

# 双向 FDI、环境规制与碳生产率

王璇 侯正方 勇

**内容提要:**本文基于2003—2020年中国省级面板数据,利用空间计量模型实证检验双向FDI(外商直接投资和对外直接投资)协调程度和环境规制强度对中国碳生产率的影响,并且对双向FDI协调程度与环境规制强度的政策间互动效应加以验证。研究结果表明,在中国省级层面,碳生产率表现出显著的集聚效应;双向FDI协调程度的提升有利于碳生产率提高;环境规制强度加大有助于实现碳生产率提升;双向FDI协调程度和环境规制强度的有效配合能够进一步提升碳生产率。这说明,“双循环”所倡导的双向FDI协调发展、“双碳”目标引导下的环境规制具有良好的政策互动效应,有利于经济与环境协同发展。

**关键词:**双向 FDI 环境规制 碳生产率 双循环 碳排放

**中图分类号:**F061.5

**文献标识码:**A

**文章编号:**1000-7636(2022)12-0050-15

## 一、问题提出

快速发展的外商直接投资(inward foreign direct investment, IFDI)与中国对外直接投资(outward foreign direct investment, OFDI)既是实施“引进来”和“走出去”政策的抓手,也是推动中国经济内循环和国际外循环(简称“双循环”)协调推进的两翼<sup>[1-2]</sup>。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》提出“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”,为应对新时代中国面临的新挑战提供了发展新思路。同时,为肩负起大国担当与责任,2020年9月,习近平主席在第七十五届联合国大会上宣布,中国“二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和”。这为中国二氧化碳排放量制定了目标,也意味着中国产业、能源结构以及经济活动将迎来新一轮的调整与变革。不容忽视的是,绿色发展、低碳发展所面临的“双重外部性困境”<sup>[3]</sup>使得企业缺乏低碳、零碳实践所创造的社会正外部性,无法充分得到市场补偿进而缺少激励。因此,环境规制仍然是促进企业进行低碳实践、降低二氧化碳排放量的重要举措<sup>[4]</sup>。“双循环”的目标是在安全稳定的前提下实现经济发展,“双碳”目标是通过控制碳排放实现绿色转型,两者分别是实现经济发展和环境保护的重要路径。在强调实现“双碳”目标的高质量国内外循环发展的宏观背景下,如何实现经济与环境双赢、提高碳生产率,是理论研究 with 实证研究需要探索

收稿日期:2022-07-11;修回日期:2022-11-14

作者简介:王璇 北京化工大学经济管理学院副教授,北京,100089;

侯正 中石化广州工程有限公司助理工程师,广州,510600;

方勇 北京化工大学经济管理学院教授,通讯作者。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

的重要课题。

双向 FDI 和环境规制两者与低碳发展中重要的结果指标碳生产率存在何种关系? 现有研究缺乏系统性阐述。大部分学者就国际资本流动是影响碳生产率的重要因素这一论断形成共识,但多数基于资本的单向流动层面进行研究,缺乏资本的双向流动对碳生产率的影响机制研究。环境规制强度与碳生产率的研究已较为丰富,但得到的结论却存在显著的差异,并且未将双向 FDI 协调程度、环境规制强度与碳生产率纳入同一框架开展深入研究,这为本文提供了研究契机。双向 FDI 协调和环境规制作为“双循环”与“双碳”政策下的具体体现,两者是否存在一定联系值得深入研究讨论。

为此,本文将“双循环”与“双碳”作为研究的制度背景和宏观需求导向,以 2003—2020 年 30 个省份面板数据,检验双向 FDI 协调程度和环境规制强度与碳生产率之间的关系,进一步考察政策需求下两者的协同效应。主要贡献如下:(1)双向 FDI 协调的测度。现有关于国际贸易资本与碳生产率的研究主要集中在单向 FDI 对碳生产率的影响机制,本文以耦合协调模型量化双向 FDI 协调程度,并通过 2003—2020 年的面板数据对双向 FDI 和碳生产率的关系进行实证检验,弥补了现有研究的不足。(2)两类政策发展需求的交互作用检验。在“双循环”与“双碳”背景下,以双向 FDI 协调程度和环境规制强度分别指代两类政策的发展需求,通过实证研究发现政策间可能存在的协同互动性。(3)引入空间计量模型减少模型偏误。区域经济学认为,传统计量模型忽视了变量在区域之间的相关性,从而导致模型估计存在偏误<sup>[5]</sup>,本文通过引入空间计量模型,从而减少因方法而造成的误差。

## 二、理论分析与研究假设

碳生产率(carbon productivity)是指一段时间内国内生产总值与同期碳排放量的比例,是将碳排放作为生产中所内含的投入要素,关注碳排放的经济效率<sup>[6]</sup>。对于碳排放的关注,实质上是希望寻求一定外在条件之下以最小的碳排放获得最大的经济产出。可以说,碳生产率将低碳经济发展的两大经济目标——促进经济增长和控制碳排放——相结合<sup>[7]</sup>,是评价一个国家或地区高质量经济发展模式的重要标准<sup>[8]</sup>。同样地,能够影响碳生产率的因素也应该涉及经济发展和环境治理两个方面,并可能存在潜在的交互作用。本文认为,在“双循环”经济发展和低碳目标提出的宏观背景下,经济发展方面,IFDI 与 OFDI 协调程度会直接影响外部市场对中国经济绿色转型和高质量发展的推动程度;环境治理方面,与低碳目标相匹配的环境规制强度将有助于促进企业进行绿色转型并减少二氧化碳排放。由此,经济发展和环境治理共同影响碳生产率。

### (一) 双向 FDI 对碳生产率的影响

现有研究主要关注 IFDI 或者 OFDI 对碳生产率的影响机制。从 IFDI 的影响来看,研究者认为其可以通过示范效应、竞争效应、关联效应等技术溢出渠道来促进技术进步<sup>[9]</sup>,影响二氧化碳的排放,从而对碳生产率产生显著的短期效应和长期效应<sup>[10]</sup>。刘传江和胡威(2016)利用空间杜宾模型发现 IFDI 对碳生产率存在空间溢出效应,IFDI 能够显著提升本地区碳生产率,但空间溢出效应却显示邻近地区碳生产率受到本地区 IFDI 的负面影响<sup>[11]</sup>。进一步研究发现,在不同的工业化水平下,IFDI 对碳生产率具有显著的先抑制后促进的非线性门槛效应<sup>[12]</sup>。较多学者认为 OFDI 会通过多种途径对母国碳生产率产生显著影响。杨和刘(Yang & Liu, 2013)对日本的研究发现,OFDI 是二氧化碳排放量的格兰杰原因,具有显著的负向效应,有利于环境改善<sup>[13]</sup>。费能云(2014)的研究发现,OFDI 能够减少碳排放量,同时也能提升碳排放率,对于低碳效应有积

