

我国省域二氧化硫排放量的影响因素分析

——基于空间杜宾模型的研究

张青青

福建师范大学数学与统计学院, 福建 福州

收稿日期: 2022年3月18日; 录用日期: 2022年4月6日; 发布日期: 2022年4月18日

摘要

减少或控制二氧化硫排放量是我国节能减排的主要目标。基于2004~2018年我国省域相关变量的面板数据, 首先采用全局Moran's I指数和局部Moran散点图研究了我国省域二氧化硫排放量的空间相关性; 其次, 通过拓展STIRPAT模型建立空间杜宾模型研究了二氧化硫排放量的影响因素; 进一步, 考察了二氧化硫排放量影响因素的直接效应和间接效应。研究结果表明: 1) 我国二氧化硫排放存在显著的空间正相关性; 2) 本区域人口数和相邻地区的研发强度的增加有利于改善二氧化硫的排放; 本地区及相邻地区对环境投资占比的增加却大大加剧二氧化硫排放污染; 3) 二氧化硫排放量主要受本地区能源消费的影响, 而其他地区能源消费对本地区二氧化硫排放量的影响有限。据此, 本文提出了相应的政策建议。

关键词

二氧化硫排放量, 影响因素, 空间杜宾模型, 直接效应, 间接效应

Analysis of Influencing Factors of Provincial Sulfur Dioxide Emissions in China

—Research Based on Spatial Dubin Model

Qingqing Zhang

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

Received: Mar. 18th, 2022; accepted: Apr. 6th, 2022; published: Apr. 18th, 2022

Abstract

Reducing or controlling sulfur dioxide emissions is the main goal of energy conservation and emission reduction in China. Based on the panel data of provincial correlated variables in China from

2004 to 2018, the spatial correlation of sulfur dioxide emissions in China was studied by using global Moran's I index and local Moran scatter plot. Secondly, the influence factors of sulfur dioxide emissions were studied by expanding the spatial Dubin model. Furthermore, the direct and indirect effects of sulfur dioxide emission factors were investigated. The results show that: 1) There is a significant positive spatial correlation between sulfur dioxide emissions in China; 2) The increase of population in the region and the research and development intensity in adjacent areas is beneficial to the improvement of sulfur dioxide emissions; however, the increase of the proportion of environmental investment in this region and its neighboring regions greatly increased the sulfur dioxide emission pollution; 3) Sulfur dioxide emissions are mainly affected by energy consumption in the region, while energy consumption in other regions has a limited impact on sulfur dioxide emissions in the region. Accordingly, this paper puts forward corresponding policy suggestions.

Keywords

Sulfur Dioxide Emissions, Influencing Factors, Spatial Dubin Model, Direct Effect, Indirect Effect

Copyright © 2022 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

自改革开放以来,中国的工业经济得到了快速的发展,工业化水平也大幅提升。但与此同时,工业化造成的环境问题也日益显现,对工业污染进行治理花费巨大,其中二氧化硫是最主要的废气污染物之一。因此,研究二氧化硫排放的影响因素是制定有效的环境保护和减排策略的基础,也是实现工业可持续和绿色发展的一个重要前提[1]。

近年来,随着人们对环境污染问题的重视,国内外学者对二氧化硫排放量的问题进行了较为全面的研究分析,收获了丰硕的成果。其中,针对研究内容的角度差异,肖挺等[2]分设产业结构均衡以及优化两类指标、Kim等[3]分析大气污染治理投资与节能政策、Wang等[4]探讨收入和城市化因素、周侃等[5]解析环境污染源及排放的空间格局、惠炜等[6]和涂正革[7]分析环境规制强度与改革、姜英兵等[8]考察环保产业政策、卢洪友等[9]研究“双重红利”视角的环境保护税政策, Qi等[10]考察最终需求、驱动效应和供应链三个维度, Wang等[11]考察清洁生产(CP)和末端治理(ET),这些学者都从不同的角度出发分析研究二氧化硫排放量的影响因素。而针对研究方法或模型的差异,陈硕等[12]利用三阶段最小二乘法(3SLS)、Qian等[13]采用多区域投入产出(MRIO)模型、Wu[14]采用面板平滑转换模型(PSTR)、曹静等[15]利用倾向得分匹配的双重差分法(PSM-DID)、林伯强等[16]基于ACT模型框架,以上这些学者也都利用不同模型研究二氧化硫排放量的影响机制。

