

双循环背景下双向FDI对碳排放强度的影响研究

——基于动态空间杜宾模型的分析

吴军，理爽

(上海大学悉尼工商学院，上海 201899)

摘要：中国双向FDI的不断增加为构建“双循环”新发展格局提供了动力，同时有效发挥双向FDI对环境的改善作用在“2030年碳达峰、2060年碳中和”目标下也迫在眉睫。采用动态空间杜宾模型，实证分析2009—2018年中国双向FDI对碳排放强度的影响，并分析其空间异质性，结果表明：(1) IFDI、OFDI和碳排放强度均有显著的空间自相关性。(2) IFDI对碳排放强度具有显著的抑制作用，OFDI对碳排放强度的影响不明显，在短期内，双向FDI对碳排放强度的影响具有显著的溢出效应，但是IFDI和OFDI对碳排放强度的影响相反；在长期内，IFDI和OFDI对碳排放强度的溢出效应不明显，表现为总体的负向影响。(3) 区域异质性分析表明，在东部、中部、西部地区，IFDI对碳排放强度具有显著的抑制作用，OFDI仅在东部地区对碳排放强度具有显著的抑制作用。

关键词：国内国际双循环；双向FDI；碳排放强度；动态空间杜宾模型

中图分类号：F062.2 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-4407(2022)12-023-08

Research on the Impact of Two-Way FDI on Carbon Emission Intensity in a Double-Cycle Context: An Analysis Based on Dynamic Spatial Durbin Model

WU Jun, LI Shuang

(SILC Business School, Shanghai University, Shanghai 201899, China)

Abstract: China's increasing two-way FDI provides the impetus for building a new development pattern of "double-cycle", while the effective use of two-way FDI to improve the environment is also urgent under the goal of "2030 carbon peak, 2060 carbon neutral". By using a dynamic spatial Durbin model, this paper empirically analyzes the impact of two-way FDI on carbon emission intensity in China from 2009-2018 and analyzes its spatial heterogeneity. The results show that: (1) IFDI, OFDI and carbon emission intensity all have significant spatial autocorrelation. (2) IFDI has a significant inhibitory effect on carbon emission intensity, but the effect of OFDI on carbon emission intensity is insignificant. The effect of two-way FDI on carbon emission intensity has a significant spillover effect in the short term, but the effects of IFDI and OFDI on carbon emission intensity are opposite. The spillover effect of IFDI and OFDI on carbon emission intensity in the long run is not significant and shows an overall negative effect. (3) Regional heterogeneity analysis shows that IFDI has a significant inhibitory effect on carbon emission intensity in the east, central and west, and OFDI has a significant inhibitory effect on carbon emission intensity only in the east.

Key words: domestic and international dual cycle; two-way FDI; carbon emission intensity; dynamic spatial Durbin model

随着我国要素禀赋以及外部竞争与合作关系调整等条件发生变化，中国对外开放中内循环和外循环地位也发生了变化。在此基础上，2020年以来党中央多次强调构建中国经济发展新格局，提出了中国经济发展的“双循环”战略，即“加快形成以国内大循环为主体、国内国际相互促进的新发展格局”。“双循环”战略下的新发展格局绝不是封闭的国内循环，而是开放的国内国际双循环。江小涓和孟丽君^[1]提出构建“双循环”新发展格局要更加重视“国外”循环的质量，不断提高对外开放水平，

更多更好地吸引全球资源要素，加快构建更高水平、更高质量的开放型经济体制。

改革开放以来，中国实际利用外资额和对外直接投资额都在不断增加。从2005年到2019年，实际利用外资额以4.06%的年均增长率从638.05亿美元增加到1349.66亿元；对外直接投资额以7.03%的年均增长率从122.6亿美元增加到1430.4亿美元，中国不断发展成为对外投资大国。由此可见，中国对外直接投资以更快速的增长超过中国实际利用外资额，对外开放从“引进来”到“走出

基金项目：国家社会科学基金一般项目“双碳目标下能源转型与经济韧性增长的协同机制研究”(22BJY061)

第一作者简介：吴军，博士，副教授，硕士研究生导师，研究方向为区域经济。E-mail: wujunshu@shu.edu.cn

去”,双向 FDI 的协调发展水平不断提高。邹志明和陈迅^[2]提出双向 FDI 的协调发展是促进我国开放水平提高和构建“国内国际双循环”新发展格局的重要举措。但是双向 FDI 在促进“双循环”新发展格局形成过程中也对环境产生了影响。双向 FDI 对环境的影响可能是双向的,一方面,双向 FDI 对中国经济的发展具有促进作用,随着经济规模的不断变大,对能源的消耗增加,使得污染物的排放增加;另一方面,随着中国双向 FDI 不断增加,中国在吸引外资和对外投资中不断提高技术水平、优化产业结构、提高能源使用率,从而减少污染排放,促进环境质量的改善。

在全球变暖问题日益严重的情况下,碳排放问题成为关注热点,2020 年中国提出“双碳”目标,力争在 2030 年之前达到二氧化碳排放量的峰值,努力争取在 2060 年之前实现碳中和。在构建中国经济“双循环”新发展格局的过程中如何加快实现“双碳”目标是当前需要解决的重要问题,因此本文研究中国双向 FDI 对碳排放强度的影响具有重要意义。考虑到碳排放强度在区域之间相互影响,以及当期的碳排放强度可能受到上期影响,本文运用同时包含空间与时间因素的动态空间杜宾模型分析双向 FDI 对碳排放强度的影响。

1 文献综述

关于双向 FDI 对母国碳排放或环境污染的现有研究主要包括三类,第一类是外商直接投资(IFDI)对碳排放的影响,该类研究成果比较丰富;第二类是对外直接投资(OFDI)对碳排放的影响,目前该类研究相对较少;第三类研究同时考虑 IFDI 和 OFDI 对母国碳排放的影响。三类研究目前都没有一致结论。

关于 IFDI 对碳排放的影响,一部分学者认为 IFDI 增加会增加东道国污染排放,Walter^[3]首先提出东道国在利用外商直接投资过程中会增加污染排放,并指出污染加剧是因为国际间的投资往往流入环境规制较为宽松的国家。Leonard^[4]认为发达国家的环境管制水平高于发展中国家,因此高污染、高耗能的产业会从发达国家向发展中国家转移,利用 IFDI 会使得东道国污染加剧,并在此基础上提出了“污染天堂假说”。赵军和王晓辰^[5]将金融规模和金融发展结构作为门槛变量,运用门槛模型分析了中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家碳排放的影响,结果表明“一带一路”沿线国家在利用外资过程中增加了碳排放,并且金融规模和金融发展结构的门槛效应明显。另一部分学者认为 IFDI 增加会抑制东道国碳排放,Talukdar & Meisner^[6]运用 44 个发展中国家的面板数据实证分析了外商直接投资与碳排放的关系,结果表明,在