极显著的影响,是促进中国发展低碳经济的有效途径之一<sup>[14]</sup>。潘等人(Pan et al.,2020)通过研究 OFDI 逆向技术溢出对全要素碳生产率的过程中发现,两者具有显著的正相关关系,并存在区域异质性的空间溢出效应<sup>[15]</sup>。可以发现,现有文献多从单向资金流动研究 FDI 与碳生产率的关系,在当前国内经济“双循环”的背景下,研究双向 FDI 如何影响碳生产率具有重要的理论研究和实践应用价值。

黄凌云等(2018)提出了对外投资和引进外资的双向协调发展的相关概念,将双向 FDI 解释为“IFDI 技术溢出效应与 OFDI 逆向技术溢出效应的协调发展效果”<sup>[2]</sup>。双向 FDI 以规模效应、结构效应、技术效应的形式影响母国或者东道国的经济发展和环境变化,从而间接影响碳生产率<sup>[16-17]</sup>。其一,规模效应指的是双向 FDI 通过促进某一国家的经济规模扩张对碳生产率产生的影响。一方面,发展中国家在发展进程中往往会面临资金短缺的窘境,而国际贸易资本能够在一定程度上缓解这一问题,有利于本土国家的输出和输入规模的扩大,进出口资金规模的扩大使政府税收增加,增加的税收将促使政府扩大低碳化投资,从而促进低碳化发展,提高区域碳生产率。另一方面,双向 FDI 的流动将推动中国制造业的发展,以使用化石能源为主的制造业会带来更多的碳排放,导致更低的碳生产率。其二,结构效应指的是双向 FDI 的发展推动产业结构发生变化。伴随着国际贸易资本的大量流入和流出,国家和地方会逐步加大对技术和资金密集度高制造业的投资力度,或向低污染低能耗产业倾斜,从而促进产业结构转换与升级,产业结构的调整将会推进低碳经济社会的布局。其三,对于发展中国家来说,国际贸易资本为本国创造了学习发达国家相关企业先进技术与管理经验的机遇,技术学习和人才流动促使本地生产水平和管理水平提高,产生显著的技术溢出效应,最终提高碳生产率。由此,本文提出假设 1:

假设 1:双向 FDI 协调程度对碳生产率能够产生正向影响。

## (二)环境规制对碳生产率的影响

在“双碳”发展目标背景下,环境规制与碳生产率之间的关系也成为学术界关注的热点问题,然而并未得到一致结论。现有文献可归纳为两类内容:(1)整体性环境规制对碳生产率的影响。最初新古典主义认为,环境规制政策使环境污染治理成本上升,加大了生产与运营的难度,从而抑制了碳生产率的提高<sup>[18]</sup>。雷明和虞晓雯(2013)基于动态马姆奎斯特-卢恩伯格-数据包络分析(Malmquist-Luenberger-DEA)方法测算出碳循环全要素生产率,发现环境规制与碳循环全要素生产率增长负相关,不利于低碳经济的发展<sup>[19]</sup>。而随着理论与实证研究的深入,研究者发现两者之间可能不仅仅存在简单的线性关系。郭和陈(Guo & Chen, 2018)研究显示,随着环境规制的推进,中国经济增长对化石能源的依赖经历了一个由弱到强再到弱的过程,环境规制与二氧化碳排放强度之间存在显著的倒 U 型曲线关系<sup>[20]</sup>。(2)异质性环境规制对碳生产率的影响。赵等人(Zhao et al.,2015)从命令和控制法规、市场法规和政府补贴三种环境规制视角考察其对碳排放的影响,发现市场法规和政府补贴对效率的提高和二氧化碳的减少具有积极的影响,而命令和控制法规没有显著影响<sup>[21]</sup>。李小平等(2020)通过研究发现,强制性、市场型、自愿型的环境规制对碳生产率的影响在空间上存在显著的差异性<sup>[22]</sup>。由此可见,环境规制在碳生产率的改变上发挥了重要的作用,但时间、地域和方法的差异,导致产生的结论出现了较大偏差。

环境规制与碳生产率的关系中存在激励机制。激励机制遵循波特假说,即制定适当的环境规制强度可以促使企业开展技术创新活动,从而提升环境绩效和企业竞争力<sup>[23]</sup>。在后续不断拓展的强/弱波特假说中<sup>[24]</sup>,均认为适当强度的环境规制政策可以刺激企业增加特定类型的创新投资,或能够抵消部分创新投入资本,从而提升企业的技术创新能力和竞争力,形成环境规制对创新的补偿效应,进而提升环境绩效<sup>[25]</sup>。环

境标准不断提高限制企业生产规模,企业必须通过提高生产率以保持利润最大化。政府环境污染治理投资分担企业治污资金投入压力,部分治污的投入被用来改进生产效率,具体途径包括但不限于对产品工艺或生产流程进行技术创新来促进绿色经济,即形成创新补偿效应。以“谁污染,谁付费”为原则,面临着高额的环境成本,企业开始进行一系列污染物源头或末端治理的技术升级,而在这一过程中出现的产品价值和市场竞争能力提升则会激励企业持续进行绿色创新,从而形成创新补偿。由此可见,适当的环境规制强度将大幅提升企业的创新意识,同时,在减少污染、治理成本等方面的技术将得以快速发展,生产效益也将会得到提升,收益弥补甚至超过了成本的损失,因此,这也被称为“创新补偿说”。由此,本文提出假设 2:

假设 2:环境规制强度对碳生产率存在正向影响。

### (三) 双向 FDI 和环境规制对碳生产率的交互影响

双向 FDI 和环境规制影响碳生产率的研究还处于起步阶段。现有文献多从 FDI 和环境规制视角考虑两者对城市技术进步、绿色全要素生产率和碳排放的影响。如江心英和赵爽(2019)在正式和非正式双重环境规制视角下考察了 FDI 对于碳排放强度的抑制效应<sup>[26]</sup>;赵明亮等(2020)实证研究了黄河流域重点城市的 FDI、环境规制对绿色全要素生产率的影响,发现环境规制对绿色全要素生产率存在正向影响,而 FDI 在不同类型城市、不同时段存在差异化影响<sup>[27]</sup>;李凯杰和王怀民(2021)研究发现随着环境规制水平的提升,FDI 的流入会减少,弱化技术进步的资本偏向<sup>[28]</sup>。因此,有必要探索双向 FDI 协调程度和环境规制强度如何作用于碳生产率的作用路径,在现有研究的基础上探讨如何实现经济与环境的协同发展。“双循环”和“双碳”目标均是为实现中国高质量发展的重要战略抉择,其中“双循环”是以外部大循环带动高质量内部循环,通过供给侧结构性改革实现中国消费和产业升级,优化并建立更高层次的双循环。双向 FDI 协调所倡导的中国 OFDI 可以学习借鉴国外先进的环保技术和理念,以加快中国绿色生产体系和绿色消费体系的建立,同时 IFDI 通过产业转移和技术引进等方式对传统工业进行优化,实现产业的清洁化和绿色化发展,为提升碳生产率提供可持续发展的资源基础和路径选择。

碳生产率是以二氧化碳排放量和治理量为约束条件,通过一定的政策引领和行动方案实现中国经济的绿色转型,环境规制目标将推动中国经济的可持续发展,实现中国在全球贸易链中的产业升级,同时也使中国的双向贸易链实现系统化和规模化发展,从而有利于“双循环”新发展格局的形成。由此,本文提出假设 3:

假设 3:环境规制强度能够正向调节双向 FDI 协调程度对碳生产率的作用。

本文的理论假设如图 1 所示。

## 三、研究设计

### (一) 变量说明和数据样本

#### 1. 变量测度与说明

(1)被解释变量:碳生产率。碳生产率在数值上可以表示为生产总值与二氧化碳排放量的比值<sup>[6]</sup>。其中,各省份二氧化碳排放量的计算是主要难点。本文根据联合国政府间气候变化

专门委员会(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)提供的方法并利用中国各省份化石能源消费

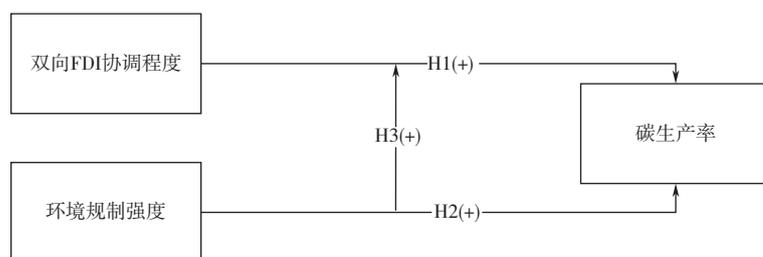


图 1 理论假设

数据测算二氧化碳排放量,公式如下:

$$CO_2 = \sum_{i=1}^n CO_2 = \sum_{i=1}^n E_i \times NCV_i \times CC_i \times COF_i \times 44/12 \quad (1)$$

式(1)中,  $CO_2$  表示二氧化碳排放总量;  $i$  表示终端能源消费种类,本文选取《中国能源统计年鉴》中的原煤、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油和天然气 8 种终端能源消费量为计算样本,以减少一次能源划分法所带来的误差;  $E_i$  为第  $i$  种终端能源消费量;  $NCV_i$  表示第  $i$  种能源的平均低位发热值;  $COF_i$  表示碳氧化因子;  $CC_i$  表示含碳量;44 和 12 分别为二氧化碳和碳的分子量。

## (2)核心解释变量

双向 FDI 协调程度。借鉴黄凌云等(2018)<sup>[2]</sup>的做法,利用耦合系统模型测度双向 FDI 的耦合度。公式如下:

$$C_u(IO) = IFDI_u \times \frac{OFDI_u}{(\alpha IFDI_u + \beta OFDI_u)^\gamma} \quad (2)$$

式(2)中,  $\alpha = \beta = 0.5$ ;  $\gamma$  表示调节系数,取值范围为  $2 \leq \gamma \leq 5$ ,参照以往研究,本文假设其数值为 2。

耦合度仅能反映 IFDI 与 OFDI 之间的相互作用程度,而协调度在其基础上还可以反映系统发展水平,因此引入耦合度和协调度指标,双向 FDI 协调程度就可表示为:

$$D_u(IO) = \left( C \times \frac{IFDI_u + OFDI_u}{2} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

将式(2)代入式(3),可得双向 FDI 协调程度为:

$$CD_u(IO) = \left[ \frac{IFDI_u \times OFDI_u}{(IFDI_u + OFDI_u)/2} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

环境规制强度。参考李新安(2021)<sup>[29]</sup>的做法,本文选取各省份废水、二氧化硫和烟尘三类主要污染物排放量测算环境规制强度指标,具体过程如下:

第一步:对各省份各污染物排放量进行标准化处理,以保证各省份指标的可比性。计算公式如下:

$$DE_{ij}^s = \frac{DE_{ij} - \min(DE_j)}{\max(DE_j) - \min(DE_j)} \quad (5)$$

式(5)中,  $DE_{ij}$  和  $DE_{ij}^s$  分别表示标准化处理前后省份  $i$  污染物  $j$  的排放量,  $\max(DE_j)$  和  $\min(DE_j)$  分别表示污染物  $j$  的最大和最小排放量。

第二步:计算每种污染物指标的调整系数,因各省份污染物的排放比重存在差异,需通过调整系数反映其真实水平。其计算公式为:

$$\omega_{ij} = \left( \frac{E_{ij}}{\sum E_{ij}} \right) / \left( \frac{Y_i}{\sum Y_i} \right) \quad (6)$$

式(6)中,  $\omega_{ij}$  表示省份  $i$  污染物  $j$  的调整系数,  $\frac{E_{ij}}{\sum E_{ij}}$  表示省份  $i$  污染物  $j$  的排放量占全国同类污染物排

放量的比值,  $\frac{Y_i}{\sum Y_i}$  表示省份  $i$  的地区生产总值(GDP)在全国国内生产总值中的占比。

第三步:结合以上指标计算每个省份的污染排放强度。在具体计算中,将其倒数纳入模型,作为环境规

制强度的测度。

$$ER_i = 1 / \left( \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \times DE_{ij}^s \right) \quad (7)$$

(3)控制变量:参照已有研究<sup>[30-31]</sup>,选择经济发展水平(*PGDP*)、产业结构(*IS*)、技术创新(*TI*)、人口密度(*PD*)、对外开放度(*OD*)作为控制变量。其中,经济发展水平用人均地区生产总值度量;产业结构以第二产业产值占地区生产总值比重表征;技术创新以研发经费投入衡量;人口密度以年末常住人口与行政区划面积之比反映;对外开放度以对外贸易额与地区生产总值之比表示。