基于以往研究,本文采用空间杜宾模型分析我国省域二氧化硫排放量的影响因素。该模型综合了截面数据模型和时间序列模型的优点,且能够同时考察影响因素的直接效应与间接效应。论文其余部分组织如下:第2节为二氧化硫排放量影响因素的实证分析;第3节为影响因素的直接效应和间接效应分析;最后为结论总结和政策建议。

2. 二氧化硫排放量影响因素的实证分析

2.1. STIRPAT 模型

为了探索能源消费对二氧化硫排放量的影响,本文基于IPAT模型构建了一个扩展的STIRPAT模型,

这是一个广泛采用的评估人类活动环境影响的建模框架。IPAT 模型将环境对人类活动的影响(I)估计为人口规模(P)、人均财富(A)和技术(T)的乘积。Dietz 和 Rosa [17]将原始的 IPAT 方程转换成随机形式,并提出了 STIRPAT 模型,即所谓的回归对人口、富裕和技术的随机影响模型,其数学定义如下:

$$I = aP^b A^c T^d e \quad (1)$$

其中, I 、 P 、 A 、 T 的定义与上述 IPAT 模型相同, a 、 b 、 c 和 d 为待估参数, e 为随机扰动项。取式(1)两边的对数,我们得到如下线性回归模型:

$$\ln I = a + b \ln P + c \ln A + d \ln T + \ln e \quad (2)$$

式(2)中的参数 b 、 c 和 d 分别代表人口、财富和技术对环境影响的弹性。

因为许多技术因素对环境有影响,所以在实践中很难为等式(2)中的技术项找到准确的替代变量。York 等[18]提出,在模型(2)中加入影响技术的变量来构造扩展的 STIRPAT 模型是可取的,只要这些变量符合技术乘数的概念,并且不违反 IPAT 方程的乘积原理。换句话说, T 必须能够表示为是其影响因素的产物。因此,本文编制了一个扩展的 STIRPAT 模型,人口指标包括人口规模(POP)和城镇化率(URB),财富指标是人均国内生产总值(PGDP),技术指标包括环境规制(ER)和研发强度(RD),而能源消费(EC)是我们感兴趣的主要解释变量。基本经验模型表达如下:

$$\ln \text{SO}_2 = \alpha + \beta_1 \ln \text{EC} + \beta_2 \ln \text{POP} + \beta_3 \ln \text{PGDP} + \beta_4 \ln \text{URB} + \beta_5 \ln \text{ER} + \beta_6 \ln \text{RD} + \varepsilon \quad (3)$$

2.2. 二氧化硫排放量空间相关性检验

在估计任何空间计量经济模型之前,检验我们样本中空间效应的存在是至关重要的,因为正确的模型设定是保证实证结果真实可靠的前提。本文采取全局空间相关性指标进行检验, Moran's I 统计量是衡量空间自相关的常用全局指标值。全局 Moran's I 值的计算公式为:

$$\text{Moran's I} = \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y}) \right] / \left[S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \right] \quad (4)$$

其中, $S^2 = (1/n) \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$; $\bar{Y} = (1/n) \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示第 i 地区的观测值; n 为样本的 31 个省(市、自治区)。 ω_{ij} 为空间权重矩阵。Moran's I 统计量的取值一般在 $[-1, 1]$ 之间,小于 0,等于 0 和大于 0 分别表示地区间二氧化硫排放量呈现负相关、不相关和正相关[19]。全局空间相关性的检验结果显示,在空间权重下, Moran's I 统计量显著为正,意味着二氧化硫排放量并非是随机分布于空间上的,而是存在着显著的正自相关空间依赖性,该结果作为空间效应的初步检验为二氧化硫排放量存在空间相关性提供了证据,也为本文接下来绘制局部 Moran 散点图奠定理论基础。下表 1 为 2004~2018 年二氧化硫排放量的 Moran 指数与对应 P 值,除个别年份外,其他所有年份都显著。图 1、图 2 和图 3 也分别绘制 2006 年、2010 年和 2015 年的 Moran 散点图。

