

双向 FDI 协调发展、绿色创新 与环境规制

——基于绿色创新中介效应研究

温丽琴,石凌江,周璇

(中北大学 经济与管理学院,山西 太原 030051)

摘要:利用全国30个省(自治区、直辖市)2000—2020年数据,在中介效应中考虑调节效应,以绿色创新为中介变量、环境规制为调节变量,探究了双向FDI协调发展与环境污染的关系。实证结果发现:在不考虑环境规制时,双向FDI协调发展对环境污染的抑制作用存在直接效应;双向FDI协调发展具有通过绿色创新抑制环境污染的部分中介效应,但是在沿海与非沿海地区中介效应具有异质性。考虑环境规制的调节作用,发现环境规制对双向FDI协调发展抑制环境污染的调节作用明显,同时环境规制会影响绿色创新对环境污染的作用,而对双向FDI协调发展与绿色创新之间的关系基本没有影响。因此,应该因地制宜进行环境规制,发挥双向FDI协调发展抑制环境污染的作用。继续扩大沿海地区双向FDI协调发展的同时,改善非沿海地区营商环境,扩大FDI规模,促进绿色创新对双向FDI协调发展抑制环境污染的中介效应。

关键词:双向FDI协调发展;环境污染;绿色创新;环境规制

中图分类号:F205; F062.2

文献标识码:A

文章编号:1004-972X(2023)01-0044-08

DOI:10.16011/j.cnki.jjw.2023.01.013

一、引言

由于新冠肺炎疫情长期的持续性,全球供应链脱钩和断裂现象明显增加。中国参与新一轮经济全球化的方式,可能要由过去出口导向的全球化战略转向利用内需的经济全球化战略^[1]。根据商务部数据,2021年,我国对外全行业直接投资9366.9亿元人民币,同比增长2.2%;中国实际使用外资金额11493.6亿元人民币,同比增长14.9%,引资规模再创新高,东部、中部和西部引资同比分别增长14.6%、20.5%和14.2%,实现了全面增长。一方面,中国引进外资带来环境污染的问题,需要加以管理和限制,例如相关部门出台了一系列环境保护的法律法规,比如《中华人民共和国环境保护法》《中华人民共和国大气污染防治法》《中华人民共和国水污染防治法》《排污费征收使用管理条例》《危险废物经营许可证管理办法》《环境保护行政处罚办法》等,而且环境治理是典型的全球公共物品,需要各

国投入大量的资金、技术和专业人员等^[2];另一方面,双向FDI即“引进来”的同时“走出去”,会获得绿色技术创新资源,有利于环境污染的防治。在“碳中和”和“碳达峰”的背景下,政府需要加强环境治理,企业需要提升绿色创新能力。因此,政府正确引导FDI以提高绿色创新水平、防控环境污染值得研究。

二、理论分析与研究假设

本文研究中国外商直接投资(IFDI)和对外直接投资(OFDI)协调发展、绿色创新、环境规制与环境污染的关系。

(一)双向FDI协调发展对环境污染的直接效应

IFDI对东道国环境污染的影响方面,部分学者支持“污染天堂”假说,比如Low和Yeates、朱于珂等研究发现,双向FDI协调发展对区域CO₂排放强度的正向直接效应显著^[3-4]。20世纪末,Grossman和

基金项目:国家自然科学基金项目“社会—技术变迁驱动能源转型的动力机制及治理政策研究”(71874119);教育部人文社会科学研究一般项目“作为碳达峰与碳中和工具的区域碳资产负债表理论与方法研究”(21YJJA790062)

作者简介:温丽琴,博士,中北大学经济与管理学院副教授,硕士生导师,研究方向:国际商务、国际直接投资;石凌江,中北大学经济与管理学院,研究方向:国际商务;周璇,博士,中北大学经济与管理学院副教授,硕士生导师,研究方向:环境经济学。

Krueger研究了贸易与环境的关系,并提出进出口贸易对环境质量带来影响的三个因素分别是规模效应、结构效应与技术效应,并提出了著名的倒“U”型环境库兹涅茨曲线,在拐点左侧,外资规模扩张将导致环境质量下降,当规模扩张到达拐点右侧时将对环境产生积极影响^[5]。韩永辉等通过分析中国30个省区市双向FDI和PM2.5雾霾空气污染指数发现,在短期IFDI会抑制雾霾空气污染,但是长期会加剧雾霾空气污染;OFDI对雾霾空气污染无论是短期还是长期都具有显著的抑制作用;而且双向FDI协调发展能够抑制雾霾空气污染^[6]。龚梦琪和刘海云利用耦合协调函数测算了双向FDI协调发展水平,提出双向FDI的协调发展促进了全球要素配置,进而通过影响产业结构来抑制环境污染,同时产业结构合理化和高度化分别对环境污染有抑制和促进作用^[7]。Cai等认为中国OFDI增加了二氧化碳排放强度,而IFDI对二氧化碳排放强度有显著抑制作用;OFDI对二氧化碳排放强度的影响受人口规模、经济发展水平、技术水平、环境规制等门槛效应的影响,而IFDI对二氧化碳排放强度的影响还具有受人口规模、经济发展水平和技术水平影响的阈值特征^[8]。