发展中国家 IFDI 对碳排放具有显著的抑制作用。江心英和赵爽^[7]运用动态系统 GMM 和门槛模型分析 IFDI 对碳排放的影响,结果表明在双重环境规制下 IFDI 对碳排放具有显著的抑制作用。同时部分学者认为 IFDI 对碳排放不仅只有正向或者负向的影响,因此应考虑 IFDI 对碳排放的双边效应,宋文飞^[8]运用双边随机前沿模型分析了 IFDI 对碳生产率的双边效应,其中碳生产率用 GDP 与碳排放量的比值(GDP/CO_2)衡量,结果表明 IFDI 对碳生产率同时存在促进效应和抑制效应,且整体的促进效应大于抑制效应使得 IFDI 对碳生产率的综合效应为正,即 IFDI 有利于环境质量的改善。Song 等^[9]运用双边随机前沿模型实证分析了 IFDI 对碳排放的双边效应,结果表明 IFDI 对碳排放既有促进作用又有抑制作用,且整体的抑制作用小于促进作用,并且分样本数据显示 IFDI 对碳排放强度的综合效应存在区域差异。

关于 OFDI 对母国碳排放的影响,部分学者认为 OFDI 有益于改善母国环境污染,Dijkstra^[10]认为对外直接投资的过程同时也是污染转移的过程,因此 OFDI 具有规避污染的特征,增加 OFDI 能够减少本地能源消耗和污染排放,有利于母国环境质量的改善。Yang & Liu^[11]运用格兰杰因果关系分析法对日本的 CO_2 排放、对外直接投资和经济发展之间的关系进行分析,结果表明日本 OFDI 对母国的二氧化碳排放量具有显著的抑制作用。龙如银和周颖^[12]基于中国省际面板数据,运用面板回归模型进行实证分析发现 OFDI 逆向技术溢出对碳生产率具有显著的正向促进作用,即 OFDI 的增加对环境质量具有改善作用,且在中国东部、中部、西部地区表现出明显的区域差异。部分学者认为 OFDI 增加会导致母国碳排放增加,许可和王瑛^[13]基于联立方程组模型研究了中国 OFDI 对本国碳排放量的影响,结果表明 OFDI 的增加通过规模、产业结构和技术效应的综合影响对我国碳排放具有正效应,说明 OFDI 的增加会对环境产生不利影响。刘海云和李敏^[14]基于中国省际面板数据实证分析了 OFDI 对母国的碳排放效应,结果表明随着 OFDI 的增加人均二氧化碳排放量呈上升趋势,并且发现在东部、中部、西部地区 OFDI 的碳排放效应存在差异。

关于双向 FDI 对碳排放的影响,有学者认为 IFDI 和 OFDI 对碳排放的影响方向不一致,刘海云和龚梦琪^[15]从规模效应和要素市场扭曲的角度分析了中国双向 FDI 的碳排放效应,结果表明 IFDI 通过规模效应增加了区域碳排放,OFDI 则减少了中国的碳排放。另一些学者认为双向 FDI 有利于减少二氧化碳排放,杨恺钧和王婵^[16]基于长江经济带面板数据,构建非线性面板门槛模型分

析双向 FDI 对环境污染水平的影响, 结果表明双向 FDI 能够有效降低长江经济带地区的环境污染水平。王亚飞等^[17]在测度 IFDI 和 OFDI 协调发展水平的基础上, 运用系统 GMM 方法和中介效应模型分析双向 FDI 协调发展对碳排放的影响, 结果表明双向 FDI 的协调发展对碳排放具有显著的抑制作用, 产生该抑制作用主要是因为结构效应和技术效应的共同影响。路正南和罗雨森^[18]通过建立空间杜宾模型实证分析中国双向 FDI 对碳排放强度的影响及其空间溢出效应, 结果表明中国双向 FDI 的空间溢出效应对碳排放强度具有显著的抑制作用。

综合以上文献可知, 目前关于 IFDI、OFDI 以及双向 FDI 对碳排放的影响有丰富的研究, 采用的研究方法大多为普通面板数据、系统 GMM 和格兰杰因果分析模型, 较少论文考虑两者之间的空间关系, 而且现有文献没有同时考虑时间和空间因素分析双向 FDI 对碳排放的影响。因此, 本文将 IFDI 和 OFDI 结合在一起分析其对碳排放强度的影响, 并同时加入时间和空间因素, 运用动态空间杜宾模型分析中国双向 FDI 对碳排放强度的影响及空间溢出效应, 同时分析其区域异质性。

2 模型建立

2.1 变量选取与数据来源

2.1.1 被解释变量

本文的被解释变量为二氧化碳排放强度(CI)。碳排放强度是指单位 GDP 的碳排放量, 该指标能够有效衡量碳排放与经济发展之间的关系, Jotzo & Pezzey^[19]提出对于发展中国家来说, 用碳排放强度来量化减排更具有现实意义。因此本文用二氧化碳排放量 CE 除以 GDP 表示二氧化碳排放强度 CI。由于二氧化碳排放量没有官方统计数据, 本文根据 IPCC^[20]的计算方法, 对原煤、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油和天然气 8 种主要的化石能源消费量进行测算, 数据主要来源于《中国能源统计年鉴》, 二氧化碳排放量 CE 的计算公式为:

$$CE = \sum_{i=1}^8 CE_i = \sum_{i=1}^8 E_i \times NCV_i \times CEF_i \quad (1)$$

式中: CE_i 表示第 i 种化石能源的二氧化碳排放量; E_i 表示第 i 种化石能源的消耗量; NCV_i 表示第 i 种化石能源的平均低位发热量, 单位为 kJ/kg 或 kJ/m³; CEF_i 表示第 i 种化石能源的二氧化碳排放系数, 单位为 kg · CO₂/TJ。