Table 1. Moran index of sulfur dioxide emissions from 2004 to 2018

表 1. 2004~2018 年二氧化硫排放量的 Moran 指数

年份	Moran's I	P 值
2004 年	0.1900	0.0281
2005 年	0.2091	0.0163
2006 年	0.2060	0.0215
2007 年	0.2095	0.0190
2008 年	0.1968	0.0288

Continued

2009 年	0.1801	0.0449
2010 年	0.1742	0.0516
2011 年	0.1997	0.0289
2012 年	0.1854	0.0443
2013 年	0.1768	0.0562
2014 年	0.1661	0.0696
2015 年	0.1813	0.0473
2016 年	0.0966	0.2011
2017 年	0.0758	0.3279
2018 年	0.0286	0.7051

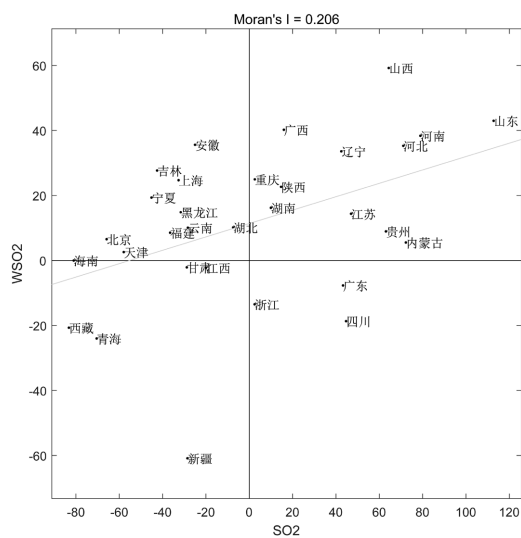


Figure 1. Moran scatter chart of sulfur dioxide emissions in 2006

图 1. 2006 年二氧化硫排放量 Moran 散点图

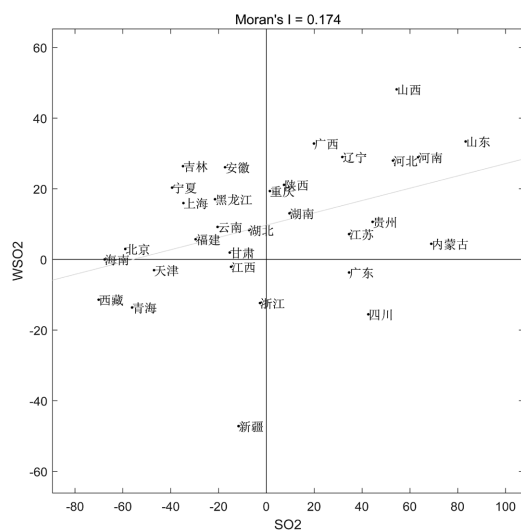


Figure 2. Moran scatter chart of sulfur dioxide emissions in 2010

图 2. 2010 年二氧化硫排放量 Moran 散点图

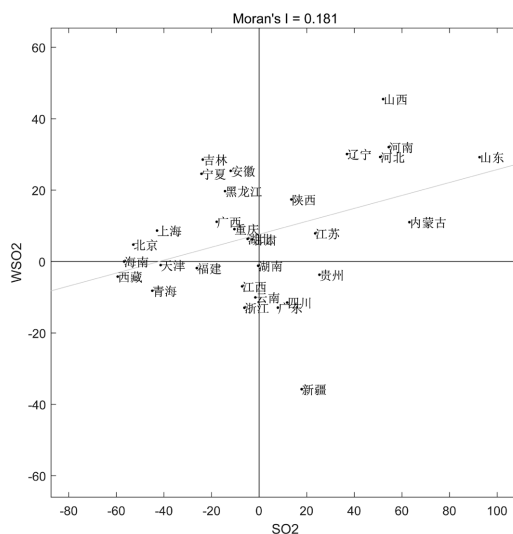


Figure 3. Moran scatter chart of sulfur dioxide emissions in 2015
图 3. 2015 年二氧化硫排放量 Moran 散点图