(4)空间权重矩阵:为更严谨地考察双向 FDI 协调程度、环境规制强度对碳生产率的影响,本文借鉴袁华锡等(2019)<sup>[32]</sup>的做法,综合考虑地理距离与经济距离构建非对称性经济地理空间权重矩阵,计算公式为:

$$W_1 = W_d \text{diag}(\bar{Y}_1 / \bar{Y}, \bar{Y}_2 / \bar{Y}, L, \bar{Y}_n / \bar{Y}) \quad (8)$$

$$\bar{Y}_i = \sum_{t_0}^{t_1} Y_{it} / (t_1 - t_0 + 1) \quad (9)$$

$$\bar{Y} = \sum_{i=1}^n \sum_{t_0}^{t_1} Y_{it} / (t_1 - t_0 + 1) \quad (10)$$

其中,  $W_1$  为经济地理权重矩阵;  $W_d$  为地理距离权重矩阵;  $t$  为样本期;  $\bar{Y}_i$  表示样本期内  $i$  省份人均 GDP 的年均值;  $\bar{Y}$  为样本期内地区生产总值均值。变量说明见表 1。

表 1 变量说明

变量名称	计算方法	符号	数据来源
碳生产率	根据 IPCC 提供的碳排放指数计算所得	<i>CP</i>	《中国能源统计年鉴》《中国统计年鉴》
双向 FDI 协调程度	利用耦合协调模型计算结果取对数而得	<i>CD</i>	《对外直接投资公报》《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴
环境规制强度	根据三类污染物的综合排放指数计算而得	<i>ER</i>	EPS 数据库、《中国统计年鉴》
经济发展水平	人均地区生产总值	<i>PGDP</i>	《中国统计年鉴》
产业结构	第二产业产值占 GDP 比重	<i>IS</i>	《中国统计年鉴》
技术创新	各地区研发经费投入取对数	<i>TI</i>	《中国统计年鉴》
人口密度	年末常住人口与行政区划面积之比取对数	<i>PD</i>	《中国统计年鉴》
对外开放度	对外贸易额占 GDP 比重取对数	<i>OD</i>	《中国统计年鉴》
非对称经济地理空间权重矩阵	矩阵元素为两地质心距离平方的倒数与其人均国内生产总值与总体平均水平之比的乘积	$W_1$	国家基础地理信息中心、《中国统计年鉴》

## 2. 样本选择与处理

根据数据的可得性,本文以中国 30 个省份(限于数据可得性,西藏和港澳台地区未包含)为研究样本,时间跨度为 2003—2020 年。数据处理过程中,将以美元为单位的外商直接投资额通过当年美元年平均汇率转换为以人民币为单位的数额,并利用居民价格消费指数对所有涉及经济性指标的变量进行平减化处理(以 2003 年为基期)。为提高估计结果的准确性,除碳生产率、经济发展水平、环境规制强度和产

业结构外的变量均进行对数化处理。部分缺失数据采用线性插值法补齐。各变量描述统计结果如表2所示。

表2 各变量描述统计结果

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
碳生产率	540	0.724	0.431	0.130	1.999
双向 FDI 协调程度	540	4.948	1.103	1.165	7.069
环境规制强度	540	0.343	0.349	0.000	0.803
经济发展水平	540	4.096	2.864	0.371	16.490
产业结构	540	44.040	8.627	15.800	62.000
技术创新	540	12.820	2.486	3.482	17.480
人口密度	540	5.162	1.503	0.336	8.339
对外开放度	540	3.290	1.283	0.560	8.281

## (二) 模型设定

地理学第一定律认为事物间普遍存在联系,并且距离较近的事物联系更为密切<sup>[33]</sup>,而空间面板兼具时空效应,不仅可以考察各因素在时间上产生的效应,还可以从空间维度上探索变量内与变量间的空间溢出效应。实际上,双向 FDI 协调程度和环境规制强度都有可能存在空间溢出效应,原因如下:(1)对于双向 FDI 协调程度而言,当前中国各地区发展模式和市场分割状态明显,各地区经济发展水平呈现出非均衡化发展状态。(2)省内城市中一般城市与省会城市、省会城市与经济单列市之间都存在显著差异。因此,使用省级面板数据会削弱双向 FDI 所产生的产业规模效应,造成中西部省份数据失真,结果和结论出现偏差。尤其是在过去相当一段时间经济发展过程中,外资进入中国存在明显的区域先后顺序特征,其首选沿海地区和各省省会城市,再逐渐扩展到沿海其他城市和省会城市周边的二三线城市,这些特征都使得城市之间的 FDI 聚集和空间溢出效应显著。对于环境规制强度而言,在典型的财政分权格局下,各个地方政府所实行的环境规制标准和执行力度都参差不齐,导致一些污染性产业或企业会通过跨地区经营转移来规避环境规制的处罚。而一些经济发展水平相对比较落后的地区,相较于本地区的环境污染治理任务而言,更想要获得污染企业所带来的经济产出红利,这就使得一些污染产业或企业会从高环境规制地区向低环境规制地区迁移。这种跨界的经营污染转移会使得环境规制产生空间溢出效应。因此,本文在普通面板模型的基础上,通过引入空间计量模型,探究双向 FDI 协调程度,环境规制强度与碳生产率之间的相互作用,并且为了防止出现内生性问题,将因变量滞后一期处理。具体模型为:

$$Y_{it+1} = \alpha_i + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} Y_{jt} + \beta X_{it} + \varphi \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + U_i \tag{11}$$

$$U_i = \lambda W \times U_i + \varepsilon_i \tag{12}$$

其中,  $i$ 、 $j$  表示不同城市;  $t$  为不同年份;  $Y$  为被解释变量;  $X$  表示本文核心解释变量以及控制变量;  $W$  表示空间权重;  $\rho$ 、 $\varphi$ 、 $\lambda$  分别表示被解释变量、解释变量以及误差项的空间自相关系数;  $\varepsilon_i$  为随机误差项。若  $\varphi = \lambda = 0$ 、 $\rho \neq 0$ , 则模型为相邻地区被解释变量对本地区被解释变量产生影响的时空滞后模型 (spatial lag model, SLM); 若  $\varphi = \rho = 0$ 、 $\lambda \neq 0$ , 则模型为相邻地区除解释变量以外的尚未被观测的误差项对本地区被解释变量产生影响的时空误差模型 (spatial error model, SEM), 若  $\rho \neq 0$ 、 $\varphi \neq 0$ 、 $\lambda = 0$ , 则模型为相邻地区