2.1.2 核心解释变量

本文的核心解释变量为外商直接投资(IFDI)和对外直接投资(OFDI)。本文采用各省份统计年鉴中实际利用外商直接投资额这个指标衡量外商直接投资(IFDI), 从

中国《对外直接投资统计公报》获得各省份历年对外直接投资流量衡量对外直接投资(OFDI)。由于获取到的 IFDI 和 OFDI 数据均以万美元为单位, 因此本文采用人民币汇率年均价将美元数据转化为人民币之后对该指标进行核算。

2.1.3 控制变量

环境规制强度(ENVG), 环境规制是政府以保护环境为目的, 为了消除经济发展带来的环境污染等负外部性而采取的措施, 政府采取环境规制会对污染排放产生重大影响。张志强^[21]指出随着环境规制的政策效应日益显著, 环境规制有利于抑制污染物的排放。关于环境规制强度的衡量, 本文借鉴张成等^[22]的方法, 用治理污染的总投资额占 GDP 的比值来衡量环境规制强度, 该比值越大说明环境规制强度越高, 治理污染的总投资额来源于各省份统计年鉴。

人口密度(PEOPLE), 人口密度越高的区域, 经济活动越密集, 对资源的消耗量越大, 从而增加了二氧化碳排放量; 同时人口密度大的地方, 公共设施越完善, 又有效降低了二氧化碳排放。本文借鉴邵师等^[23]的方法, 用单位面积的人口数来衡量人口密度。

技术水平(TEC), 技术水平的提高有利于能源效率的提高, 从而使得二氧化碳排放量降低。Gerlagh^[24]发现技术水平的提高可以通过学习效应对减排成本产生显著的抑制作用。本文用专利申请受理量来衡量技术水平。

产业结构(THIRD), 产业结构升级通过规模效应、结构效应和技术效应对碳排放产生影响。肖慧敏^[25]指出优化第一、第二产业, 大力发展第三产业是中国发展低碳经济的必由之路。本文用第三产业产值占总产值的比重来衡量产业结构。

2.1.4 数据来源

本文选取 2009—2018 年中国 30 个省份(因数据缺失, 不包括西藏和港澳台地区)的面板数据进行研究, 原始数据来自历年的《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国对外直接投资统计公报》、各省份统计年鉴以及 CSMAR 数据库等。在进行实证分析时为了消除数据异方差并使数据更具稳定性, 对所有变量取自然对数, 变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表1 变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
lnCI	2.851	0.738	0.765	4.801
lnIFDI	14.736	1.543	7.990	16.932
lnOFDI	12.961	1.689	6.840	16.583
lnENVG	5.293	0.844	2.510	6.909
lnPEOPLE	5.450	1.286	2.043	8.256
lnTEC	10.318	1.537	6.213	13.585
lnTHIRD	3.776	0.194	3.353	4.394

2.2 模型设计

根据地理学第一定律,距离越近的事物之间有越强的相关性。各区域的经济行为中存在互动效应,距离越近的区域之间的互动性越强,因此在研究区域之间关系时,假设各区域的经济变量相互独立会造成研究结果存在偏误。空间计量模型充分考虑了空间依赖性和空间异质性,能够更准确地衡量各区域经济变量之间的相关性,空间面板模型的基本表达形式如下:

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \beta X_{it} + \theta \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + \xi_{it} \quad (3)$$

式中: Y_{it} 、 X_{it} 分别表示 i 地区 t 时期的被解释变量和解释变量; Y_{jt} 、 X_{jt} 分别表示 j 地区 t 时期的被解释变量和解释变量; W_{ij} 为空间权重矩阵; $W_{ij} Y_{jt}$ 、 $W_{ij} X_{jt}$ 分别为被解释变量和解释变量的空间滞后项,用于衡量邻近地区的滞后效应; ρ 为空间自回归系数; β 表示解释变量的回归系数; θ 为空间滞后项系数; γ_t 和 μ_i 分别表示时间效应和个体效应; ε_{it} 表示随机扰动项; λ 表示空间滞后因子的相关系数; ξ_{it} 表示服从独立分布的随机扰动项。

根据基本模型中系数 λ 、 θ 、 ρ 的不同取值,空间效应模型分为空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)、空间杜宾模型(SDM)。当式(2)中 $\rho \neq 0$ 、 $\theta=0$ 和 $\lambda=0$ 时,此时模型为空间滞后模型(SAR)。当 $\rho=0$ 、 $\theta=0$ 和 $\lambda \neq 0$,此时模型为空间误差模型(SEM),即模型误差项存在空间自相关性。当 $\rho \neq 0$ 、 $\theta \neq 0$ 和 $\lambda=0$ 时,此时模型为空间杜宾模型(SDM),即模型中同时包含解释变量和被解释变量的空间滞后项,而且误差项不包含空间自相关性,因此选择空间杜宾模型(SDM)可检验空间溢出效应。本文同时考虑碳排放强度在区域之间存在交互影响,以及当期的碳排放强度受到上期影响,因此采用动态空间杜宾模型考察双向 FDI 与碳排放强度之间的关系,动态空间杜宾模型设定如下:

$$Y_{it} = \tau Y_{i,t-1} + \delta W_{ij} Y_{j,t-1} + \rho W_{ij} Y_{jt} + \beta_1 X_{it} + \theta_1 W_{ij} X_{jt} + \beta_2 A_{it} + \theta_2 W_{ij} A_{jt} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + \xi_{it} \quad (5)$$

式中: Y_{it} 表示 i 地区 t 时期的被解释变量; $Y_{j,t-1}$ 表示 i 地区被解释变量的一阶滞后项; X_{it} 表示解释变量组成的矩阵; A_{it} 表示控制变量组成的矩阵; τ 表示被解释变量的滞后项系数; δ 表示被解释变量的时空滞后项系数。

为了保证结果的稳健性,本文参考吉亚辉等^[26]的方法,分别引入不同的滞后项,将动态空间杜宾分为以下三种形式分别进行估计:

模型 1: 只包含时间滞后项的动态空间杜宾模型:

$$\ln CI_{it} = \tau \ln CI_{i,t-1} + \rho W_{ij} \ln CI_{jt} + \beta_1 X_{it} + \theta_1 W_{ij} X_{jt} + \beta_2 A_{it} + \theta_2 W_{ij} A_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + \xi_{it} \quad (7)$$

式中: $\ln CI_{it}$ 表示 i 省份 t 时期的碳排放强度; $\ln CI_{i,t-1}$ 表示 i 地区碳排放强度的一阶滞后项; X_{it} 表示解释变量组成的矩阵, $X_{it}=[\ln IFDI, \ln OFDI]^T$; A_{it} 表示控制变量组成的矩阵, $A_{it}=[\ln ENVG, \ln PEOPLE, \ln TEC, \ln THIRD]^T$ 。