有的学者认为FDI能抑制环境污染主要是因为FDI水平溢出和前向溢出对制造业绿色技术创新呈显著促进作用^[9],而且双向的FDI在促进中国绿色全要素生产率上存在地理属性的协同效应。此外,短期内IFDI引起的环境污染将很快受到管制标准的限制,进而又会降低环境污染,故大多数地区的环境污染变化趋势符合环境库兹涅茨曲线。董婉怡等利用2003—2018年中国30个省(自治区、直辖市)数据进行实证分析,结果显示双向FDI协调发展显著地抑制了本地环境污染,且双向FDI协调发展对环境提升作用有正向空间溢出效用,另外,双向FDI协调发展抑制环境污染存在区域异质性^[10]。徐博禹和刘霞辉的研究结果表明,2003—2018年,中国进出口贸易对第一产业碳排放量的影响呈非线性门槛效应,当短时间内研发投入不足时,进出口贸易规模扩大会加剧碳排放效应,但随着企业研发投入增加,由于技术效应逐步显现,进出口贸易的碳排放效应将随之减弱^[11]。

中国污染物排放总量虽然随着经济增长呈同步上升之势,但增幅已经明显下降,而且国家通过一系列措施促进双向FDI协调发展,可能会抑制环

境污染。

(二)双向FDI协调发展通过绿色创新对环境污染产生间接效应

绿色创新是有利于环境改善的创新,比如节约能源、防治污染、废弃物循环使用等方面的技术创新。Luo等认为IFDI在中国绿色创新方面发挥了积极作用,对中国绿色创新产生“污染晕轮效应”,而OFDI对中国绿色创新具有反向绿色技术效应,此外,自主创新投入对绿色创新的正向效应大于IFDI和OFDI的外国技术溢出效应^[12]。Zhou等发现OFDI确实促进了中国的绿色技术溢出,相比之下,OFDI可能导致投资规模大、投资周期长,另外,对外投资的增加也可能挤出企业的研发投入,从而抑制了包括绿色创新在内的技术创新的发展和扩散^[13]。徐建中和王曼曼认为FDI流入对东部地区绿色技术创新水平的影响最高,中部次之,西部最差^[14]。杨世迪和韩先锋考察中国2004—2017年的省际面板数据,发现中国绿色创新发展呈现典型“OFDI驱动、IFDI拖累”的两极分化特征,IFDI对绿色创新存在负向且边际效率递减的动态影响,而OFDI逆向绿色创新表现出“U”型演化特征^[15]。宋晓玲和李金叶分析了2003—2018年30个省(直辖市、自治区)的数据,发现双向FDI对绿色经济效率具有显著的促进作用,区域之间存在着差异;技术创新对双向FDI的绿色经济效应具有调节作用,在全国总体和东部地区呈现显著的负向调节作用,但在中西部地区具有正向调节作用;同时以自主创新和模仿创新为门槛变量,双向FDI与绿色经济效率呈现典型非线性特征,随着自主创新和模仿创新支出的增多,双向FDI对绿色经济效率的促进作用逐渐减弱,且模仿创新的抑制作用表现得更为明显^[16]。程栖云基于国内外55项FDI样本的研究,发现双向FDI在总体上能够显著促进企业绿色创新,并且在较好政策环境下的促进效应更明显^[17]。罗良文和梁圣蓉通过运用省级面板数据发现国际研发资本比国内研发资本更好地促进了中国绿色创新效率^[18]。

综上所述,双向FDI协调发展会通过绿色创新最终影响环境污染,并建立以下假设:

H1:双向FDI协调发展将抑制环境污染;

H2:双向FDI协调发展有助于绿色创新的发展;

H3:双向FDI协调发展会促进绿色技术创新,

进而减少环境污染。

(三) 环境规制的调节作用

Zhang 等认为环境规制与碳排放之间存在显著的倒“U”型关系, 随着环境规制的完善, 其在减少碳排放量和强度方面的积极作用更加明显, 环境规制下的外商投资行为可以减少碳排放的数量和强度; 并且从区域异质性来看, 随着排放强度相对较高地区环境法规的完善, 外国直接投资(FDI)在低排放强度地区可以显著减少碳排放, 因此要根据区域发展情况制定差异化的环境规制^[19]。李小平等将环境规制分为强制型环境规制、市场型环境规制和资源型环境规制, 强制性环境规制对本地区碳生产率的直接影响显著为正, 但对临近地区有负向溢出效应; 市场型环境规制对本地区碳生产率的直接效应显著为正, 对临近地区的影响也是正向溢出效应; 资源型环境规制对地区碳生产率的直接效应和间接效应都不显著^[20]。通常来讲, 在双向 FDI 对环境污染的直接抑制路径上, 规制政策通过限制 IFDI 投资倾向来调节投资结构, 使得污染排放方式、排放量、排放技术得以优化, 进而从源头上降低了环境污染水平。但是也有不同的观点, 吴伟平和何乔研究发现, 有些地方为了获取经济利益所采取的“逐底竞争”降低了环境规制强度, 从而使环境治理效率降低^[21]。

环境规制对绿色创新的影响的研究结果也有差异性, 郭莉与董庆多认为环境规制能够促使企业绿色创新^[22]。郭进通过门槛效应检验发现, 随着环境规制强度的提升, 收缴排污费 and 环境保护财政支出对绿色技术创新呈现由弱变强、由不显著到显著的非线性效应, 但是严厉的环境行政处罚对绿色技术创新起到显著的阻碍作用, 而地方性法规对绿色技术创新并无显著影响^[23]。还有学者发现企业会选择把污染转移到管制较宽松区域, 造成技术的外溢和污染的转移, 在短期内可以减少本地污染, 但长期来看有可能不利于本地提升绿色技术创新效率。总结环境规制在双向 FDI 协调发展、绿色创新与区域环境污染发挥之间产生的调节效应, 提出以下假设:

H4: 环境规制会影响双向 FDI 协调发展对环境污染的作用;