经济环境相关因素对本地区被解释变量产生影响的空间杜宾模型(spatial Dubin model, SDM)。在建模中,一般通过拉格朗日乘数检验(LM)和沃尔德(Wald)检验来确定模型形式。

## 四、实证结果分析

### (一) 空间自相关分析与模型选择

从图2的结果来看,中国碳生产率总体上存在显著的空间正相关性。就经济地理权重矩阵 $W_1$ 来看,2003—2020年莫兰指数始终为正数且 $P$ 值除2016年外基本接近为0,在空间上具有显著的正相关性,虽然指标在其间表现出多次波动现象,但不影响其存在空间自相关的事实。就邻接矩阵 $W_2$ 来说,莫兰指数在2003—2020年始终为正数且 $P$ 值全部处于0值附近,表明其空间正相关特征十分明显。相比而言, $W_2$ 下的莫兰指数在数值上比 $W_1$ 的莫兰指数数值更大且更加显著,但通过图2来看,无论是 $W_1$ 还是 $W_2$ ,其莫兰指数的趋势与波动十分相似,进一步证实了碳生产率在空间上显著正相关。

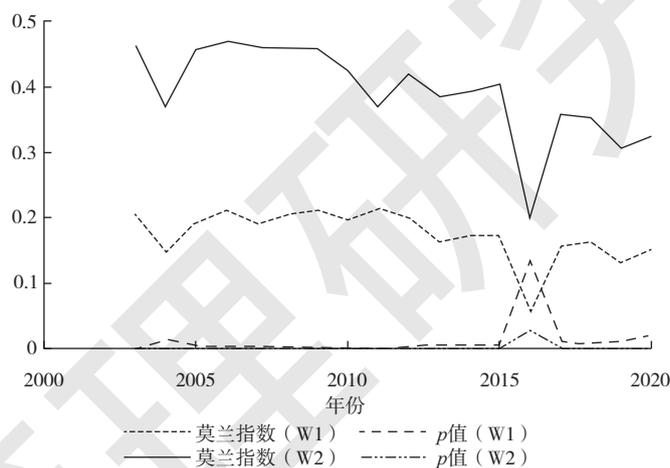


图2 2003—2020年中国碳生产率全局莫兰指数

在实证检验回归分析前,首先通过LM检验进行模型选择与检验。如表3所示,在经济地理空间权重矩阵下,LM(error)、Robust LM(error)和LM(lag)均通过了1%的显著性水平检验,而Robust LM(lag)并未通过显著性检验,这意味着相比于空间滞后模型(SLM),空间误差模型(SEM)为更为合适的模型选择。同时经过豪斯曼检验后发现统计量为负值,根据计量经济学的分析方法,可接受随机效应的原假设,因此,本文主要采用随机效应下的空间误差模型进行参数估计。

表3 空间计量检验

LM 检验				空间面板豪斯曼 检验
LM(error)	Robust LM(error)	LM(lag)	Robust LM(lag)	
318.583***	243.723***	85.267***	10.406	-743.160

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表 $P < 0.01$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.1$ 。后表同。

### (二) 基准回归分析

基准回归结果如表4所示。从双向FDI协调程度的回归结果看,固定效应面板模型和随机效应空间误差模型的系数分别为0.048和0.047,并通过了1%置信水平的显著性检验,假设1得到验证。这说明无论是否考虑空间效应,地区双向FDI协调程度越高,各省份碳生产率就越高。一方面在双向FDI协调程度较高时,推动了经济的高速发展,并且二氧化碳排放效应小于经济效益;另一方面,双循环政策是以绿色经济为核心目标,利于低碳目标的实现,而打造以国内大循环为主体的“平衡式”双循环有利于发展绿色经济。从提高碳生产率的目标出发,中国贸易格局从双向投资并行发展到以打造“内循环”为主的贸易模式,贸易格

局逐渐趋于合理。目前,打造以国内大循环为主的更高层次双循环,打造全国统一大市场仍然是制度和市场改革的重要内容。因此,假设1得到验证。

从环境规制的回归结果看,面板模型和空间误差模型的回归系数分别为0.064和0.079,并在5%和1%的置信水平上显著,说明环境规制对于碳生产率具有显著的负向影响,其约束机制所带来的负面影响大于其激励机制所带来的积极效益,从而导致碳生产率随着环境规制水平上升而下降。这也说明当前对于环境的整体要求已经较高,现有的环境规制要求符合经济发展水平的要求。因此,假设2得到验证。

“双循环”与“双碳”发展规划之间的关系值得进一步深入探究,为此本文以双向FDI协调程度指代“双循环”政策需求,环境规制强度指代“双碳”目标政策导向,并通过引入两者的交互项以探索政策间的协同互动效应。从表4可以看出,在双向FDI协调程度和环境规制的系数均为正向的情况下,两者交互项的系数显著为正( $\beta=0.083, P<0.1$ ),说明变量存在相互间的显著正向调节作用,即在双向FDI协调程度较高时,对碳生产率的正向影响作用将会显著加强。同样,环境规制水平较高时,双向FDI协调程度对于碳生产率的正向作用也会被强化。因此,从回归结果看,双向FDI协调程度与环境规制两者之间存在显著的良性互动效应。在新发展格局下,中国正努力打造更高水平的“双循环”,同时在“双碳”目标下环境规制水平会进一步上升,两者都会促进到碳生产率的提升;与此同时,“双循环”与“双碳”政策目标的协同效应也能够产生弥补和激励的作用,从而更好地实现高质量发展的目标。因此,假设3得到验证。

从控制变量来看,面板模型和空间误差模型的回归结果保持一致。经济发展水平(PGDP)对地区碳生产率具有显著的正向作用(空间误差模型中 $\beta=0.038, P<0.01$ ),说明经济发展水平提高的同时,碳排放量也得到了显著的控制。产业结构(IS)与区域碳生产率显著正相关( $\beta=0.005, P<0.01$ ),表明在产业结构趋于合理化、高级化的过程中,经济和环境同时得到关注。技术创新(TI)对地区碳生产率的影响显著为负( $\beta=-0.009, P<0.05$ ),这可能是因为高强度的研发经费在短期内所带来的效益暂不明显,需经过时间的沉淀才能带来长期的成效。人口密度(PD)对碳生产率的影响显著为正( $\beta=0.058, P<0.01$ ),说明人口所带来的红利效应在该阶段的中国仍然存在。对外开放度(OD)对地区碳生产率具有显著的促进作用( $\beta=0.074, P<0.01$ ),说明对外开放度的增加有利于国际贸易资本的流动,这会进一步促进地区碳生产率的提升。