模型 2: 只包含时空滞后项的动态空间杜宾模型:

$$\ln CI_{it} = \delta W_{ij} \ln CI_{j,t-1} + \rho W_{ij} \ln CI_{jt} + \beta_1 X_{it} + \theta_1 W_{ij} X_{jt} + \beta_2 A_{it} + \theta_2 W_{ij} A_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + \xi_{it} \quad (9)$$

模型 3: 包含时间、时空双滞后的动态空间杜宾模型:

$$\ln CI_{it} = \tau \ln CI_{i,t-1} + \delta W_{ij} \ln CI_{j,t-1} + \rho W_{ij} \ln CI_{jt} + \beta_1 X_{it} + \theta_1 W_{ij} X_{jt} + \beta_2 A_{it} + \theta_2 W_{ij} A_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + \xi_{it} \quad (11)$$

3 理论框架

3.1 空间自相关检验

在运用空间杜宾模型实证分析双向 FDI 对碳排放强度的影响之前,要先判别碳排放强度、IFDI 以及 OFDI 是否存在空间自相关关系。空间自相关检验分为全局自相关检验和局部自相关检验,目前大多数文献都采用莫兰指数(Moran's I)^[27]检验数据是否存在全局空间自相关性;用莫兰散点图来表现变量的局部空间自相关性,揭示各变量的局域相关关系^[28]。Moran's I 指数的取值范围为 $[-1, 1]$,如果 Moran's I 指数介于 $(0, 1]$ 说明各变量在整个区域上存在正相关关系,反之则表示变量在整个区域上存在负相关关系,如果 Moran's I 指数等于 0 则说明变量在整个区域上是不相关的。Moran's I 指数的计算公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (12)$$

式中: x_i 表示各地区的观测值; \bar{x} 表示样本的均值; s^2 表示样本的方差; W_{ij} 表示二进制空间权重矩阵(地区 i 和地区 j 是否相邻),具体表示如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{当地区 } i \text{ 和地区 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{当地区 } i \text{ 和地区 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (13)$$

3.2 空间溢出效应分析

由于空间计量模型中存在空间滞后项,会导致回归

结果产生空间依赖性，即解释变量的回归系数不能直接表示其对被解释变量的影响程度。因此本文借鉴 LeSage & Pace^[29] 的方法对空间计量模型进行偏微分分解，分别考虑空间溢出的直接和间接效应。其中直接效应表示本地的解释变量对本地区被解释变量的影响；间接效应则表示相邻地区解释变量对本地区被解释变量的影响，即变量在空间上的相互影响或者说是地区间的溢出效应；总效应等于直接效应和间接效应之和，总效应表示解释变量对被解释变量的总体空间溢出效应。

在动态空间杜宾模型中可以将空间效应分为短期的直接、间接效应和长期的直接、间接效应，可以更全面地体现空间效应的变化。先将动态空间杜宾模型(4)改写为：

$$Y_t = (I - \rho W)^{-1}(\tau I + \delta W)Y_{t-1} + (I - \rho W)^{-1}(X_t'\beta + WX_t'\theta) + (I - \rho W)^{-1}(\gamma_t + \mu_t + \varepsilon_t) \quad (14)$$

其中，短期被解释变量 Y 关于解释变量 X' 的偏微分矩阵为：

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \right] = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & W_{12}\theta_k & \dots & W_{1N}\theta_k \\ W_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & W_{2N}\theta_k \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ W_{N1}\theta_k & W_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (15)$$

式(15)用来测算被解释变量的短期空间效应，等式右边矩阵的主对角线均值表示解释变量对被解释变量的短期直接效应，非对角线元素的行或列的均值表示短期间接效应。

长期被解释变量 Y 关于解释变量 X' 的偏微分矩阵如式(16)所示：

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \right] = [(I - \rho W - (\tau I + \delta W))]^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & W_{12}\theta_k & \dots & W_{1N}\theta_k \\ W_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & W_{2N}\theta_k \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ W_{N1}\theta_k & W_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (16)$$

式(16)用来测算被解释变量的长期空间效应，等式右边矩阵的主对角线均值表示长期空间直接效应，非对角线元素的行或列的均值表示长期间接效应。

4 实证结果分析

4.1 空间自相关检验结果

本文运用 Geoda 软件测算了各省份碳排放强度、IFDI 和 OFDI 的 Moran's I 指数，检验碳排放强度和双向 FDI 的全局空间自相关性。2009—2018 年 Moran's I 指数测算结果如表 2 所示。

表2 2009—2018年碳排放、IFDI和OFDI的全局自相关性

年份	lnCI		lnIFDI		lnOFDI	
	Moran's I	P 值	Moran's I	P 值	Moran's I	P 值
2009	0.419	0.001	0.410	0.001	0.152	0.062
2010	0.431	0.001	0.427	0.001	0.196	0.038
2011	0.440	0.001	0.427	0.001	0.168	0.052
2012	0.444	0.001	0.438	0.001	0.113	0.096
2013	0.396	0.001	0.385	0.001	0.281	0.010
2014	0.400	0.001	0.424	0.001	0.225	0.019
2015	0.407	0.001	0.511	0.001	0.403	0.001
2016	0.415	0.001	0.216	0.028	0.350	0.003
2017	0.419	0.001	0.504	0.001	0.225	0.023
2018	0.393	0.001	0.408	0.001	0.338	0.009

由测算结果可知，2009—2018 年，碳排放强度的 Moran's I 指数显著为正，且基本稳定保持在 0.4 左右，说明碳排放强度具有显著的空间自相关性，各省份之间的碳排放强度并非独立，会受到周边地区的影响。2009—2018 年，IFDI 的 Moran's I 指数波动较大，但除了 2016 年显著性为 5% 以外，其他年份均通过了显著性为 1% 的检验，说明我国的 IFDI 也具有显著的空间自相关性。2009—2018 年，OFDI 的 Moran's I 指数显著为正，且指数整体呈升高趋势，说明随着我国 OFDI 的不断增加，OFDI 的空间自相关性也在不断增强，OFDI 在各省份之间的相互影响不断加深。空间自相关性检验结果表明双向 FDI 和碳排放强度都会受到周边地区的影响，如果运用传统的面板模型进行研究会忽略地区之间的影响。在研究双向 FDI 对碳排放强度的影响时，空间因素是不可忽视的重要因素，因此本文通过构建空间杜宾模型进行分析更加合理。

