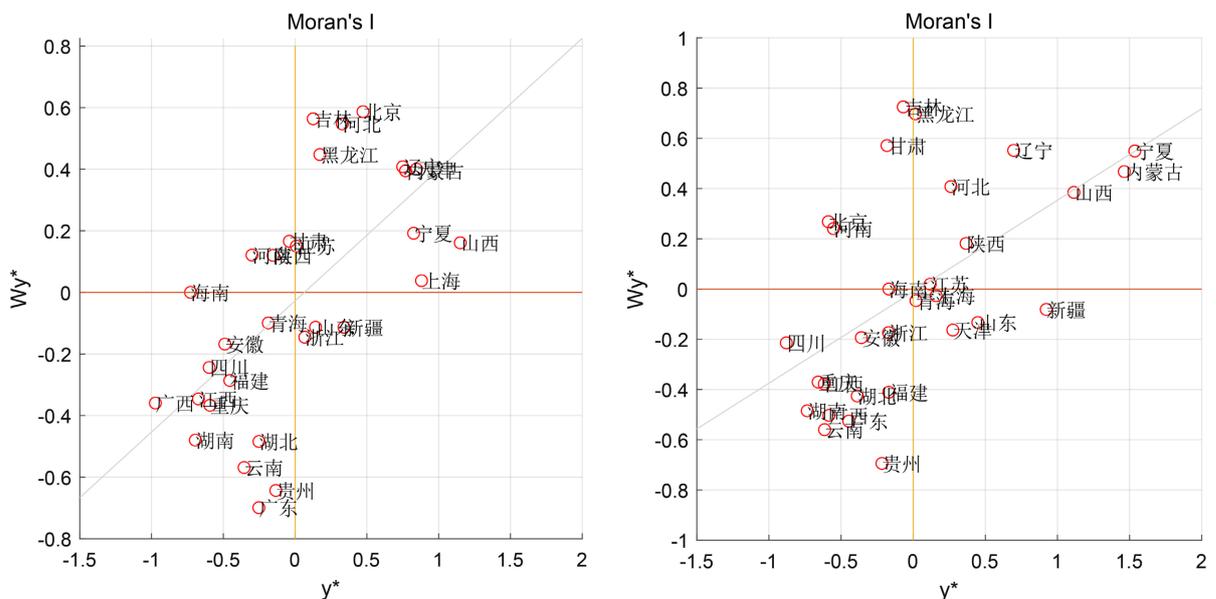
其中碳排放量方差  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ，均值  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ， $Y_i$  为第  $i$  个地区(省、市、自治区)的二氧化碳排放量， $n$  为样本量 30 个省市， $\omega_{ij}$  为空间权重矩阵中第  $(i, j)$  个元素。全局 Moran 指数通过 Matlab 计算得到，计算结果如表 2 所示。

**Table 2.** Moran index of per capita carbon emissions from 2004 to 2019

**表 2.** 2004~2019 年碳排放量的 Moran 指数

年份	Moran 值	P 值	年份	Moran 值	P 值
2004 年	0.426	0.000	2012 年	0.450	0.000
2005 年	0.417	0.000	2013 年	0.429	0.000
2006 年	0.446	0.000	2014 年	0.432	0.000
2007 年	0.473	0.000	2015 年	0.398	0.000
2008 年	0.499	0.000	2016 年	0.383	0.001
2009 年	0.473	0.000	2017 年	0.360	0.001
2010 年	0.478	0.000	2018 年	0.372	0.001
2011 年	0.460	0.000	2019 年	0.364	0.001

Moran 指数的取值为  $[-1, 1]$ ，当  $I > 0$  时表示具有空间正相关性， $I = 0$  时不具有空间相关性， $I < 0$  时有空间负相关性，且绝对值越大说明空间相关性越大。根据表 2 的研究结果，2004 年到 2019 年的 Moran 指数值均显著为正，说明碳排放量在空间上存在正相关性，相邻地区的碳排放量容易产生空间溢出性，说明有必要建立碳排放的空间计量模型来进行进一步的探究。