表4 基准回归结果

变量	普通最小二乘法	固定效应	空间误差模型	加入交互项
CD	0.001 (0.05)	0.048 *** (5.19)	0.047 *** (5.06)	0.047 *** (4.48)
ER	0.305 *** (10.12)	0.064 ** (2.39)	0.079 *** (2.93)	0.082 *** (2.61)
CD × ER				0.083 * (3.36)
PGDP	0.037 *** (6.47)	0.037 *** (9.12)	0.038 *** (9.14)	0.038 *** (9.08)
IS	-0.004 *** (-2.70)	0.005 *** (4.07)	0.005 *** (4.00)	0.005 *** (4.00)
TI	0.000 (0.04)	-0.010 ** (-2.45)	-0.009 ** (-2.25)	-0.009 ** (-2.26)

表 4(续)

变量	普通最小二乘法	固定效应	SEM	加入交互项
<i>PD</i>	0.078 *** (11.09)	0.043 ** (2.14)	0.058 *** (3.68)	0.058 *** (3.65)
<i>OD</i>	0.038 *** (4.50)	0.064 *** (3.45)	0.074 *** (5.04)	0.074 *** (5.04)
常数项	0.201 *** (2.64)	0.211 (1.26)	0.080 (0.55)	0.042 ** (-0.57)
$\lambda$			0.131 ** (2.02)	0.132 ** (2.03)
$\sigma^2_e$			0.011 *** (15.93)	0.011 *** (15.93)
样本量	540	540	540	540
$R^2$	0.552	0.230	0.373	0.373

注:括号内为  $t$  值,后表同。

### (三) 稳健性检验

(1) 更换空间权重矩阵。考虑到不同空间权重矩阵对估计结果可能存在的影响,本文依次构建邻接矩阵(相邻为 1,否则为 0)、地理距离权重矩阵(以各省份省会城市在地图上的实际地理距离为依据构建)、经济距离权重矩阵(以各省份的地区生产总值为依据构建)来确保检验估计结果的稳健性。回归结果如表 5 所示,稳健性检验所用到的空间权重矩阵与上文所用到的复合矩阵回归结果基本保持一致,双向 FDI 协调程度与环境规制变量的系数符号与显著性均与前文的结论相同,仅为数值上的变化,实证结果保持稳健。

表 5 稳健性检验 1:更换空间权重矩阵

变量	邻接矩阵 $W_2$	地理距离权重矩阵 $W_3$	经济距离权重矩阵 $W_4$
<i>CD</i>	0.088 *** (6.39)	0.068 *** (4.93)	0.059 *** (4.19)
<i>ER</i>	0.206 *** (7.97)	0.228 *** (8.22)	0.270 *** (10.31)
<i>PGDP</i>	0.061 *** (10.11)	0.053 *** (9.13)	0.058 *** (10.94)
<i>IS</i>	-0.007 *** (-6.11)	-0.007 *** (-5.81)	-0.006 *** (-5.61)
<i>TI</i>	0.033 *** (5.01)	0.022 *** (3.32)	0.028 *** (4.30)
<i>PD</i>	0.009 (0.78)	0.026 ** (2.52)	0.019 ** (1.97)
<i>OD</i>	-0.000 (-0.03)	0.007 (0.73)	0.021 ** (2.30)

表5(续)

变量	邻接矩阵 $W_2$	地理距离权重矩阵 $W_3$	经济距离权重矩阵 $W_4$
$\lambda$			-0.026 (-0.37)
$\sigma_{2_e}$	0.030 *** (16.42)	0.030 *** (16.20)	0.036 *** (16.43)
样本量	540	540	540
$R^2$	0.361	0.538	0.433

(2) 更换被解释变量。前文的碳生产率是通过能源二氧化碳排放量与地区生产总值之比计算而得,此处参考李小平等(2020)<sup>[22]</sup>的做法,采用超效率 DEA 测算碳生产率,投入指标包括资本投入(社会固定资产投资额)与劳动力投入(年末就业人数),产出包括期望产出(国内生产总值)和非期望产出(二氧化碳排放量)。由表6可看出,双向 FDI 协调程度和环境规制对碳生产率的影响依然是负向的,数值上变小,因此,本文的研究结论具有稳健性,具有较高的可信度。

表6 稳健性检验 2: 更换解释变量

变量	SEM	变量	SEM
$CD$	0.031 *** (2.64)	$OD$	0.038 *** (3.28)
$ER$	0.000 (0.01)	常数项	0.428 *** (3.52)
$PGDP$	0.012 ** (2.14)	$\lambda$	0.583 *** (6.56)
$IS$	-0.003 *** (-2.02)	$\sigma_{2_e}$	0.012 *** (15.64)
$TI$	-0.012 *** (-2.61)	样本量	540
$PD$	0.046 *** (3.79)	$R^2$	0.215

#### (四) 进一步分析

##### 1. 地理异质性

基于地理环境和地方政策的差异,双向 FDI 协调程度、环境规制以及碳生产率在空间维度上存在一定的差异。本文根据国家统计局的标准,将所有省份划分为东部、中部、西部,进一步探讨双向 FDI 协调程度和环境规制对地区碳生产率的影响。

表7 报告了地域异质性的回归结果。其中,从双向 FDI 协调程度对碳生产率影响的回归结果来看,东部、中部、西部地区的双向 FDI 对碳生产率具有显著的负向影响关系,影响效果由西部向东部越来越显著,可能的原因无论是 IFDI 还是 OFDI,其规模量由东部向西部逐渐变小,所表现出的经济效应和环境效应的显著性也会随着投资规模量的变化而减弱。

表 7 异质性分析回归结果

变量	东部	中部	西部
<i>CD</i>	0.061 *** (2.83)	0.041 ** (2.17)	0.018 * (1.95)
<i>ER</i>	0.044 (0.47)	0.091 * (1.95)	0.077 *** (3.29)
<i>PGDP</i>	0.038 *** (5.97)	0.018 (1.45)	0.023 *** (3.36)
<i>IS</i>	0.001 (0.41)	0.006 *** (2.77)	-0.001 (-0.41)
<i>TI</i>	-0.014 (-1.19)	0.006 (0.72)	-0.012 *** (-3.16)
<i>PD</i>	0.017 ** (0.45)	0.059 (1.64)	0.045 *** (2.97)
<i>OD</i>	0.031 (0.89)	0.094 *** (2.67)	0.052 *** (3.93)
常数项	0.954 ** (2.51)	-0.294 (-0.97)	0.308 ** (2.52)
$\lambda$	0.035 (0.37)	-0.109 (-0.99)	0.223 ** (2.01)
<i>sigma2_e</i>	0.017 *** (9.65)	0.011 *** (8.16)	0.004 *** (9.60)
样本量	198	144	198
$R^2$	0.146	0.216	0.392