H5: 环境规制会影响双向 FDI 协调发展对绿色创新的作用;

H6: 环境规制会影响绿色创新对环境污染的

作用。

综上所述, 目前主要是单独研究 IFDI 与 OFDI, 研究双向 FDI 协调发展对环境污染的影响相对较少, 而研究对双向 FDI 协调发展、绿色创新与环境污染排放三者之间关系, 以及加上环境规制调节作用的更少。本文将建立调节的中介模型, 探讨双向 FDI 协调发展经绿色创新这一路径对环境污染排放所产生的作用程度, 并将环境规制在其中表现出来的调节作用纳入考虑范畴; 在不同环境规制水平下, 比较分析双向 FDI 协调发展对环境污染的总效应、直接影响及经过绿色创新演变路径而发生的间接影响; 并且从添加环境规制的调节作用角度出发, 提出双向 FDI 协调发展对环境污染防治的相关建议。

三、变量选取与模型方法

(一) 模型方法

1. 中介效应模型

根据上述分析, 建立双向 FDI 协调发展对环境污染的直接效应和经绿色创新对环境污染的中介效应模型。为了尽可能有效消除异方差, 本文已经对所有以绝对数形式出现的样本值逐一进行取对数处理。因为相关研究中绿色技术创新有以绿色技术创新申请量为指标, 也有以绿色创新授权量为指标, 本文将对两者都进行验证, 具体的中介效应模型如下:

对于绿色创新申请量的中介效应, 有如下拟合方程:

$$\ln EP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln IOFDI_{it} + \alpha_2 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln sfss_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln IOFDI_{it} + \beta_2 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln EP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln IOFDI_{it} + \lambda_2 \ln sfss_{it} + \lambda_3 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

对于绿色创新授权量中介效应, 有如下拟合方程:

$$\ln EP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln IOFDI_{it} + \alpha_2 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln hfs_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln IOFDI_{it} + \beta_2 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln EP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln IOFDI_{it} + \lambda_2 \ln hfs_{it} + \lambda_3 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, i 是省份, t 是年份, EP 表示区域污染指数, $IOFDI$ 为双向 FDI 协同发展水平, 相应地, $sfss$ 、 hfs 是绿色创新申请量和授权量, V 是控制变量, α_1 为双向 FDI 协同水平对环境污染程度的总效应, λ_1 衡量的是双向 FDI 对环境污染直接影响程度, $\beta_1 \times \lambda_2$ 表示通过绿色创新传导的中介效应。

2. 有调节的中介效应模型

若在中介效应中加入环境规制的调节效应, 则应构建有调节的中介模型, 具体如下:

对于绿色创新申请量有如下拟合方程:

$$\ln EP_{it} = c_0 + c_1 \ln IOFDI_{it} + c_2 \ln ER_{it} + c_3 (\ln IOFDI_{it} \times \ln ER_{it}) + c_4 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\ln sfss_{it} = a_0 + a_1 \ln IOFDI_{it} + a_2 \ln ER_{it} + a_3 (\ln IOFDI_{it} \times \ln ER_{it}) + a_4 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln EP_{it} = c_0 + c'_1 \ln IOFDI_{it} + c'_2 \ln ER_{it} + c'_3 (\ln IOFDI_{it} \times \ln ER_{it}) + b_1 \ln sfss_{it} + b_2 (\ln sfss_{it} \times \ln ER_{it}) + b_3 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

对于绿色创新授权量有如下拟合方程:

$$\ln EP_{it} = c_0 + c_1 \ln IOFDI_{it} + c_2 \ln ER_{it} + c_3 (\ln IOFDI_{it} \times \ln ER_{it}) + c_4 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\ln hfs_{it} = a_0 + a_1 \ln IOFDI_{it} + a_2 \ln ER_{it} + a_3 (\ln IOFDI_{it} \times \ln ER_{it}) + a_4 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\ln EP_{it} = c_0 + c'_1 \ln IOFDI_{it} + c'_2 \ln ER_{it} + c'_3 (\ln IOFDI_{it} \times \ln ER_{it}) + b_1 \ln hfs_{it} + b_2 (\ln hfs_{it} \times \ln ER_{it}) + b_3 \ln V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中, ER 表示环境规制, 交叉项系数衡量了环境规制调节效应的大小。环境规制调节作用下, 双向 FDI 协调发展对环境污染强度的总效应是 $c_1 + c_3 \ln ER_{it}$, 令其为 al_eff ; $a_1 + a_3 \ln ER_{it}$ 衡量的主要是在环境综合规制的调节作用背景下, 双向 FDI 协调发展对全国绿色创新的作用程度; 环境规制调节作用下, 双向 FDI 协调发展通过绿色创新这一路径对环境污染的中介作用是 $(a_1 + a_3 \ln ER_{it})(b_1 + b_2 \ln ER_{it})$, 令其为 ind_eff ; 此外, 中介效应占总效应的百分比可被描述为 ind_eff/al_eff 。有环境规制调节的中介效应关系如图 1 所示。