进一步用莫兰散点图分析局部空间自相关性，以 2018 年莫兰散点图为例进行分析，2018 年中国碳排放强度、IFDI 和 OFDI 的莫兰散点图分别如图 1、图 2、图 3 所示，从图中可以直观地看出碳排放强度、IFDI 和 OFDI 的莫兰散点图主要分布在 I、III 象限，说明都以“高一高”“低—低”集聚为主，局部自相关检验也印证了变量存在明显的空间相关性。

4.2 空间适用性检验

在分析双向 FDI 对碳排放的影响之前，首先对计量模型进行选择。本文参考 Vega & Elhorst^[30] 的检验思路选择空间计量模型，分别进行 LM、LR 和 Husman 检验，检验结果如表 3 所示。

从检验结果可以看出，首先，LM 检验结果的统计量均通过了显著性水平为 1% 的检验，说明选择空间计量模型分析中国双向 FDI 对碳排放强度的影响是合理的；其次，LR 检验在 1% 显著性水平上拒绝了原假设，说明空间计量模型不能简化为 SEM 或者 SAR 模型，应该选择空间杜宾模型进行分析；最后，Husman 检验的

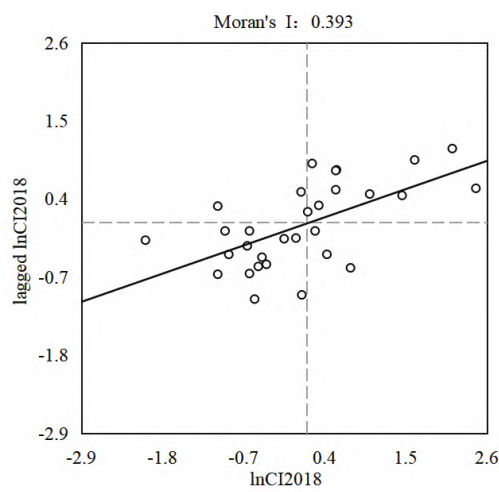


图1 2018年碳排放强度的莫兰散点图

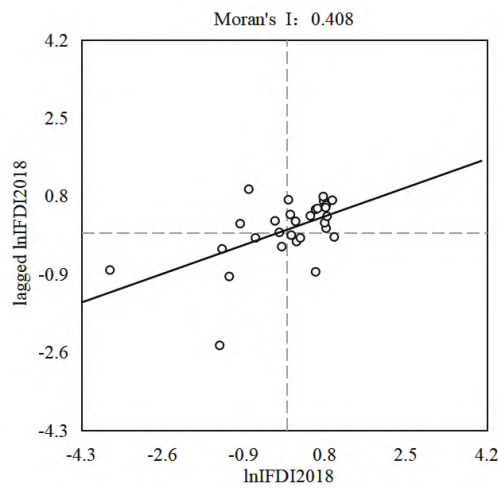


图2 2018年IFDI的莫兰散点图

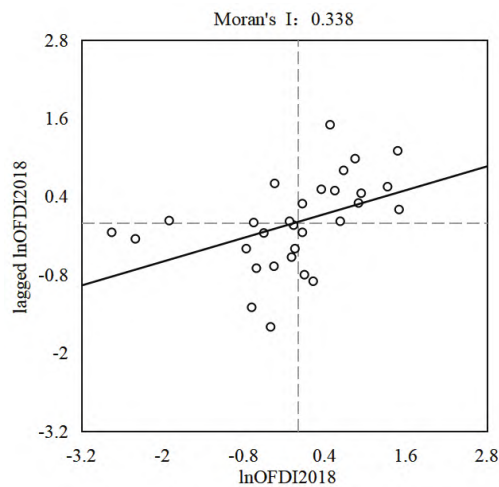


图3 2018年OFDI的莫兰散点图

表3 模型选择的检验结果

检验方法	检验统计量结果	P 值
Robust LM-Lag	9.108	0.001
Robust LM-Err	8.164	0.004
LR-SDM-SEM	52.890	0.000
LR-SDM-SAR	84.980	0.000
Husman	57.010	0.000

统计量在显著性为 1% 的水平上拒绝了选择随机效应的原假设，因此应该选择固定效应模型。综上，本文选择固定效应空间杜宾模型分析中国双向 FDI 对碳排放强度的空间效应。

4.3 静态和动态SDM回归结果分析

在空间计量模型选择的基础上，分别运用静态和动态空间杜宾模型分析双向 FDI 对碳排放强度的空间效应，模型回归结果如表 4 所示。

表4 静态和动态SDM回归结果

变量	静态	动态		
		模型 1	模型 2	模型 3
L.lnCI		1.067*** (0.017)		1.059*** (62.971)
L.W · lnCI			0.440** (0.185)	0.389*** (3.743)
lnIFDI	-0.076** (0.032)	-0.039*** (0.009)	-0.058* (0.033)	-0.035*** (-4.007)
lnOFDI	-0.048* (0.026)	0.008 (0.008)	-0.056** (0.028)	0.010 (1.402)
lnENVG	0.261*** (0.052)	0.006 (0.015)	0.245*** (0.055)	0.001 (0.034)
lnPEOPLE	0.066 (0.075)	0.120*** (0.022)	0.092 (0.082)	0.107*** (4.939)
lnTEC	-0.287*** (0.043)	0.031** (0.013)	-0.281*** (0.047)	0.028** (2.129)
lnTHIRD	-0.215 (0.195)	0.524*** (0.055)	-0.116 (0.209)	0.453*** (8.287)
W · lnIFDI	-0.160** (0.068)	-0.071*** (0.019)	-0.194*** (0.073)	-0.059*** (0.019)
W · lnOFDI	0.067 (0.059)	0.029* (0.017)	0.128* (0.066)	0.043** (0.018)
R ²	0.741	0.826	0.689	0.920
log-likelihood	-150.213	-173.240	-46.169	-64.750
sigma2_e	0.167**	0.013***	0.179***	0.012***

注：L. 表示滞后项；上角标 *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误。表 5、表 6 同。

从表 4 可以看出，在静态 SDM 模型中，IFDI 和 OFDI 的估计系数分别为 -0.076 和 -0.048，且分别通过了显著性水平为 5% 和 10% 的检验，说明双向 FDI 对碳排放强度有显著的负向空间效应，即双向 FDI 对碳排放强度具有抑制作用。在控制变量中，环境规制和技术水平显著为负，且都对碳排放强度具有空间溢出效应。