**Figure 1.** Local Moran scatter plot of capita carbon emissions in 2004 (left) and 2019 (right)

**图 1.** 2004 年(左)和 2019 年(右)碳排放量局部 Moran 散点图

为了进一步解释区域碳排放在局部空间上的关联程度,通过绘制 Moran 散点图来描述 2004 年和 2019 年的碳排放的局域空间自相关性。假设  $y^* = y - \bar{y}$ ,  $W_{y^*}$  为空间权重矩阵。以  $(y^*, W_{y^*})$  为坐标点, 倾斜的直线的斜率为 Moran 指数值的大小。由图 1 可以看出, 30 个省市的坐标大部分落在第一和第三象限, 我国低碳排放的省域被低碳排放的其他省域包围, 高碳排放的省域被人均高碳排放的其他省域包围, 多数省域和周边省域之间具有碳排放趋同的相似性, 证明我国省域碳排放存在集聚的特征。

### 3.3. 模型选择

上述通过的空间相关性检验得出二氧化碳排放量具有显著的空间正相关性, 说明碳排放变量间存在空间依赖性, 因而违背了最小二乘法的假设条件, 可以建立空间计量模型来研究碳排放的空间特性。本文首先进行 Hausman 检验, 伴随概率均接近于 0, 拒绝存在随机效应的原假设, 本文采用固定效应面板模型。进一步地, 再用 Wald 似然比检验和 LM 检验, 检验结果如表 3 所示。

**Table 3.** Test results of panel data model  
**表 3.** 面板数据模型检验结果

检验模型	统计量	P 值
LM-lag 检验	12.999	0.000
Robust LM-lag 检验	6.956	0.010
LM-error 检验	187.686	0.000
Robust LM-error 检验	175.2979	0.000
空间固定效应联合显著性检验	296.056	0.000
时间固定效应联合显著性检验	76.238	0.000

检验结果表明, Robust-LM lag 统计量和 Robust-LM error 统计量均显著, 结果表明空间滞后模型和空间误差模型均合理。因此, 本文分别建立空间滞后模型和空间误差模型来研究碳排放的空间特性, 模型具体结构如下:

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \rho \sum_{j=1}^N \omega_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \\
 \begin{cases} y_{it} = x_{it} \beta + \lambda_t + \mu_i + \varphi_{it} \\ \varphi_{it} = \nu \sum_{j=1}^N \omega_{ij} \varphi_{jt} + \varepsilon_{it} \end{cases}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T,
 \end{aligned} \tag{6}$$

其中  $y_{it}$  为第  $i$  个地区在  $t$  时刻的被解释变量,  $\omega_{ij}$  为给定的空间权重矩阵中的元素,  $\rho$  为空间自回归系数,  $\nu$  为残差项的空间自相关系数,  $x_{it}$  为  $p$  维解释变量,  $\beta$  为  $p$  维待估计参数向量,  $\varepsilon_{it}$  和  $\varphi_{it}$  为残差项,  $\lambda_t$  和  $\mu_i$  分别为时间效应和空间效应。

M1 为未考虑空间效应的空间滞后模型, M2~M4 分别为时间固定、空间固定、时空双固定效应空间滞后模型, M5~M8 为未考虑空间效应、时间固定、空间固定、时空双固定效应空间误差模型, 根据表 4 的结果可以得知, M4 的对数似然估计值和拟合优度最大, 故选择时空双固定效应空间滞后模型 M4 做后续的建模分析。