2.3. 变量选择和数据来源

本文选取 2004~2018 年中国 31 个省(市、自治区)的数据, 总样本有 465 个观测值。主要数据均来自于《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》, 部分缺失西藏数据来自 WIND 数据库。在变量选取中, 采用 SO_2 排放量(单位: 万吨)进行衡量, 核心解释变量 EC(单位: 万吨标准煤)衡量的是能源消费指标。

为了尽量减少其他可能变量缺失所造成的估计结果偏差, 在具体模型中增加了影响二氧化硫的其他控制变量(X): ① 人口数 POP (单位: 万)衡量的是样本年结束时该省的总人口。人口增长和人类活动长期以来被认为是环境恶化的主要原因, 因此我们预计人口增长会增加二氧化硫的排放。② 城市化指数 URB (单位: %)作为另一个人口指标。该指数的计算方法是居住在城市地区的人数除以一个省的总人口。较高的城市人口通常伴随着更多的污染气体排放, 这是由于城乡人口消费模式的差异所导致的。③ 人均国内生产总值 PGDP (单位: 人均人民币)衡量人均财富, 在 STIRPAT 模型中, 人均国内生产总值是通过将省级国内生产总值除以总人口来捕捉富裕程度而计算的。通常认为更富裕的地区将伴随更多的能源消耗, 这将导致更大的二氧化硫污染排放。④ ER (单位: %): 是衡量技术水平强度的指标, 通过将环境污染治理投资占国内生产总值的比重来计算。⑤ RD (单位: %): 是由研发从业人数占总从业人数比重进行度量的, 从存量的角度反映各地区的研发投入强度。

2.4. 模型选择和估计

2.4.1. 空间计量模型设定

由于各区域之间二氧化硫排放量存在相互影响的可能。因此, 本文从空间计量视角来评估存在溢出效应的二氧化硫排放量污染, 主要是使用空间面板数据采用空间计量模型进行的。空间计量经济学分析最初是由 Anselin [20]提出的。本文的模型建立在 Elhorst [21]的空间面板数据模型之上, 该模型结合了空间模型和面板数据模型的优点。本文模型设计的本质是考虑二氧化硫排放量污染的空间效应, 即一个地区的二氧化硫排放影响因素可能会影响其邻近地区的二氧化硫排放, 反之亦然。一般来说, 空间面板数据模型有三种: 空间滞后回归模型、空间误差面板模型和空间自相关面板模型。为了不失一般性, 采用空间杜宾模型(SDM), 它是空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)的一般形式[19], 其表达式为:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + c + x_{it} \beta + \sum_{j=1}^N W_{ij} x_{jt} \theta + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, y_{it} 为被解释变量, x_{it} 为解释变量, c 为常数项, δ 为空间自回归系数, β 与 θ 分别为待估系数, ε 为残差项。 $x_{it} \beta$ 为区域自变量对因变量的影响, $\delta \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt}$ 为空间滞后项, 表示各空间单元 ($i=1, \dots, N$) 的解释变量在时间 t 时 ($t=1, \dots, T$) 的观测值所组成的 $\pi \times 1$ 阶因变量, ε_{it} 是独立且同分布的随机误差项; u_i 和 λ_t 分别表示空间和时间效应。本文构造空间变量: W^* 自变量 (W^* 能源消费)、 W^* 因变量来刻画二氧化硫污染的空间外溢。 W^* 自变量 (W^* 能源消费) 表示一个地区周围其他地区的能源消费对该地区二氧化硫污染的影响, 即通过其他地区能源消费的加权和来衡量能源消费的“溢出效应”。 W 表示为空间权重, 有许多不同的方法来计算空间权重矩阵 W 。最常用的方法有二元邻接矩阵、 K 近邻矩阵和距离阈值矩阵。本文采用了二元邻接矩阵。也就是说, 如果两个区域有共同的边界, 则彼此的权重设置为 1, 否则设置为 0。为了改善模型估计的统计特性, 本文对空间权重矩阵进行了行归一化。