在动态 SDM 中，仅包含时间滞后项的模型 1 的回归结果显示，IFDI 的系数为 -0.039 且通过了 1% 的显著性检验，但 OFDI 未通过显著性检验；对于仅包含时空滞后项的模型 2 的回归结果而言，核心解释变量 IFDI 和 OFDI 的系数分别为 -0.058 和 -0.056，且分别通过了显著性为 10% 和 5% 的检验；同时包含时间滞后项和时空滞后项的模型 3 的回归结果显示，IFDI 的系数为 -0.035 且通过了 1% 的显著性检验，但 OFDI 未通过显著性检验。三种动态 SDM 的回归结果差距较小，说明回归结果较稳健。从模型拟合结果来看，同时包含时间和时空滞后项模型的 R² 最大，且 sigma2_e 最小，说明双滞后动态 SDM 的拟合结果最好，因此下面对双滞后动态 SDM 结果进行分析。双滞后动态 SDM 回归结果中，碳排放强度一期滞后的时间滞后项和时空滞后项的回归系数分别为 1.059

和 0.389, 且均通过了显著性为 1% 的检验, 碳排放强度存在显著的时间滞后效应和时空滞后效应, 说明当期碳排放强度的高低受到前一期碳排放强度的影响, 同时相邻省份滞后期碳排放强度的增强会拉动当期本地碳排放强度的增强。主要解释变量的回归结果显示, IFDI 的回归系数为 -0.035, 且通过了显著性为 1% 的检验, 说明 IFDI 对碳排放强度具有显著的抑制作用, 但 OFDI 的回归结果不显著。

综上, IFDI 不论在静态还是动态 SDM 中都对碳排放强度具有显著的抑制作用, 说明中国在利用外资过程中通过提高技术水平、优化产业结构等方式抑制了碳排放强度的提高。但是在不同的模型中, OFDI 的回归结果不稳定, 这可能是由于目前中国对外直接投资还不成熟, OFDI 主要流向国外技术水平较低的行业, 对我国的技术水平和产业结构产生的影响较小, OFDI 所带来的母国环境效应还不明显。

在动态 SDM 模型中, 由于存在变量的空间滞后项, 导致模型的估计值不能说明双向 FDI 对碳排放强度影响程度的大小, 因此运用空间自回归的偏微分方法将总效应分解为直接效应和间接效应, 进一步分析中国双向 FDI 对碳排放强度影响的溢出效应。

在以上动态 SDM 模型回归的基础上对双滞后模型的总效应进行分解, 结果如表 5 所示。从表 5 可知, IFDI 对碳排放强度的短期影响中, 直接效应、间接效应和总效应的系数分别为 -0.037, -0.054 和 -0.088, 且均通过了显著性水平为 1% 的检验, 说明在短期内 IFDI 对本地碳排放强度具有显著的抑制作用, 并且相邻地区 IFDI 的增加对本地碳排放强度具有显著的负向溢出效应; 长期影响中, 直接效应和间接效应都不显著, 总效应显著为负, 说明在长期内 IFDI 对碳排放强度的影响不区分地区之间的影响, 而只体现在 IFDI 对碳排放强度的总体影响上。OFDI 对碳排放强度的短期影响中,

直接效应不显著, 间接效应显著为正, 说明在短期内随着相邻省份 OFDI 的增加, 本地碳排放强度提高, OFDI 具有正向的空间溢出效应; 在长期内直接效应和间接效应都不显著, 总效应显著为负, 说明 OFDI 的增加在长期对总体的碳排放强度具有显著的抑制作用。

4.4 区域异质性分析

由于中国各省份之间在吸引外商投资和对外直接投资以及碳排放强度上均存在较大的差距, 所以在不同地区 IFDI 和 OFDI 对碳排放强度的影响也存在差异。在以上分析的基础上, 本文将样本分为东部、中部、西部地区进行分样本的动态 SDM 分析, 分样本的模型估计结果见表 6。

表6 按地区分组的分样本动态SDM回归结果

变量	东部	中部	西部
L.lnCI	0.936*** (0.057)	1.290*** (0.035)	0.963*** (0.031)
L.W · lnCI	0.130 (0.143)	-0.726*** (0.170)	0.168 (0.167)
lnIFDI	-0.107*** (0.031)	-0.409*** (0.065)	0.055*** (0.012)
lnOFDI	-0.039* (0.020)	0.031 (0.019)	-0.027 (0.016)
lnENVG	-0.056* (0.031)	0.040 (0.040)	0.010 (0.035)
lnPEOPLE	-0.035 (0.053)	-0.345*** (0.090)	-0.058* (0.034)
lnTEC	0.059*** (0.024)	1.508*** (0.061)	-0.059*** (0.021)
lnTHIRD	-0.362* (0.212)	12.210*** (0.376)	0.773*** (0.128)
W · lnIFDI	-0.010 (0.065)	-0.896*** (0.103)	0.133*** (0.024)
W · lnOFDI	0.045 (0.042)	0.184*** (0.032)	-0.017 (0.028)
R ²	0.954	0.463	0.732
log-likelihood	80.573	-120.501	-827.757
sigma2_e	0.012***	0.009***	0.005***

由表 6 中的数据可知, 东部、中部、西部地区的碳排放强度都存在显著的时间滞后效应, 即在东部、中部、西部地区, 当期碳排放强度均受上期碳排放强度的影响; 但仅有中部地区碳排放强度的一阶时空滞后项在 1% 的水平下显著为负, 这意味着中部地区当期碳排放强度受相邻地区滞后期碳排放强度的负向影响, 这可能是由于东部地区双向 FDI 的发展水平较高, 对其他区域的空间溢出效应较明显, 中部地区与东部地区相邻, 因此受到东部地区的显著影响。核心解释变量 IFDI 在东部和中部地区的回归系数显著为负, 且在中部地区对碳排放强度的抑制作用更明显, 在西部地区显著为正。这可能是由于东部地区的经济发展水平较高, 目前外资的引进处于成熟阶段, 引进外资有利于碳排放强度的降低; 中部地区经济发展速度较快, 在引进外资的过程中不断学