**Table 4.** Model estimation results  
**表 4.** 模型估计结果

变量	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
截距项	-2.530 <sup>***</sup> (-4.585)				0.441 (0.740)			
EC	0.743 <sup>***</sup> (21.934)	0.409 <sup>***</sup> (15.604)	0.486 <sup>***</sup> (18.423)	0.424 <sup>***</sup> (17.171)	0.491 <sup>***</sup> (18.431)	0.472 <sup>***</sup> (19.172)	0.497 <sup>***</sup> (17.937)	0.480 <sup>***</sup> (19.128)
PGDP	0.499 <sup>***</sup> (11.699)	0.389 <sup>***</sup> (14.051)	0.417 <sup>***</sup> (13.036)	0.391 <sup>***</sup> (13.245)	0.441 <sup>***</sup> (12.640)	0.427 <sup>***</sup> (12.909)	0.441 <sup>***</sup> (12.316)	0.428 <sup>***</sup> (12.842)
POP	-0.259 <sup>***</sup> (-10.881)	-0.151 <sup>***</sup> (-9.465)	-0.159 <sup>***</sup> (-6.723)	-0.153 <sup>***</sup> (-6.988)	-0.197 <sup>***</sup> (-7.624)	-0.179 <sup>**</sup> (-6.956)	-0.201 <sup>***</sup> (-7.559)	-0.184 <sup>***</sup> (-7.062)
ER	0.128 <sup>***</sup> (6.076)	0.044 <sup>***</sup> (3.171)	0.0677 <sup>***</sup> (5.0573)	0.047 <sup>***</sup> (3.757)	0.0363 <sup>***</sup> (3.113)	0.032 <sup>***</sup> (2.847)	0.036 <sup>***</sup> (3.010)	0.031 <sup>***</sup> (2.753)
URB	0.464 <sup>***</sup> (3.460)	-0.084 (-0.972)	0.190 (1.507)	-0.001 (-0.011)	-0.119 (-0.864)	-0.026 (-0.197)	-0.131 (-0.917)	-0.038 (-0.279)
RD	-0.070 <sup>*</sup> (-2.030)	-0.011 (0.489)	-0.043 (1.467)	-0.074 <sup>***</sup> (2.692)	-0.117 <sup>***</sup> (3.551)	-0.098 <sup>***</sup> (3.154)	-0.121 <sup>***</sup> (3.528)	-0.101 <sup>***</sup> (3.181)
$\rho$		0.613 <sup>***</sup> (25.123)	0.104 <sup>**</sup> (2.534)	0.377 <sup>***</sup> (10.571)				
$\nu$					0.882 <sup>***</sup> (51.199)	0.707 <sup>***</sup> (21.114)	0.880 <sup>***</sup> (50.410)	0.744 <sup>***</sup> (24.398)
$R^2$	0.737	0.901	0.908	0.929	0.616	0.897	0.627	0.905
Log-L		107.916	161.110	252.125	160.755	233.713	169.019	246.079

注: \*在 10%水平下显著, \*\*在 5%水平下显著, \*\*\*在 1%水平下显著, 括号内为 t 值。

M4 模型中空间自回归系数  $\rho$  在 1%水平下显著为正, 系数的大小为 0.377, 表明碳排放量有正向的空间溢出效应, 即附近省域的碳排放量与本地区的碳排放量之间具有协同效应, 中国地域幅员辽阔, 相邻省份的经济交流更为紧密, 尤其是节能技术的交流, 会使得周围的碳排放量产生较强的空间相关性[16]; 核心解释变量能源结构的弹性系数值为 0.424, 说明与碳排放量呈正相关, 且绝对值高于其他控制变量的系数值, 能源结构每增加一个单位, 碳排放量会增加 0.424 个单位。能源强度单位是煤炭占总能源的比重, 是经济发展水平的一个衡量。能源结构越大, 则代表消耗的能源越多, 反映了较高的经济水平, 而经济水平的快速增长在初期往往以牺牲环境为代价, 所以常常伴随着环境的破坏。与此同时, 大量能源的消耗, 也伴随着二氧化碳的排放, 所以能源强度的增加往往意味着环境质量的降低。

首先, 在经济方面人均 GDP 显著为正, 弹性系数值为 0.391, 数值大小仅次于核心解释变量能源结构, 说明人均 GDP 对碳排放量有负面作用, 人均收入的增加一般是由经济增长所引起的, 而在技术水平不变的情况下, 为了维持经济增长, 需要增加能源投入, 这势必会引起碳排放的增加, 因此人均收入的增加也会导致碳排放增加。

其次, 在人口方面平均人口数在 1%水平上显著为负, 其数值大小为-0.153, 说明人口的增长抑制了碳排放量的增加。人们的环保意识在增强, 另外越富裕的地区, 越有可能采用先进的节能减排技术, 因此人均收入的增加对碳排放量的影响是正向的。城市化率 URB 的弹性系数值为负, 但未通过显著性检验。