2.4.2. 空间回归模型的选择和估计

首先在 Moran's I 检验基础上, 通过 LM 检验对面板数据进行诊断性检验, 说明引入空间模型进行实证研究是合理的。进一步通过 Wald 和似然比检验, 检验结果显示 Wald 和 LR 检验均通过水平为 1% 的显著性检验, 说明 SDM 比空间滞后模型 (SLM) 和空间误差模型 (SEM) 更适宜。经 Hausman 检验判断, 大部分模型的 P 值均小于 0.1, 即拒绝存在随机效应的原假设, 因此本文报告了固定效应模型的结果。

为了表示模型选取的合理性, 进一步把不同固定效应下的结果进行比较研究, 其中, 不同固定效应分为无固定效应 (NONF)、空间固定效应 (SF)、时间固定效应 (TF) 和空间和时间固定效应 (STF), 下文统称为模型 (1)、模型 (2)、模型 (3) 和模型 (4)。进一步综合分析不同固定效应下的空间模型调整后的 R^2 和自然对数似然函数值 LogL , 以及解释变量估计系数的经济学含义, 发现空间和时间固定效应下的空间杜宾模型 (SDM) 研究消费能源等要素对二氧化硫排放量的影响更具有合理性。鉴于存在空间相关性, 模型的基本假设不再得到满足, OLS 的参数估计将是有偏或无效的。Elhorst [21] 建议采用极大似然法 (ML) 估计, 其中, 固定效应模型中采用 Baltagi 提出的中心化方法对模型进行误差修正估计, 运用 Matlab R2021a 软件实现, 估计结果见表 2。

Table 2. SDM estimation results of model (1)~model (4)

表 2. 模型(1)~模型(4)的 SDM 估计结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
截距项	-0.5417 (-0.6630)			
lnEC	1.4727*** (14.6617)	0.9355*** (5.4642)	1.4740*** (14.9024)	1.0030*** (6.1717)
lnPOP	-0.0375 (-0.4377)	-1.2262** (-2.5082)	-0.0614 (-0.7138)	-1.0631** (-2.1654)
lnPGDP	-1.6440*** (-14.4768)	-0.2600* (-1.8911)	-1.8020*** (-13.5418)	-0.1059 (-0.6491)
lnURB	1.9260*** (9.5635)	-0.2386 (-0.986083)	2.3282*** (11.2122)	-0.1252 (-0.5454)
lnER	0.4447*** (8.4664)	0.1395*** (4.2528)	0.4326*** (8.7360)	0.1376*** (4.2277)
lnRD	-0.0485 (-1.1656)	0.0196 (0.6411)	-0.1113*** (-2.5572)	-0.0132 (-0.4373)

Continued

W*lnEC	-0.8685*** (-4.5357)	0.1332 (0.4590)	-0.3690* (-1.8646)	0.2245 (0.6599)
W*lnPOP	0.4141*** (3.1129)	-0.8290 (-0.9878)	0.4214*** (3.1245)	-0.3950 (-0.4922)
W*lnPGDP	0.8578*** (5.6493)	-0.1070 (-0.5284)	-0.0697 (-0.3741)	-0.0812 (-0.3765)
W*lnURB	-1.3577*** (-3.827932)	-0.8353** (-1.9668)	0.2857 (0.6858)	-0.3060 (-0.6583)
W*lnER	0.2221* (1.8895)	0.2140*** (3.2660)	0.2804*** (2.4015)	0.1821*** (2.5124)
W*lnRD	0.0192 (0.4653)	-0.0277 (-0.7935)	-0.0956** (-1.9153)	-0.1463*** (-3.4536)
δ	0.3610*** (6.5218)	0.6490*** (17.4028)	-0.0610 (-1.0624)	0.2472*** (4.1301)
Adjust R ²	0.8323	0.9685	0.8783	0.9731
Log-L	-352.8462	-13.5584	-301.6327	49.8417
sigma ²	0.2590	0.0590	0.2197	0.0519
	Wald_lag		47.6271***	
	LR_lag		45.1958***	
	Wald_err		19.1956***	
	LR_err		19.2044***	

注：括号内为 t 统计量。*，**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

结合上表的估计结果，能源消费 EC 通过了 1%的显著性检验，估计系数显著为正。说明能源消费对二氧化硫排放产生了负面影响，即能源消费量的增加带来二氧化硫排放量的上升，且影响都比较大，达到每单位变化 1.0030。