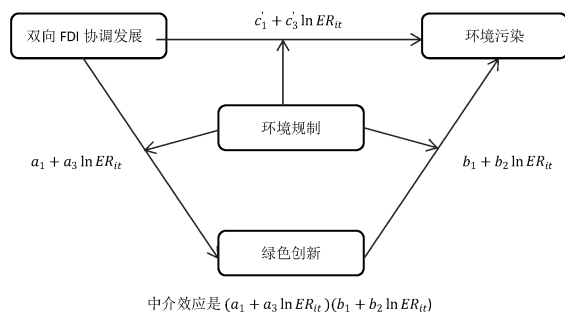


图 1 环境规制调节了中介过程前后路径和直接路径

根据温忠麟的方法^[24], 有环境规制调节的中介效应模型检验流程如图 2 所示。

(二) 变量选取与数据来源

1. 环境污染指数——被解释变量

环境污染指数。本文对我国工业废水、工业 SO_2 排放量和烟尘粉尘排放量进行熵权法计算, 使

其作为中国工业环境污染指数 (EP), 数据主要来自于环境统计年鉴数据库。

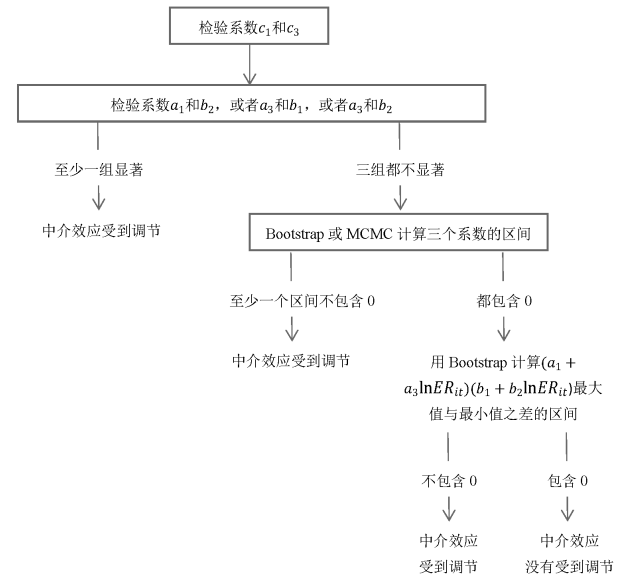


图 2 有调节的中介效应模型检验流程

2. 核心解释变量

双向 FDI 协调发展 ($IOFDI$) 采用 $IFDI$ 与 $OFDI$ 的结合作为新的解释变量。 $IFDI$ 与 $OFDI$ 的融合表达方式众多, 可以通过简单平均或定比重加权平均等方法, 但都难以测度其内在关联与相互作用。故参照黄凌云等的做法^[25], 使用耦合系统模型衡量双向 FDI 协调发展, 并引入协调发展指标, 经计算最终测算双向 FDI 互动发展水平的公式如下:

$$IOFDI_{it} =$$

$$\left\{ IFDI_{it} \times OFDI_{it} / \left[(IFDI_{it} + OFDI_{it}) / 2 \right] \right\}^{1/2} \quad (13)$$

其中, $IFDI_{it}$ 和 $OFDI_{it}$ 为 i 省份 t 年份的 $IFDI$ 和 $OFDI$, 数据来源于国家统计局。 $IOFDI_{it}$ 值越大, 则 $IFDI$ 与 $OFDI$ 协调度越高; 反之, 则越低。

3. 绿色创新——中介变量

各省区市绿色创新申请量 ($sfss$) 和绿色创新授权数量 (hfs) 作为中介变量, 数据来源于中国研究数据服务平台 (CNRDS)。

4. 环境规制——调节变量

环境规制 (ER) 作为本文中的调节变量, 采用了工业污染治理投资完成额来描述这一变量, 工业污染治理投资是治理工业废水、废气、固体废物和噪音等投资的总和, 数据来源于相关统计年鉴。

5. 控制变量

本文以开放程度 (op)、产业结构 (ic)、市场规模 (gdp)、基础设施 (bi) 和人力资本水平 (hr) 作为控制变量。其中, 开放程度 (op) 使用进口总额与当年

GDP的总值之比描述;产业结构(*ic*)是三次产业的加权平均值;市场规模(*gdp*)使用各省区市国内生产总值描述,GDP总量等数据均进行了平减运算,折合为以2000年为基年的实际GDP;基础设施(*bi*)用人均拥有道路面积来代替;人力资本水平(*hr*)用普通本专科及以上人口数占常住人口的比值来代替。数据来源于国家统计局、各省区市统计局或经整理计算而得,数据区间为2000—2020年。

四、实证结果分析

(一)基准回归与中介效应检验

如表1所示,方程1中, $\ln IOFDI$ 的系数为-0.088,说明双向FDI协调发展对环境污染有抑制性作用且显著,H1成立。方程2和方程5中, $\ln IOFDI$ 的相关系数分别为0.047和0.123且显著,说明双向FDI协调发展对绿色创新有显著的正向作用,H2得证。方程3中, $\ln sfss$ 和 $\ln IOFDI$ 的系数分别为-0.302和-0.074,且均显著,说明绿色创新和双向FDI协调发展对环境污染都有明显的抑制性作用,通过Sobel-Goodman的中介效应检验,中介效应占比为16.09%,说明双向FDI协调发展在抑制环境污染的同时,绿色创新在一定程度上促进了双向FDI协调发展对环境污染的抑制作用,H3成立。方程6中, $\ln hfh s$ 和 $\ln IOFDI$ 的系数分别为-0.456和-0.032且一个显著一个不显著,说明中介效应更大,通过Sobel检验,中介效应占比为63.76%,说明 $\ln hfh s$ 比 $\ln sfss$ 中介效应更大, $\ln sfss$ 是部分中介效应, $\ln hfh s$ 是完全中介效应。总之,无论是以绿色创新申请量为中介变量还是以绿色创新授权量为中介变量,中介效应都存在,所以中介效应具有稳定性,但是以绿色创新授权量为中介变量的中介效应更强。