表5 双滞后动态SDM直接效应和间接效应分解

变量	短期			长期		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lnIFDI	-0.034*** (0.009)	-0.054*** (0.020)	-0.088*** (0.021)	-0.238 (3.924)	0.483 (3.927)	-0.245*** (0.082)
lnOFDI	0.010 (0.007)	0.041*** (0.017)	0.051*** (0.018)	-0.232 (2.263)	0.086 (2.256)	-0.146*** (0.071)
lnENVG	0.001 (0.014)	-0.037 (0.030)	-0.037 (0.033)	0.791 (12.560)	-0.686 (12.560)	0.105 (0.101)
lnPEOPLE	0.102*** (0.025)	0.497*** (0.067)	0.599*** (0.075)	-2.396 (15.580)	0.717 (15.510)	-1.678*** (0.467)
lnTEC	0.029*** (0.014)	-0.132*** (0.024)	-0.103*** (0.027)	1.711 (13.900)	-1.422 (13.880)	0.288*** (0.106)
lnTHIRD	0.430*** (0.072)	1.969*** (0.213)	2.398*** (0.260)	-7.564 (43.400)	0.829 (43.150)	-6.736*** (1.859)

习到新的技术、产业结构不断优化等,使得IFDI对碳排放强度的影响更明显;西部地区经济发展较为落后,为了促进经济的发展,在吸引外资的过程中对环境的重视较少,导致碳排放强度的增加。核心解释变量OFDI在分样本的回归结果中,只有在东部地区显著为负,在中部、西部地区对碳排放强度没有显著影响,这可能是由于我国OFDI开始时间较晚,目前只有东部地区对外直接投资水平较高,对外直接投资对东部地区的技术水平、产业结构等产生影响较大,从而对东部地区碳排放强度的影响较为显著。

5 主要结论与政策启示

5.1 主要结论

本文利用2009—2018年中国30个省份的面板数据,在建立动态空间杜宾模型的基础上,实证分析了中国双向FDI对碳排放强度影响的空间效应及其区域异质性,得到以下主要结论:(1)中国的外商直接投资、对外直接投资和碳排放强度存在显著的空间自相关性。(2)动态空间计量分析表明,IFDI对碳排放强度具有显著的抑制作用,OFDI对碳排放强度的影响不明显;在短期内,IFDI对碳排放强度的影响具有显著的负向空间溢出效应,OFDI对碳排放强度具有显著的正向空间溢出作用;在长期内,IFDI和OFDI对碳排放强度的影响表现为总体的负向影响。(3)区域异质性分析表明,在东部、中部、西部地区,IFDI对碳排放强度具有显著的抑制作用,OFDI仅在东部地区对碳排放强度具有显著的抑制作用。

5.2 政策启示

在构建“双循环”新发展格局的过程中,如何更好地发挥双向FDI对碳排放强度的抑制作用,促进我国“双碳”目标的尽快实现,本文提出以下建议:(1)IFDI对碳排放强度具有显著的抑制作用,因此在“双循环”背景下要不断提高“国际循环”的质量,政府应引导企业吸引更多有利于技术升级和产业结构优化的外资,通过引进优质外资发挥IFDI对环境的改善作用。除此之外,要更加注重优化OFDI结构,改善目前OFDI更多流入国外低技术水平产业的现状,不断优化对外投资,使OFDI能够对环境产生有利影响,通过双向FDI的协调发展对碳排放强度产生更大影响。(2)IFDI对碳排放强度具有显著的负向空间溢出效应,“双循环”新发展格局强调要以国内大循环为主体,鉴于目前中国各省份之间实际利用外资额具有较大差异,在利用外资时要不断打破区域之间的地理区位制约,促进外资利用的“国内循环”,在充分发挥各区域资源优势的同时协调整合各

区域资源,增强区域间的合作与交流,实现外资利用的最优化,在加强“国内循环”的同时更好地促进IFDI对碳排放强度影响的“外溢”效应,为实现“双碳”目标提供动力。(3)中部、东部、西部地区应该根据自身的资源禀赋优势制定合理的对外开放政策,营造良好的对外开放环境,各地区要因地制宜承接不同类型的外资,使外资利用的“国内循环”为欠发达地区经济发展和产业升级提供动力,提高中部、西部地区整体对外开放水平,充分发挥中部和西部地区双向FDI对碳排放强度的抑制效应,达到经济发展与环境保护之间的平衡。■

参考文献:

- [1]江小涓,孟丽君.内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践[J].管理世界,2021(1):1-19.
- [2]邹志明,陈迅.双循环背景下中国双向FDI协调发展水平及其影响因素研究——基于PVAR模型的测度和动态面板模型的实证分析[J].经济问题探索,2021(8):179-190.
- [3]Walter I. The pollution content of American trade [J]. Western Economic Journal, 1973, 11(1): 61-70.
- [4]Leonard H J. Are environmental regulations driving US industries overseas? [M]. Washington DC: Conservation Foundation, 1984: 226-297.
- [5]赵军,王晓辰.中国对外直接投资对“一带一路”沿线国家碳排放的影响——基于金融发展的门槛效应[J].工业技术经济,2021(10):42-51.
- [6]Talukdar D, Meisner C M. Does the private sector help or hurt the environment? Evidence from carbon dioxide in developing countries [J]. World Development, 2001, 29(5): 827-840.
- [7]江心英,赵爽.双重环境规制视角下FDI是否抑制了碳排放——基于动态系统GMM估计和门槛模型的实证研究[J].国际贸易问题,2019(3):115-130.
- [8]宋文飞.中国外商直接投资对碳生产率的双边效应[J].大连理工大学学报(社会科学版),2021(5):52-63.
- [9]Song W F, Mao H, Han X F. The two-sided effects of foreign direct investment on carbon emissions performance in China [J]. Science of the Total Environment, 2021, 791: 148331.
- [10]Dijkstra B R, Mmthw A J, Mukherjee A. Environmental regulation: An incentive for foreign direct investment [J]. Review of International Economics, 2011, 19(3): 568-578.
- [11]Yang L G, Liu Y N. Can Japan's outwards FDI reduce its CO₂ emissions? A new thought on polluter haven hypothesis [J]. Advanced Materials Research, 2013, 807-809: 830-834.
- [12]龙如银,周颖. OFDI逆向技术溢出对区域碳生产率的影响研究[J].生态经济,2017(1):58-62.
- [13]许可,王瑛.中国对外直接投资的母国碳排放效应研究——基于2003—2011年省级面板数据[J].生态经济,2015(1):47-54.
- [14]刘海云,李敏.中国对外直接投资的母国碳排放效应研究[J].工业技术经济,2016(8):12-18.