## 2. 环境规制的非线性效应

考虑到环境规制对于企业绿色创新和实践的影响已经被证明具有过犹不及的作用,本文进一步考虑使用面板门槛模型来检验环境规制对碳生产率是否存在非线性效应。面板门槛回归模型主要适用于对变量间的非线性效应进行分析,由于环境规制强度对碳生产率的影响存在双向效应,两者间可能呈现出非线性关系,本文引入汉森(Hansen, 1999)<sup>[34]</sup>提出的面板门槛回归模型,以标准的统计推断方法对门限值进行参数估计与统计检验,用以考察环境规制强度的效应,模型构建如下:

$$Y_{it} = \alpha_i + \alpha_1 ER_{it}I(ER_{it} \leq \gamma) + \alpha_2 ER_{it}I(ER_{it} > \gamma) + \beta X_{it} + \varepsilon_i \quad (13)$$

式(13)中,  $ER_{it}$  为门槛变量环境规制强度,  $\gamma$  为门槛值,  $I$  为指示函数,其他参数同前文。

基准回归结果显示环境规制负向影响碳生产率,考虑到环境规制对碳生产率可能存在非线性效应,本文通过建立面板门槛模型检验其影响作用,结果如表 8 所示,环境规制的单一门限在 5% 的置信水平上显著,双重门限在 10% 的置信水平下不显著。因此,可认为环境规制对碳生产率的影响存在单一门槛。

表8 环境规制门槛效应检验

门槛模型	F 值	P 值	临界值		
			1%	5%	10%
单一门槛	30.590	0.000	28.291	22.602	20.907
双重门槛	10.820	0.420	61.112	30.316	21.294

基于单一面板门槛模型的回归结果见表9,可以看出,环境规制存在单一门槛值0.830,并在1%的置信水平下显著。当环境规制水平低于门限值0.830时,碳生产率受到环境规制的激励作用大于其约束作用,环境规制与碳生产率呈现出显著的正相关关系,表明适宜的环境规制水平有利于企业提升环保意识与创新能力,有效提升区域内企业的碳生产率。当环境规制水平高于门限值0.830时,环境规制的约束作用大于其激励作用,环境规制与碳生产率呈现出显著的负相关关系,此时由于碳价格下降、污染治理成本上升等原因导致碳生产率下降。由此可见,适当的环境规制有利于碳生产率的提高,但随着环境规制水平的上升,碳生产率将会下降。当前环境规制强度基本小于0.830(平均值为0.343,标准差为0.349)。结合前文的研究结果,在一定程度上也表明当前的环境规制强度较为合理,假设2的正向效应得到验证。

表9 面板门槛回归分析

变量	估计系数	t 值
$ER \leq 0.830$	1.377 ***	3.75
$ER > 0.830$	-0.056 ***	-2.09
CD	-0.052 ***	-5.59
IS	0.006 ***	4.46
PGDP	0.038 ***	9.36
TI	-0.009 **	-2.33
PD	0.040 **	2.02
OD	0.056 **	3.06

## 五、结论与启示

本文选取2003—2020年中国30个省份为研究样本,通过构建空间计量模型,实证研究在“双循环”与“双碳”背景下,双向FDI协调程度和环境规制如何影响碳生产率,主要结论为:(1)双向FDI协调程度对碳生产率存在显著的正向影响。(2)环境规制对碳生产率存在正向关系。(3)双向FDI协调程度和环境规制表现出相互间的

正向调节作用“双循环”与“双碳”存在互补关系。

基于以上实证结果与研究结论,为达成“双循环”与“双碳”的双重愿景,实现经济与环境的高质量发展,提出以下政策建议:

第一,统筹规划“双循环”与“双碳”的平衡发展。在“双循环”与“双碳”的长期目标下,双向FDI协调发展为“双循环”赋能,而环境规制是碳中和的内在需求,双向FDI的协调发展和环境规制的协同作用有利于抵消两者对碳生产率的负面影响。因此,“双循环”与“双碳”需要整体布局,以促进国内经济增长为主线,将绿色新兴产业作为新的经济增长点,推动绿色科技创新在国内大循环中发挥关键作用,同时将国内经济与全球经济融合,形成更加紧密稳定的全球经济循环体系。

第二,综合考虑内外环境以打造更高层次的“双循环”。从国内来看,发展国内大循环的目的在于确保产业链与供应链的高效性与安全性,应从提高基础研究深度为出发点,加大科技投入,培养技术人才,实现关键技术领域的突破性创新。从外部来看,国外市场与环境较为复杂,外循环的发展应建立在安全稳定的边界基础之上。外循环为内循环赋能,内循环为外循环提供保障,两者相互统一,不可分割。本文研究结论表明,“非平衡式”的“双循环”有利于提高碳生产率,因此,在外部环境严峻的情形下,需要打造以国内为主

的“双循环”，建立国内大市场环境，从而更好地发展绿色经济。

第三，合理处理环境规制与碳生产率的关系。本文研究表明，环境规制与碳生产率之间呈倒 U 型曲线关系。因此，对于环境规制水平低于门槛值的地区，地方政府应该加大环境治理成本，引导企业的绿色化生产的同时提高碳生产率；对于环境规制水平高于门槛值的区域，地方企业应在政府的政策引导下实现产业结构、能源结构的转型，通过绿色技术创新推动经济发展。