表1 绿色创新的中介效应回归结果

变量	$\ln sfss$			$\ln hfh s$		
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
$\ln IOFDI$	-0.088*** (-3.24)	0.047*** (3.07)	-0.074*** (-2.73)	-0.088*** (-3.24)	0.123*** (9.31)	-0.032 (-1.13)
$\ln sfss$			-0.302*** (-4.29)			
$\ln hfh s$						-0.456*** (-5.67)
$\ln op$	0.085*** (4.33)	-0.013 (-1.21)	0.081*** (4.18)	0.085*** (4.33)	-0.050*** (-5.23)	0.062*** (3.18)
ic	-0.376*** (-2.64)	0.713*** (8.89)	-0.161 (-1.08)	-0.376*** (-2.64)	0.747*** (10.77)	-0.036 (-0.24)
$\ln gdp$	0.334*** (12.38)	0.483*** (31.85)	0.480*** (11.12)	0.334*** (12.38)	0.454*** (34.57)	0.541*** (12.02)
$\ln bi$	0.034*** (8.42)	0.004 (1.63)	0.035*** (8.80)	0.034*** (8.42)	0.005*** (2.58)	0.062*** (3.18)
$\ln hr$	-28.620*** (-8.93)	23.926*** (13.29)	-21.401*** (-5.98)	-28.620*** (-8.93)	20.117 (12.91)	-19.451*** (-5.52)
常数项	-1.688* (-5.36)	-3.566*** (-20.14)	-2.764*** (-6.92)	-1.688*** (-5.36)	-3.686*** (-24.06)	-3.368*** (-7.89)
adjR ²	0.399	0.915	0.415	0.399	0.941	0.427

F统计量	70.53	1132.82	64.78	70.53	1668.62	68.06
Sobel检验		-0.014(Z=-2.496)			-0.056(Z=-4.841)	
Goodman-1		-0.014(Z=-2.453)			-0.056(Z=-4.821)	
Goodman-2		-0.014(Z=-2.542)			-0.056(Z=-4.862)	
中介效应系数		-0.014(Z=-2.496)			-0.056(Z=-4.841)	
直接效应系数		-0.074(Z=-2.73)			-0.032(Z=-1.126)	
总效应系数		-0.088(Z=-3.236)			-0.088(Z=-3.236)	
中介效应比例		0.1609			0.6376	

注:*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01,下表同。

(二)分区域的异质性分析

考虑到各区域之间的异质性,分沿海与非沿海区域对双向FDI协调发展对环境污染进行检验估计。结果表明只有沿海地区绿色创新的中介效应影响双向FDI协调发展对环境污染的抑制作用,非沿海地区的方程1的 $\ln IOFDI$ 的系数不显著,说明直接效应不显著,进而就不用继续验证中介效应。表2结果表明,以 $\ln sfss$ 为中介变量的中介效应不显著。对于以 $\ln hfh s$ 为中介变量的中介效应检验结果,在直接效应方面,方程4中 $\ln IOFDI$ 的系数为负且显著,说明沿海地区双向FDI协调发展很显著地抑制环境污染;在间接效应方面,沿海地区双向FDI协调发展在抑制环境污染时,绿色创新具有显著的中介作用,中介效应占比为43.61%。

表2 沿海地区中介效应检验结果

变量	$\ln sfss$			$\ln hfh s$		
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
$\ln IOFDI$	-0.183*** (-4.07)	0.023 (0.93)	-0.177*** (-3.97)	-0.183*** (-4.07)	0.103*** (5.62)	-0.103* (-2.27)
$\ln sfss$			-0.253** (-2.23)			
$\ln hfh s$						-0.779*** (-5.20)
$\ln op$	-0.071* (-1.95)	-0.029 (-1.45)	-0.078** (-2.177)	-0.071* (-1.95)	-0.097*** (-6.58)	-0.146*** (-3.91)
ic	-0.486 (-1.54)	0.625*** (3.55)	-0.328 (-1.02)	-0.486 (-1.54)	0.782** (6.11)	0.123 (0.38)
$\ln gdp$	0.476*** (10.18)	0.563*** (21.55)	0.619*** (7.84)	0.476*** (10.18)	0.544*** (28.69)	0.900*** (9.70)
$\ln bi$	0.048*** (8.10)	0.003 (1.06)	0.049*** (8.30)	0.048*** (8.10)	0.005*** (1.99)	0.052*** (9.11)
$\ln hr$	-24.169*** (-4.85)	24.861*** (8.93)	-17.868*** (-3.14)	-24.169*** (-4.85)	20.794 (10.28)	-7.969 (-1.40)
常数项	-0.984* (-1.69)	-3.840*** (-11.79)	-1.958*** (-2.70)	-0.984* (-1.69)	-4.093*** (-17.29)	-4.173*** (-5.05)
adjR ²	0.607	0.923	0.613	0.607	0.963	0.644
F统计量	65.49	490.39	57.76	65.49	1087.50	65.98
Sobel检验		-0.006(Z=-0.859)			-0.080(Z=-3.818)	
Goodman-1		-0.006(Z=-0.794)			-0.080(Z=-3.786)	
Goodman-2		-0.006(Z=-0.944)			-0.080(Z=-3.851)	
中介效应系数		-0.006(Z=-0.859)			-0.080(Z=-3.818)	
直接效应系数		-0.177(Z=-3.967)			-0.103(Z=-2.274)	
总效应系数		-0.183(Z=4.073)			-0.183(Z=-4.073)	
中介效应比例		0.0323			0.4361	

注:* **和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著;沿海地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、广西和海南。