首先考察人口因素对二氧化硫排放的影响。人口数 POP 通过了 5%的显著性检验，估计系数为负，说明了我国人口数的增加有利于改善二氧化硫的排放，原因可能在于：第一，人们环保意识的提升以及技术效应的体现导致这种暂缓污染排放的现象，第二，尽管人口不断增加，但相对于二氧化硫排放的程度来说是较小进而造成一种减缓的影响。城市化率 URB 估计值为负，但是并没有通过显著性检验。

进一步考察经济因素对二氧化硫排放的影响。从估计结果来看，经济影响因素指标人均国内生产总值 PGDP 并没有通过显著性检验，估计值为负。意味着经济因素有助于减缓二氧化硫污染的强度，但没有足够的显著性予以证实。主要原因在于：尽管经济增长促使工业发展而带来环境污染，但经济发展改善了人们物质生活等，这些最终使经济的发展所带来的收益大于损失，有利于减缓二氧化硫排放污染。

最后考察技术投入因素对二氧化硫排放的影响。研发强度 RD 对二氧化硫排放量的系数为负，也就是说研发强度的增加改善了二氧化硫排放污染情况，说明城市化使得公民的绿色意识增强而研发强度的增大也使得环保技术的提升进而导致二氧化硫污染的改善，但没有足够的显著性予以证实。而环境规制 ER 估计系数显著为正，对于环境改善投资占比的增加却导致二氧化硫污染的加剧，可能原因在于尽管财政预算的比率上升但效率依然不够达标，从而导致环境改善投资比率的上升却恶化了空气质量。

由于 SDM 同时包括因变量的空间滞后性和自变量的空间滞后性，因此它比 SLM 和 SEM 能更好更

全面地反映空间自相关性对回归结果的影响。大部分 $W*$ 自变量未通过显著性检验, 说明相邻地区变量的增长对本地区的二氧化硫排放污染没有影响, 而 $W*\lnRD$ 的系数显著为负, 说明区域之间相邻地区的研发强度的增加对本地区的二氧化硫污染具有正向的改善作用。 $W*\lnER$ 的系数显著为正, 说明区域之间相邻地区对环境投资占比的增加对本地区的二氧化硫污染具有加剧恶化作用。

3. 影响因素的直接效应和间接效应分析

根据 Lesage 和 Pace 等[22]学者的观点, 单纯依靠空间计量经济模型的点估计结果来得出空间相关效应存在的结论是有问题的。因为所有的独立变量都可能对因变量产生直接和间接的影响, 所以仅仅说明综合总效应不能完全反映变量之间的潜在关系。也就是说, 模型估计系数不能直接反映自变量对因变量的边际效应。

因此, 我们将各影响因素对空间和时间滞后固定效应面板数据模型估算的二氧化硫排放量的影响分解为直接和间接影响。直接效应表示各区域自变量影响因素的改变对该地区本身二氧化硫排放量的影响, 间接效应表示影响因素的改变通过空间交互作用潜在地影响所有其它地区二氧化硫排放量。因此, 间接效应可以看作是一种溢出效应。直接效应与间接效应计算结果如表 3 所示。

Table 3. Direct and indirect effects of sulfur dioxide influencing factors

表 3. 二氧化硫影响因素的直接效应和间接效应

变量	\lnSO_2		
	直接效应	间接效应	总效应
\lnEC	1.0238*** (6.2317)	0.5933 (1.4464)	1.6171*** (3.8137)
\lnPOP	-1.0752* (-2.3871)	-0.8575 (-0.9312)	-1.9327** (-2.4616)
\lnPGDP	-0.1041 (-0.6406)	-0.1230 (-0.4508)	-0.2271 (-0.7205)
\lnURB	-0.1395 (-0.5972)	-0.4421 (-0.7670)	-0.5816 (-0.9338)
\lnER	0.1503*** (4.3380)	0.2775*** (3.0192)	0.4277*** (3.9433)
\lnRD	-0.0235 (-0.7803)	-0.1919*** (-3.8067)	-0.2154*** (-4.0307)