最后,在科学技术方面研发强度 RD 的弹性数值为-0.074,且在 1%水平下显著,说明人们的环保意识在增强,另外越富裕的地区,越有可能采用先进的节能减排技术。环境规制 ER 的弹性系数值为 0.047,显著为正,为解释变量中绝对值数值最小的变量,虽然国家在污染治理上投资,但其碳排放量还在增加,究其原因还是环保力度不够大,未达到环境保护的要求,之后还需采用先进的节能减排技术,落实好环境保护政策,加大环境保护的投资。

### 3.4. 直接效应、间接效应和总效应

为了更直观地阐明核心解释变量和控制变量对被解释变量的影响,本文将总效应分解为直接效应和间接效应,直接效应是本地区自变量对本地区因变量的影响,间接效应是自变量对其他空间单元的影响,总效应是直接效应和间接效应的综合[17],具体的空间效应分解如表 5 所示。

Table 5. Decomposition of spatial effects

表 5. 空间效应分解

变量	直接效应	t-stat	间接效应	t-stat	总效应	t-stat
EC	0.441***	18.128	0.240***	7.359	0.681***	15.878
PGDP	0.406***	13.725	0.222***	6.340	0.628***	11.434
POP	-0.159**	-7.020	-0.087***	-4.990	-0.246***	-6.647
ER	0.048***	4.054	0.026***	3.632	0.074***	4.036
URB	-0.001	-0.001	-0.001	-0.021	-0.002	-0.008
RD	-0.077***	-2.880	-0.042**	-2.591	-0.119***	-2.821

注: \*在 10%水平下显著, \*\*在 5%水平下显著, \*\*\*在 1%水平下显著, 括号内为 t 值。

能源结构对碳排放的直接效应、间接效应和总效应均显著为正,且都高于其他变量,能源结构对碳排放量的直接弹性为 0.441,这一结果表明能源结构增加 1%将直接导致本地区的碳排放量增加 0.441%。此外,能源结构对碳排放量有着 0.240 的间接影响,说明本地区能源结构增加 1%,会导致相邻区域的碳排放量增加 0.240%。说明本地区的能源结构变高,会带动相邻区域的碳排放量变高。综合来看,能源结构增加 1%,会导致本地区碳排放量增加 0.68%,表明减少能源结构比重可减少碳排放量。在其他控制变量中,人均 GDP、环境规制 ER 直接效应、间接效应和总效应在 1%的水平显著为正,环境规制 ER 的直接与间接效应都显著为正。人口数 POP、研发投入强度 RD 的直接效应和间接效应为负,但城市化率 URB 的效应显著性没有体现,这与前文的时空双固定效应空间滞后模型得出的分析结果一致。

## 4. 结论及建议

### 4.1. 结论

基于 2004~2019 年我国 30 个省级面板数据,本文不仅考察了我国碳排放量的空间相关性和聚集效应,还研究了能源结构对我国碳排放量的影响关系。根据碳排放空间聚集分析结果表明:2004~2019 年我国 30 个省区市的人均碳排放存在显著的空间正相关,表现出“高高聚集”和“低低聚集”的特点,多数省域和周边省域之间具有碳排放趋同的相似性。其次,能源结构对碳排放影响的实证分析表明:从空间计量模型层面,建立了时空双固定效应空间滞后模型进行空间计量分析,能源结构对碳排放量有显著的负

面影响,在邻接空间权重下,当其他控制变量保持不变时,能源结构 EC 扩大一倍,碳排放量增加 0.424%。最后,从空间溢出效应层面看,能源结构 EC 的直接效应、间接效应和总效应均显著为正,且都高于其他控制变量,说明碳排放不仅受本区能源结构的影响,还受邻近地区能源结构的影响。

## 4.2. 建议

环境保护与节能减排作为当前我国社会发展中不容忽视的基本战略要求,应该引起高度重视,并且力求在各个领域得以有效践行。虽然现阶段环境保护以及节能减排理念越来越受认可,但是因为受到客观因素的影响和制约,环境保护以及节能减排效果并不是特别理想,依然存在着较多的问题和不足。