(三)有环境规制调节的中介效应检验

环境规制由于具有滞后性,所以将 ER 滞后一期。所有变量数值进行去中心化,模型选定固定效应模型。由表3可知,方程7中的交叉项比较显著,说明环境规制在双向FDI协调发展对环境污染的直接效应中起到了调节作用,与H4相符。但是 $\ln IOFDI$ 的系数为正,说明添加了环境规制变量后,双向FDI协调发展并没有很好起到抑制污染的作用。根据相关统计年鉴,2000—2014年工业污染治理投资完成额基本呈增长趋势,2014年达最高值后又呈下降趋势,工业治理污染投资减少说明环境管制部分放松,导致工业环境污染加重。方程8中 $\ln IOFDI \times \ln ER_{it}$ 和方程9中的 $\ln sfss_{it}$ 和 $\ln sfss_{it} \times \ln ER_{it}$ 的系数都不显著,需要进行Bootstrap检验中介效应系数的置信区间。同理,涉及 $\ln h/fhs$ 有调节的中介效应也需要进行Bootstrap检验。

表3 有环境规制调节的中介效应回归结果

变量	方程7	$\ln sfss$		$\ln h/fhs$	
		方程8	方程9	方程11	方程12
$\ln IOFDI$	0.277** (2.01)	-0.067 (-0.94)	0.305 (1.22)	0.024 (0.43)	0.257 (0.87)
$\ln sfss$			-0.190 (-0.61)		
$\ln h/fhs$					-0.272 (-0.80)
$\ln ER$	0.270** (3.92)	0.061* (1.73)	0.278*** (4.03)	-0.085*** (-3.06)	0.242*** (3.39)
$\ln IOFDI \times \ln ER$	-0.379** (-2.11)	-0.024 (-0.26)	-0.433** (-1.30)	0.119* (1.65)	-0.307 (-0.78)
$\ln sfss \times \ln ER$			0.064 (0.18)		
$\ln h/fhs \times \ln ER$					-0.040 (-0.10)
$\ln op$	-0.089*** (-2.95)	0.030*** (1.09)	-0.154*** (-2.88)	-0.054** (-2.52)	-0.173*** (-3.24)
ic	0.023 (0.82)	0.008 (0.57)	0.024 (0.85)	0.014 (1.25)	0.027 (0.98)
$\ln gdp$	-0.089 (-0.81)	1.450*** (25.46)	0.115*** (0.70)	1.273*** (28.62)	0.298* (1.74)
$\ln bi$	0.009 (1.23)	0.007** (2.02)	0.010 (1.37)	0.012*** (4.30)	0.012* (1.73)
$\ln hr$	-11.773 (-1.46)	-14.430*** (-3.48)	-13.882* (-1.70)	-16.408*** (-5.07)	-16.710** (-2.04)
常数项	0.002 (0.12)	-0.0004 (-0.04)	0.002 (0.12)	0.0007 (0.10)	0.002 (0.13)

注:*,**和***分别表示10%、5%和1%水平下显著,Hausman检验结果括号内为P值。

利用Mplus进行Bootstrap检验,重要是检验调节中介效应 $(a_1+a_3 \ln ER_{it})(b_1+b_2 \ln ER_{it})$ 的系数乘积的置信区间,令 $S1=a_1 \times b_2$, $S2=a_3 \times b_1$, $S3=a_3 \times b_2$, $S4$ 为当调节变量 $\ln ER=0$ 时 $(a_1+a_3 \ln ER_{it})(b_1+b_2 \ln ER_{it})$ 的中介效应的值,即 $a_1 \times b_1$, $S5$ 为当调节变量 $\ln ER=1$ 时 $(a_1+a_3 \ln ER_{it})(b_1+b_2 \ln ER_{it})$ 的中介效应的值, $S6$ 是当调节变量 $\ln ER=-1$ 时 $(a_1+a_3 \ln ER_{it})(b_1+b_2 \ln ER_{it})$ 的中介效应的值。通过表4可知,以绿色创新申请量

($\ln sfss$)为中介变量的Bootstrap检验结果中, $S1$ 即 $a_1 \times b_2$ 的系数显著,置信区间不包含0,说明环境规制对于中介效应的后半路径起到了调节作用,即环境规制影响了绿色技术创新对环境污染的作用,与H6假设相符。以绿色创新授权量($\ln h/fhs$)为中介变量的Bootstrap检验结果中, $S1$ 的置信区间不包含0,与 $\ln sfss$ 的结果一致,再次证明H6假设。 $\ln sfss$ 和 $\ln h/fhs$ 的 $S2$ 和 $S3$ 置信区间包含0,与H5假设不符。通过相关计算可得,当环境规制的调节作用分别为0、1和-1时, $\ln sfss$ 的中介效应分别为-0.739、0.111和-0.773, $\ln h/fhs$ 的中介效应分别为-0.701、0.074和-0.687,说明在环境规制的调节下,绿色创新对环境污染的作用并非正向。这是因为工业污染治理投资从2014年后有下降趋势,但是以政府支出为主的城市环境基础设施建设投资不断加大,在一定程度上挤占了工业污染治理投资。具体结果如表4所示。