如表 3 第 1 列所示, 能源消费对二氧化硫排放的直接弹性为 1.0238。这一结果表明, 能源消费量增加 1% 将直接导致本地区二氧化硫排放量增加 1.0238%。此外, 由于中国的能源市场是由不同的区域市场组成的中央控制市场, 各区域之间的能源消费量高度相关。因此, 一个地区能源消费的变化会传导到邻近地区的能源市场。表 3 表明 0.5933 的间接影响, 即相邻区域能源消费增加 1%, 将导致本区域二氧化硫排放量增加 0.5933%。综合来看, 能源消费增加 1%, 将导致本区域二氧化硫排放总体增加 1.6171%。这些结果表明, 能源消费可以成为减少区域二氧化硫排放的有效监管工具。表 3 还揭示了模型中其他因素的边际效应。例如, 我们注意到人口数、人均生产总值、城镇化率和研发强度都对二氧化硫排放有直接和间接的积极改善影响。也就是说, 人口增长在本区域和相邻区域增加城市化都会减少本区域的二氧化硫排放量。这些结果表明, 本区域和邻近区域科技进步程度的增加将减少本区域的二氧化硫排放量。环境规制的直接与间接效应都显著为正, 即表明无论是本地区还是相邻地区环境规制的改善都会导致二

二氧化硫排放污染的恶化。

综上所述，二氧化硫排放量在空间交互过程中基本以直接效应的形式在空间中得以体现，空间溢出效应的影响程度相对较弱，但不能忽略部分影响因素对二氧化硫排放污染的间接影响。

4. 总结

本文利用空间计量经济技术对我国 31 个省份 2004~2018 年二氧化硫排放量的分布格局进行考察，研究了能源消费等因素对中国二氧化硫排放的影响，将能源消费因素纳入传统的 STIRPAT 人类生态模型进行分析，进而发现能源消费对二氧化硫排放有显著的负面影响。在邻接权重矩阵下用空间杜宾模型实证检验能源消费、人口数、经济增长、城市化率、环境规制和研发强度与对二氧化硫排放量的影响程度与特点，得到以下结论与启示：

第一，我国二氧化硫排放存在显著的空间正相关性，因此，二氧化硫污染治理有必要增强区域联防联控，采取二氧化硫污染合作治理模式，设置强有力的跨区域环境管理协调机构，形成地区间的共赢观念，建立区域间利益协调机制。

第二，能源消费在二氧化硫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硫排放。然而，能源消费对二氧化硫排放的弹性仍然相对较小，这可能是由于中国能源市场在严格的政府监管下效率低下造成的。因此，减少政府的严格控制，加快能源市场的市场化改革，可能有助于能源行业在塑造能源消费模式和抑制有害污染气体排放方面发挥更大的作用。

第三，一个地区的二氧化硫排放不仅受本区能源消费的影响，还受邻近地区能源消费的影响，因此受到邻近地区能源市场的空间溢出效应。更具体地说，能源消费对二氧化硫排放量的直接弹性为 1.0238，间接弹性为 0.5933，直接影响大约是间接影响的两倍。这些结果表明，二氧化硫排放量主要受本地区能源消费的影响，而其他地区能源消费对本地区二氧化硫排放量的影响有限。这一结果可能是中国目前的能源市场存在较高的地区壁垒造成的，每个中国地区相对独立地制定自己的能源市场交易规则，能源交易一般在地区内进行，但跨地区的频率较低。为了加强能源市场在遏制能源消费造成的二氧化硫排放方面的作用，促进一个区域贸易壁垒较少的统一的国家市场对于鼓励能源市场因素在区域之间的积极溢出效应可能至关重要。

总之，本文利用空间杜宾模型检验了二氧化硫排放量的影响因素。鉴于中国是世界上较为严峻的污染物排放国，同时有着节能减排的政策调控，这一研究课题迫在眉睫。本文就能源消费等变量如何影响二氧化硫排放量以实现可持续经济增长方面发挥关键作用提供了见解，同时对其他同样面临实现经济增长和降低环境成本困境的新兴行业有所启示。本文研究能够为在广泛的环境和可持续性研究中更好地理解人类活动对二氧化硫排放的影响提供思路，并为促进社会的可持续发展制定全面的政策奠定基础。