(下转38页)

- [9] Zhou P, Ang B W, Han J Y. Total factor carbon emission performance: A Malmquist index analysis [J]. *Energy Economics*, 2010, 32(1): 194-201.
- [10] 田云, 王梦晨. 湖北省农业碳排放效率时空差异及影响因素[J]. *中国农业科学*, 2020 (24): 5063-5072.
- [11] 蔺雪芹, 边宇, 王岱. 京津冀地区工业碳排放效率时空演化特征及影响因素[J]. *经济地理*, 2021 (6): 187-195.
- [12] 宁论辰, 郑雯, 曾良恩. 2007—2016年中国省域碳排放效率评价及影响因素分析——基于超效率SBM-Tobit模型的两阶段分析[J]. *北京大学学报(自然科学版)*, 2021 (1): 181-188.
- [13] 刘鑫, 李顺龙. 基于三阶段DEA模型的我国少数民族地区碳排放效率研究[J]. *黑龙江民族丛刊*, 2021 (1): 55-63.
- [14] Lin B Q, Fei R L. Regional differences of CO₂ emissions performance in China's agricultural sector: A Malmquist index approach [J]. *European Journal of Agronomy*, 2015, 70: 33-40.
- [15] 吴贤荣, 张俊飏, 田云, 等. 中国省域农业碳排放: 测算、效率变动及影响因素研究——基于DEA-Malmquist指数分解方法与Tobit模型运用[J]. *资源科学*, 2014 (1): 129-138.
- [16] 王兆峰, 杜瑶瑶. 基于SBM-DEA模型湖南省碳排放效率时空差异及影响因素分析[J]. *地理科学*, 2019 (5): 797-806.
- [17] 欧国立, 许畅然. 京津冀货运碳排放效率分析——基于超效率SBM模型及ML指数[J]. *北京交通大学学报(社会科学版)*, 2020 (2): 48-57.
- [18] 邵海琴, 王兆峰. 长江经济带旅游业碳排放效率的综合测度与时空分异[J]. *长江流域资源与环境*, 2020 (8): 1685-1693.
- [19] 李铭泓, 黄羿, 朱伟俊, 等. 中国交通运输业碳排放全要素生产率研究——基于Global Malmquist-Luenberger指数[J]. *科技管理研究*, 2021 (9): 203-211.
- [20] 汪中华, 于孟君. 中国石化行业二氧化碳排放的影响因素分解——基于广义迪氏指数分解法[J]. *科技管理研究*, 2019 (24): 268-274.
- [21] 姚丹, 任丽燕, 马仁锋, 等. 长三角旅游业碳排放强度空间格局及影响因素分析[J]. *生态科学*, 2021 (2): 89-98.
- [22] 王凯, 唐小惠, 甘畅, 等. 中国服务业碳排放强度时空格局及影响因素[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021 (8): 23-31.
- [23] Tone K. Dealing with undesirable outputs in DEA: A slacks-based measure (SBM) approach [R]. Japan: The Operations Research Society of Japan, 2004.
- [24] Tone K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis [J]. *European Journal of Operational Research*, 2002, 143(1): 32-41.
- [25] Färe R, Grosskopf S, Norris M. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries: Reply [J]. *American Economic Review*, 1994(1): 66-83.
- [26] 张立国. 中国物流业能源消耗与二氧化碳排放效率测度及分析[D]. 南京: 南京航空航天大学, 2015.
- [27] 刘秉镰, 李清彬. 中国城市全要素生产率的动态实证分析: 1990—2006——基于DEA模型的Malmquist指数方法[J]. *南开经济研究*, 2009 (3): 139-152.
- [28] 邓学平, 王旭, Ng A S F. 我国物流企业生产效率与规模效率[J]. *系统工程理论与实践*, 2009 (4): 34-42.

(责任编辑: 保文秀)

(上接30页)

- [15] 刘海云, 龚梦琪. 要素市场扭曲与双向FDI的碳排放规模效应研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018 (10): 27-35.
- [16] 杨恺钧, 王婵. 双向FDI、环境规制与环境污染——基于长江经济带面板数据的门槛模型分析[J]. *管理现代化*, 2018 (4): 75-77.
- [17] 王亚飞, 廖薏, 王亚菲. 中国双向FDI协调发展的减排效应研究[J]. *科研管理*, 2021 (10): 1-19.
- [18] 路正南, 罗雨森. 空间溢出、双向FDI与二氧化碳排放强度[J]. *技术经济*, 2021 (6): 102-111.
- [19] Jotzo F, Pezzey J C V. Optimal intensity targets for greenhouse gas emissions trading under uncertainty [J]. *Environmental & Resource Economics*, 2007, 38: 259-284.
- [20] Intergovernmental Panel on Climate Change. IPCC Guidelines for national greenhouse gas inventories [R]. Japan: IGES, 2006.
- [21] 张志强. 环境规制提高了中国城市环境质量吗?——基于“拟自然实验”的证据[J]. *产业经济研究*, 2017 (3): 69-80.
- [22] 张成, 陆旸, 郭路. 环境规制强度和生产技术进步[J]. *经济研究*, 2011 (2): 113-124.
- [23] 邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. *经济研究*, 2016 (9): 73-88.
- [24] Gerlagh R. Measuring the value of induced technological change [J]. *Energy Policy*, 2007, 35(11): 5287-5297.
- [25] 肖慧敏. 中国产业结构变动的碳排放效应研究——基于省级面板数据[J]. *地域研究与开发*, 2011 (5): 84-87, 92.
- [26] 吉亚辉, 梁雅楠, 张成. 生产性服务业和制造业协同集聚对生态效应的影响——基于西北五省区动态SDM和面板门槛模型的实证检验[J]. *重庆社会科学*, 2021 (9): 91-110.
- [27] Moran P A P. Notes on continuous stochastic phenomena [J]. *Biometrika*, 1950, 37(1-2): 17-23.
- [28] 刘丽萍. 基于空间模型的生产性服务业集聚与经济增长关系研究[J]. *审计与经济研究*, 2013 (6): 91-99.
- [29] LeSage P, Pace R K. introduction to spatial econometrics [M]. New York: Chapman and Hall/CRC, 2009.
- [30] Vega S H, Elhorst J P. The slx model [J]. *Journal of Regional Science*, 2015, 55(3): 339-363.

(责任编辑: 保文秀)