表4 有环境规制调节的中介效应Bootstrap检验结果

变量	指标	估计值	标准误差	上限	下限	指标	估计值	标准误差	上限	下限
$\ln sfss$	S1	0.813***	0.304	0.339	1.503	S4	-0.739***	0.260	-1.316	-0.320
	S2	-0.371	0.359	-1.192	0.244	S5	0.111	0.082	-0.050	0.271
	S3	0.408	0.397	-0.251	1.308	S6	-0.773	1.209	-3.144	1.566
$\ln h/fhs$	S1	0.749***	0.268	0.331	1.373	S4	-0.701***	0.227	-1.208	-0.343
	S2	-0.369	0.284	-1.023	0.117	S5	0.074	0.090	-0.105	0.249
	S3	0.394	0.307	-0.115	1.136	S6	-0.687	0.938	-2.669	1.065

注:采用偏差校正的非参数百分位Bootstrap方法,将有效回抽样次数设置为2000,置信区间设置为95%,若95%的置信区间不包含零,则说明变量间的效应显著。

(四)稳健性检验

为了考察结论的稳健性,本文进一步检验了以工业废水、烟尘的排放量作为被解释变量的回归结果,回归结果显示解释变量的大小、符号及是否显著与否并未发生太大变动,故认为上述研究结果稳健性较高,受到篇幅所限,故未能列出。

五、政策建议

本文主要探讨了有调节效应的中介模型,在绿色创新作为中介变量及环境规制作为调节变量的情况下,研究了双向FDI协调发展对环境污染的作用。

研究发现:双向FDI协调发展对环境污染的直接抑制效应显著;绿色创新作为中介变量,在双向FDI协调发展与环境污染之间具有显著的部分中介效应。异质性分析结果显示,是否沿海将影响三者之间的传导关系,非沿海地区绿色创新较少,故不存在中介效应;环境规制不影响双向FDI协调发展对绿色创新的作用,在环境规制调节下绿色创新

会抑制环境污染。

基于上述实证结论与分析提出以下政策建议:

第一, 国家在“引进来”的同时也鼓励“走出去”, 注重双向 FDI 的协调发展, 促进资金、人才、技术等双向流动。吸引具有较高绿色创新能力的外资来中国投资, 充分发挥技术溢出效应和扩散效应, 提高我国的绿色创新水平; 鼓励企业向发达国家进行投资, 学习和引进国外先进的绿色低碳清洁技术; 同时大力支持本国企业进行自主绿色技术创新, 开展清洁能源项目, 创新绿色产品。

第二, 助力双向 FDI 协调发展, 继续沿海扩大开放的同时, 引导外资向非沿海地区发展。沿海地区双向 FDI 协调发展在直接抑制环境污染的同时, 通过绿色创新中介效应也抑制了环境污染。因此, 沿海地区需要进一步发展高新技术产业, 致力于提升绿色创新能力以逐渐减少环境污染。另外, 鉴于目前非沿海地区的 FDI 相对较少及绿色创新能力水平相对较低的情况, 非沿海地区需要稳步淘汰落后产能, 持续加快高污染、高能耗产业转型的步伐, 不断改善营商环境, 吸引高新技术产业的外资投资合作, 同时鼓励本地有实力的龙头企业逐步“走出去”, 充分利用国内和国外两种资源, 构建绿色创新产业链。

第三, 发挥环境规制的积极调节作用。首先, 坚持环境政策的持续性与强制性, 发挥特定的环境规制在双向 FDI 协调发展对环境污染中的调节作用。其次, 需要引导高新技术产业的 FDI 进行绿色创新, 对绿色创新有贡献的 FDI 企业给予优惠政策。此外, 需要继续加大工业污染治理投资, 调整环保投资结构。同时也要注意度的把握, 避免过度干预, 要激发 FDI 企业竞争中性潜能, 打造竞争中性智能的监管改革方向^[26]。

参考文献:

- [1] 刘志彪. 新冠肺炎疫情下经济全球化的新趋势与全球产业链集群重构[J]. 江苏社会科学, 2020(4):16-23+241.
- [2] 陈怡. 知识确定性与国家利益——一个国际环境合作的分析框架[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2020, 22(6):56-65+111.
- [3] LOW P, YEATS A. Do dirty industries migrate? International trade and the environment in patrick low[C]. World Bank Discussion Paper, Washington, DC: World Bank, 1992, 159: 89-103.
- [4] 朱于珂, 高红贵, 徐运保. 双向 FDI 协调发展如何降低区域 CO₂ 排放强度?——基于企业绿色技术创新的中介效应与政府质量的调节作用[J]. 软科学, 2022(2):86-94.
- [5] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental impacts of a North American free trade agreement[R]. National Bureau of Economic Research, 1991.
- [6] 韩永辉, 张帆, 李子文. 双向 FDI 与雾霾空气污染——理论机制与中国经验[J]. 国际经贸探索, 2021, 37(7):100-112.
- [7] 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.
- [8] CAI L, FIRDOUSI S F, LI C, et al. Inward foreign direct investment, outward foreign direct investment, and carbon dioxide emission intensity-threshold regression analysis based on interprovincial panel data[J]. Environmental Concerns and Pollution Control in the Context of Developing Countries, 2021, 28(34):46147-46160.
- [9] 宋晓娜, 薛惠锋. 环境规制、FDI 溢出与制造业绿色技术创新[J]. 统计与决策, 2022(3):81-85.
- [10] 董婉怡, 张宗斌, 刘冬冬. 双向 FDI 协同与区域技术创新抑制环境污染的效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(12):71-82.
- [11] 徐博禹, 刘霞辉. 进出口贸易对第一产业的碳排放效应研究——基于中国省级研发投入数据的门槛检验[J]. 经济问题, 2022(2):27-33.
- [12] LUO Y, SALMAN M, LU Z. Heterogeneous impacts of environmental regulations and foreign direct investment on green innovation across different regions in China[J]. Science of The Total Environment, 2021(759):1-11.
- [13] ZHOU C Y, HONG J, WU Y R, et al. Outward foreign direct investment and domestic innovation performance: Evidence from China[J]. Technology Analysis Strategic Management, 2019, 31(1):81-95.
- [14] 徐建中, 王曼曼. FDI 流入对绿色技术创新的影响及区域比较[J]. 科技进步与对策, 2018, 35(22):30-37.
- [15] 杨世迪, 韩先锋. 双向 FDI 与国内绿色创新的异质动态关联研究——基于环境规制的调节分析[J]. 软科学, 2021, 35(4):8-13.
- [16] 宋晓玲, 李金叶. 双向 FDI 协调发展是否促进了绿色经济效率增长——基于技术创新视角[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2021(2):126-140.
- [17] 程栖云. 中国双向 FDI 对绿色创新影响的 Meta 整合与回归分析[J]. 技术与创新管理, 2022, 43(3):306-317.
- [18] 罗良文, 梁圣蓉. 国际研发资本技术溢出对中国绿色创新效率的空间效应[J]. 经济管理, 2017, 39(3):21-33.
- [19] ZHANG W, LI G, UDDIN M K, et al. Environmental regulation, foreign investment behavior, and carbon emissions for 30 provinces in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2020(248):1-11.
- [20] 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.
- [21]吴伟平,何乔.“倒逼”抑或“倒退”?——环境规制减排效应的门槛特征与空间溢出[J].经济管理,2017,39(2):20-34.
- [22]郭莉,董庆多.环境规制、组织合法性与企业绿色创新[J].工业技术经济,2022,41(2):52-61.
- [23]郭进.环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J].财贸经济,2019,40(3):147-160.
- [24]温忠麟,叶宝娟.有调节的中介效应模型检验方法——竞争还是替补?[J].心理学报,2014,46(5):714-726.
- [25]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.
- [26]和军,谢思.基于竞争中性的政府监管——国际比较与改革方向[J].湖湘论坛,2020,33(3):91-101.