参考文献

- [1] 裴孝东, 吴静, 薛俊波. 基于 LMDI 和层次聚类的中国省级工业 SO₂ 排放影响因素分析[J]. 生态经济, 2021, 37(12): 183-189.
- [2] 肖挺, 刘华. 产业结构调整与节能减排问题的实证研究[J]. 经济学家, 2014(9): 58-68.
- [3] Kim, K.Y. and Lee, J.S. (2015) An Analysis of the Impact of China's Pollution Reduction Policy on Sulfur Dioxide Emissions. *Journal of Climate Change Research*, 6, 367-377. <https://doi.org/10.15531/ksccr.2015.6.4.367>
- [4] Wang, Y., Han, R. and Kubota, J. (2016) Is There an Environmental Kuznets Curve for SO₂ Emissions? A Semi-Parametric Panel Data Analysis for China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 54, 1182-1188. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.10.143>
- [5] 周侃, 樊杰. 中国环境污染源的区域差异及其社会经济影响因素——基于 339 个地级行政单元截面数据的实证分析[J]. 地理学报, 2016, 71(11): 1911-1925.

- [6] 惠炜, 赵国庆. 环境规制与污染避难所效应——基于中国省际数据的面板门槛回归分析[J]. 经济理论与经济管理, 2017, 36(2): 23-33.
- [7] 涂正革, 周涛, 谌仁俊, 甘天琦. 环境规制改革与经济高质量发展——基于工业排污收费标准调整的证据[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(12): 77-95.
- [8] 姜英兵, 崔广慧. 环保产业政策对环境污染影响效应研究——基于重污染企业环保投资的视角[J]. 南方经济, 2019, 38(9): 51-68.
- [9] 卢洪友, 刘啟明, 徐欣欣, 杨娜娜. 环境保护税能实现“减污”和“增长”么?——基于中国排污费征收标准变迁视角[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(6): 130-137.
- [10] Qi, Z.M., Song, J.N., Yang, W., Duan, H.Y. and Liu, X.Y. (2020) Revealing Contributions to Sulfur Dioxide Emissions in China: From the Dimensions of Final Demand, Driving Effect and Supply Chain. *Resources, Conservation & Recycling*, **160**, Article ID: 104864. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2020.104864>
- [11] Wang, Y.Z., et al. (2021) Cleaner Production vs End-of-Pipe Treatment: Evidence from Industrial SO₂ Emissions Abatement in China. *Journal of Environmental Management*, **277**, Article ID: 111429. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.111429>
- [12] 陈硕, 陈婷. 空气质量与公共健康: 以火电厂二氧化硫排放为例[J]. 经济研究, 2014, 49(8): 158-169+183.
- [13] Qian, Y., et al. (2018) Environmental Responsibility for Sulfur Dioxide Emissions and Associated Biodiversity Loss across Chinese Provinces. *Environmental Pollution*, **245**, 898-908. <https://doi.org/10.1016/j.envpol.2018.11.043>
- [14] Wu, K. (2019) Relationship between Economic Growth and SO₂ Emissions-Based on the PSTR Model. *HOLISTICA: Journal of Business and Public Administration*, **10**, 137-156. <https://doi.org/10.2478/hjbpa-2019-0022>
- [15] 曹静, 郭哲. 中国二氧化硫排污权交易试点的政策效应——基于 PSM-DID 方法的政策效应评估[J]. 重庆社会科学, 2019(7): 24-37.
- [16] 林伯强, 邹楚沅. 发展阶段变迁与中国环境政策选择[J]. 中国社会科学, 2014(5): 81-95+205-206.
- [17] Dietz, T. and Rosa, E.A. (1994) Rethinking the Environmental Impacts of Population, Affluence and Technology. *Human Ecology Review*, **1**, 277-300.
- [18] 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)
- [19] Li, K., Fang, L. and He, L. (2020) 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] Anselin, L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Springer, Berlin. <https://doi.org/10.1007/978-94-015-7799-1>
- [21] Elhorst, J.P. (2010) Dynamic Panels with Endogenous Interaction Effects When T Is Small. *Regional Science and Urban Economics*, **40**, 272-282. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2010.03.003>
- [22] Lesage, J. and Pace, R.K. (2008) Introduction to Spatial Econometrics. *Revue d'Economie Industrielle*, **123**, 19-44. <https://doi.org/10.4000/rei.3887>