#### 参考文献：

- [1] 龚梦琪, 刘海云. 中国双向 FDI 协调发展、产业结构演进与环境污染[J]. 国际贸易问题, 2020(2): 110 - 124.
- [2] 黄凌云, 刘冬冬, 谢会强. 对外投资和引进外资的双向协调发展研究[J]. 中国工业经济, 2018(3): 80 - 97.
- [3] BERGLUND C, MATTI S. Citizen and consumer; the dual role of individuals in environmental policy[J]. Environmental Politics, 2006, 15(4): 550 - 571.
- [4] 王慧, 孙慧, 肖涵月, 等. 环境政策不确定性、双向 FDI 与低碳全要素生产率的关系[J]. 中国人口·资源与环境, 2020(11): 75 - 86.
- [5] 王剑, 徐康宁. FDI 的地区聚集及其空间演化——以江苏为例的研究[J]. 中国工业经济, 2004(12): 61 - 67.
- [6] KAYA Y, YOKOBORI K. Environment, energy, and economy: strategies for sustainability[M]. Tokyo: United Nations University Press, 1997.
- [7] BEINHOCKER E D. The origin of wealth: evolution, complexity, and the radical remaking of economics[M]. Cambridge, MA: Harvard Business Press, 2006.
- [8] MIELNIK O, GOLDEMBERG J. Communication: the evolution of the “carbonization index” in developing countries[J]. Energy Policy, 1999, 27(5): 307 - 308.
- [9] 高大伟. 国际研发资本、金融发展对碳生产率的影响研究[J]. 经济经纬, 2016(1): 150 - 154.
- [10] 赵阜. 我国碳生产率增长的长期关系和短期效应——基于面板协整研究[J]. 软科学, 2014(6): 70 - 74.
- [11] 刘传江, 胡威. 外商直接投资提升了中国的碳生产率吗? ——基于空间面板 Durbin 模型的经验分析[J]. 世界经济研究, 2016(1): 99 - 109, 137.
- [12] 白雪洁, 王晓林. 工业化水平如何影响 FDI 的碳生产率[J]. 山西财经大学学报, 2020(5): 1 - 14.
- [13] YANG L G, LIU Y N. Can Japan's outwards FDI reduce its CO<sub>2</sub> emissions?: A new thought on polluter haven hypothesis[J]. Advanced Materials Research, 2013, 807/808/809: 830 - 834.
- [14] 费能云. 中国对外直接投资的低碳效应研究[J]. 资源开发与市场, 2014(8): 984 - 989.
- [15] PAN X F, LI M N, WANG M Y, et al. The effects of outward foreign direct investment and reverse technology spillover on China's carbon productivity[J]. Energy Policy, 2020, 145: 111730.
- [16] 张文彬, 邓玲. 中国对外直接投资对碳生产率的影响效应研究[J]. 华东经济管理, 2019(11): 78 - 85.
- [17] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement[Z]. NBER Working Paper No. 3914, 1991.
- [18] 郭卫香, 孙慧. 环境规制、技术创新对全要素碳生产率的影响研究——基于中国省域的空间面板数据分析[J]. 科技管理研究, 2020(23): 239 - 247.
- [19] 雷明, 虞晓雯. 地方财政支出、环境规制与我国低碳经济转型[J]. 经济科学, 2013(5): 47 - 61.
- [20] GUO W B, CHEN Y. Assessing the efficiency of China's environmental regulation on carbon emissions based on Tapio decoupling models and GMM models[J]. Energy Reports, 2018, 4: 713 - 723.
- [21] ZHAO X L, YIN H T, ZHAO Y. Impact of environmental regulations on the efficiency and CO<sub>2</sub> emissions of power plants in China[J]. Applied Energy, 2015, 149: 238 - 247.
- [22] 李小平, 余东升, 余娟娟. 异质性环境规制对碳生产率的空间溢出效应——基于空间杜宾模型[J]. 中国软科学, 2020(4): 82 - 96.
- [23] MOHR R D. Technical change, external economies, and the Porter hypothesis[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2002, 43(1): 158 - 168.
- [24] JAFFE A B, PETERSON S R, PORTNEY P R, et al. Environmental regulation and the competitiveness of U. S. manufacturing: what does the evidence tell us? [J]. Journal of Economic Literature, 1995, 33: 132 - 163.

- [25] YAN H, SHEN Q P, FAN L C H, et al. Greenhouse gas emissions in building construction: a case study of One Peking in Hong Kong[J]. *Building and Environment*, 2010, 45(4): 949–955.
- [26] 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.
- [27] 赵明亮, 刘芳毅, 王欢, 等. FDI、环境规制与黄河流域城市绿色全要素生产率[J]. *经济地理*, 2020(4): 38–47.
- [28] 李凯杰, 王怀民. FDI、环境规制和我国城市技术进步偏向性[J]. *上海经济研究*, 2021(5): 36–49.
- [29] 李新安. 环境规制、政府补贴与区域绿色技术创新[J]. *经济经纬*, 2021(3): 14–23.
- [30] 谢宜章, 邹丹, 唐辛宜. 不同类型环境规制、FDI 与中国工业绿色发展——基于动态空间面板模型的实证检验[J]. *财经理论与实践*, 2021(4): 138–145.
- [31] 原毅军, 谢荣辉. FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长——基于 Luenberger 指数的实证研究[J]. *国际贸易问题*, 2015(8): 84–93.
- [32] 袁华锡, 刘耀彬, 胡森林, 等. 产业集聚加剧了环境污染吗? ——基于外商直接投资视角[J]. *长江流域资源与环境*, 2019(4): 794–804.
- [33] TOBLER W R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region[J]. *Economic Geography*, 1970, 46(S1): 234–240.
- [34] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345–368.

## Two-way FDI, Environmental Regulation, and Carbon Productivity

WANG Xuan<sup>1</sup>, HOU Zheng<sup>2</sup>, FANG Yong<sup>1</sup>

1. Beijing University of Chemical Technology, Beijing 100089;
2. Sinopec Guangzhou Engineering Company Limited, Guangzhou 510600)

**Abstract:** Based on the provincial panel data of China from 2003 to 2020, this paper uses the spatial econometric model to empirically test the impact of two-way FDI (inward and outward foreign direct investment) coordination degree and environmental regulation intensity on China's carbon productivity. Moreover, it examines the relationship between environmental regulation intensity and carbon productivity, and verifies the policy interaction effect between two-way FDI coordination degree and environmental regulation intensity. The findings reveal that carbon productivity shows a significant agglomeration effect at the provincial level, and the increase of two-way FDI coordination degree is conducive to the improvement of carbon productivity. Furthermore, stronger environmental regulation also helps to improve carbon productivity, and both the coordination degree and environmental regulation intensity can further enhance carbon productivity. Therefore, the coordinated development of two-way FDI advocated by the dual circulation and the environmental regulation guided by the strategic objective of carbon peaking and carbon neutrality have a positive policy interaction effect, which is beneficial to economic and environmental coordination.

**Keywords:** two-way FDI; environmental regulation; carbon productivity; dual circulation; carbon emission

责任编辑:姜 菜