Coordinated Development of Two-way FDI, Green Innovation and Environmental Regulation: Based on the Research on the Intermediary Effect of Green Innovation

WEN Li-qin, SHI Ling-jiang, ZHOU Xuan

(School of Economics and Management, North University of China, Taiyuan 030051, China)

Abstract: Based on the data of 30 provinces (autonomous regions and municipalities) in China from 2000 to 2020, the moderating effect was considered in the mediating effect. With green innovation as the mediating variable and environmental regulation as the moderating variable, the relationship between the coordinated development of two-way FDI and environmental pollution was explored. The empirical results show that when environmental regulation is not considered, there is a direct effect of bidirectional FDI synergy on the inhibition of environmental pollution. Two-way FDI synergy has a partial mediating effect on environmental pollution inhibition through green innovation, but the mediating effect is heterogeneous between coastal and non-coastal areas. Considering the regulatory effect of environmental regulation, it is found that the regulative effect of environmental regulation not only has effect on two-way FDI coordinated development to environment pollution, but also is conducive to green innovation to curb environmental pollution, however, it has little effect on the two-way coordination of FDI to green innovation. Therefore, environmental regulation should be carried out according to local conditions to make best use of the role of the two-way coordinated development of FDI restraining environmental pollution. While continuing to expand the coordinated development of two-way FDI in coastal areas, it is necessary to improve the business environment of non-coastal areas to expand the scale of FDI, and promote the intermediary effect of green innovation on the coordinated development of two-way FDI restraining of environmental pollution.

Key words: two-way FDI coordinated development; environmental pollution; green innovation; environmental regulation

(责任编辑:岳婷婷)

(上接封2)最后是从经典著作中求“美”的多元人生。人民大众从名人著作中获得普遍真理,并实现自我提升后,开始追求更高层次的需要,那就是“美”的多元人生。在阅读的过程中,由于和作者的视野不同,人民大众通过发现新问题而拓宽了自己的视野,发掘出蕴藏在内心深处的思想认识,实现对现有生活的美化再造。此时,真、善、美达到统一,进入到一个新的境界和高度。《世界》一书下篇从与人民大众息息相关的工作生活领域出发,把名人著作对人类社会各个领域的深刻思考呈现给人民大众,方便人民大众在追求“美”的多元人生过程中,与名人的思想理念进行心灵深处的交流。书中对于工作的三个层次、做学问的三种现象、写文章的三个阶段、当干部的三重境界、如何处理小事、永远年轻的秘诀作了详细的探讨。主张工作一定要做出彩;做学问要真热爱;写文章要能够使自己感动并可以影响他人的思想言行;当干部要胸怀大局,谋划本职,站到本单位全局高度开展工作。在日常生活中,则号召保持积极向上的精神状态,思想观念与时俱进。要以马克思主义作为个人的世界观、人生观、价值观,这样就能够拥有正确的价值取向和高尚的理想追求,在处理小事中得到锤炼,提高自身素质。

总之,《世界》一书体现了名人著作思想理念因真、善、美的统一而展现的力量,其不只作用于人类社会的发展实践中,还直接影响人民大众的工作与生活。作者以读书笔记的形式,深入浅出,积极回应当前人民大众的理论困惑与现实问题,拉近了人民大众与名人之间的距离。在作者深厚扎实的学术理论功底造诣之下,对名人著作的思想理念进行了逻辑严谨的深刻分析,以润物无声的语言风格层层递进,对于提升人民大众的思想认知,解决我国日益凸显的意识形态问题具有重要的现实意义。

(作者系河海大学马克思主义学院博士研究生)

(责任编辑:张爱英)