为了助力我国完成节能减排的目标,实现 2030 年二氧化碳排放达峰目标和 2060 年碳中和的愿景任务,本文基于研究结论,提出以下政策建议[18]。第一,我国省域的碳排放量之间存在显著的空间正相关性,因此节能减排工作要区域间联合发展,共同协调,采取区域间二氧化碳共同治理,设置跨区域环境管理机构来协调环境治理平衡,形成区域间的共赢观念。第二,能源消费在碳排放方面发挥着重要作用,因此警惕能源消费可以有效抑制二氧化碳排放。因此,未来政府应该对高新技术产业以及能源市场予以大力扶持,以此增加该类产业在社会经济发展中的占比,因为该类产业不会出现环境污染以及严重能耗损失问题,应该作为未来社会发展的重要方向,实现我国经济发展结构的良性转变。第三,环境保护与节能减排问题的解决还应该从技术层面予以创新,借助于更为先进的技术手段,促使原有的环境污染及能耗损失问题得以缓解,同时转变原有的粗放化经济发展模式。综上所述,政府部门加快能源市场化改革。此外,针对碳排放的空间溢出效应,政府要加强区域间的能源间的合理配置及合作交流,促进二氧化碳的减排工作,充分发挥碳排放的空间溢出效应。

## 参考文献

- [1] 中国气象局气候变化中心. 中国气候变化蓝皮书(2020) [M]. 北京: 科学出版社, 2020.
- [2] 纪凡荣, 李琦. 基于马尔可夫链的建筑业碳排放的省域差异及时空演变[J]. 建设科技, 2022(22): 21-25.
- [3] 邓光耀. 能源消费碳排放的区域差异及其影响因素分析[J]. 统计与决策, 2023, 39(6): 56-60.
- [4] 刘金华. 基于 LMDI 模型的我国碳排放影响因素及减排对策研究[J]. 中国商论, 2022(20): 146-148.
- [5] 李坤明, 方丽婷. 空间滞后分位数回归模型的截面估计法[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(10): 144-161.
- [6] 方艳, 曾维琴, 韦天慈. 外商直接投资对我国碳减排的影响研究——基于中国省际面板数据的空间计量分析[J]. 浙江工业大学学报(社会科学版), 2022, 21(4): 409-417.
- [7] 毛彦军, 曲迎波, 郑天恩. 绿色信贷的碳排放效应及其能源效率机制研究——基于空间计量模型的分析[J]. 金融理论与实践, 2022(9): 57-68.
- [8] 禹久泓, 武涛浩. 环境规制、碳减排如何助推经济高质量发展——基于中国省域面板的空间计量分析[J]. 生态经济, 2022, 38(7): 48-55.
- [9] 张忠杰, 李真真, 李宪慧. 金融发展、城镇化对人均能源消费碳排放的影响[J]. 统计与决策, 2020, 36(8): 106-110.
- [10] 张华明, 元鹏飞, 朱治双. 中国城市人口规模、产业集聚与碳排放[J]. 中国环境科学, 2021, 41(5): 2459-2470.
- [11] IPCC (2006) 2006 IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories. Intergovernmental Panel on Climate Change, Geneva.
- [12] Dietz, T. and Rosa, E.A. (1994) Rethinking the Environmental Impacts of Population, Affluence and Technology. *Human Ecology Review*, 1, 277-300.
- [13] York, R., Rosa, E.A. and Dietz, T. (2003) STIRPAT, IPAT and ImPACT: Analytic Tools for Unpacking the Driving Forces of Environmental Impacts. *Ecological Economics*, 46, 351-365. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(03\)00188-5](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(03)00188-5)
- [14] 陈占明, 吴施美, 马文博, 刘晓曼, 蔡博峰, 刘婧文, 贾小平, 张明, 陈洋, 徐丽笑, 赵晶, 王思元. 中国地级以上城市二氧化碳排放的影响因素分析: 基于扩展的 STIRPAT 模型[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(10): 45-54.

- [15] Anselin, L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Springer, Berlin.
- [16] Li, K., Fang, L. and He, L. (2020) The Impact of Energy Price on CO<sub>2</sub> 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>
- [17] LeSage, J.P. (2008) An Introduction to Spatial Econometrics. *Revue d'économie industrielle*, **123**, 19-44. <https://doi.org/10.4000/rei.3887>
- [18] 郭娟, 杜欣莉. 浅谈我国环境保护与节能减排工作常见问题[J]. 资源节约与环保, 2023(1): 5-8.