**Jun.**2022

[文章编号] 1003-4684(2022)03-0055-05

## 逆向创新视角下中国对外直接投资的环境效应

何 艳,鲁瑞芸,彭仁星

(湖北工业大学经济与管理学院,湖北 武汉 430068)

[摘 要]中国的对外直接投资能显著减少母国污染,但这种环境效应主要得益于投资的反馈渠道,而非受益于将污染产业从中国迁移到国外的转移渠道。运用中介效应模型对 30 个省(市)2003—2017 年数据进行实证分析,结果证实:中国对外直接投资存在环境改善效应,且在经济发展水平高的地区效应会更加明显;反馈渠道下的逆向创新起了较大作用,即中国对外直接投资给母国带来了逆向创新,从而使得污染降低。

[关键词] 对外直接投资; 环境污染; 逆向创新; 中介效应

[中图分类号] F062.2 [文献标识码] A

2020年,我国对外直接投资额为 1329.4 亿美元,连续 5 年占世界对外投资总额超过 10%,而 2010年为 688.1 亿美元,仅占对外投资总额的 4.9%。对外直接投资规模的扩大,为中国企业跨境技术学习提供了更多机会,逆向促进母国技术创新水平的提升。与此同时,对外投资所引致的环境不公平也受到越来越多国内外学者的关注,所谓"不公平"突显在两个主题上:母国是否随投资而环境改善;东道国是否因投资而污染加重。本文针对第一个主题,分析我国对外直接投资对母国环境的影响及逆向创新在其间所起的作用,研究将有助于理性认清我国对外直接投资的环境效应和逆向创新效应。

### 1 文献综述

对外直接投资会影响母国的环境(Kolstad et al,2002)[1],影响的渠道主要有转移和反馈二种。转移渠道下,以 Copelan et al(1994)提出的"污染转移假说""环境成本转移说"最典型[2]。何新易(2016)认为中国为了缓解国内资源压力,通过将高能耗产业转移至国外的方式,获得国外资源,改善母国环境[3]。但这种转移却会加重东道国环境污染,引发极大的环境不公平,这也是"中国投资威胁论"的论据之一。反馈渠道下,以 Grossman et al. (1995)的环境"三效应"理论为代表,即认为投资通过生产规模、产业结构和技术溢出影响母国环境[4]。

朱东波等(2020)从这三种传导机制入手,论证了生产技术效应和产业结构效应能够促进母国环境改善<sup>[5]</sup>。Zhou(2019)和 Hao et al(2020)认为我国通过对外直接投资获取绿色逆向技术溢出等反馈机制提高了国内环境质量<sup>[6-7]</sup>。也有学者认为对外直接投资会给母国环境带来负荷。刘海云等(2016)利用省级面板数据论证了对外直接投资会提高母国碳排放,并存在明显的地区差异<sup>[8]</sup>。

关于对外直接投资的逆向创新效应研究,大部 分研究结论均认为该效应是存在的。Chen等 (2012)认为投资与创新具有正相关关系,投资规模 越大,创新活动越密集<sup>[9]</sup>。Piperopoulos 等(2018) 发现对外直接投资对子公司的创新绩效有积极影 响[10]。冉启英等(2019)运用 GMM 方法论证了对 外直接投资的逆向技术溢出促进母国创新能力提 升[11]。冯德连等(2021)认为对外直接投资的逆向 技术溢出能提升区域创新能力[12]。也有部分学者 认为对外直接投资会减缓母国自主创新速度。刘伟 全(2010)通过研究对外投资与创新投入产出之间的 内在联系发现,企业技术创新活动发展幅度并不突 出[13]。谢钰敏等(2014)认为对外投资在一定程度 上抑制了中国的整体创新能力[14]。也有学者从区 域异质性角度出发,认为对外直接投资的逆向创新 能力受制于区域的吸收能力(尹东东等,2016)[15]。

梳理国内外相关文献后发现,一是对外直接投资会对环境产生影响,但多数研究关注投资对东道

<sup>[</sup>收稿日期] 2021-08-15

<sup>「</sup>基金项目] 湖北省教育厅哲社项目(20Y047)

<sup>「</sup>第一作者]何 艳(1979-),女,湖北仙桃人,管理学博士,湖北工业大学教授,研究方向为国际投资

(4)

国的环境效应;二是对外直接投资能通过各种渠道 将获取的技术资源反馈回母国,但这种影响存在区 域异质性。鉴于此,本文将研究视角从东道国转移 到母国,选用 2003-2017 年中国 30 个省、市、自治 区(除西藏外)的面板数据,分析对外直接投资与母 国环境之间的关系,并通过建立中介模型,探讨投资 的逆向创新溢出效应是否有助于环境改善。

#### 理论机制与研究假设 2

假设 1:中国的对外直接投资会改善母国环境。 我国对外直接投资主要布局在租赁和商业服务 业等,2019年只有14.8%投向了制造业,而且98% 的投资流向亚欧环境标准较高国家和地区,缺乏"污 染天堂假说"的区位条件。在生产规模上,虽然投资 带来的生产规模增加会引致资源消耗并在一定程度 上加剧环境污染,但规模经济和投资收益也会为我 国购买国外清洁型生产设备、学习国外绿色生产管 理模式等提供经济支持,且经济增长驱动居民对环 境保护的需求不断提升。在产业结构上,投资将使 国内和国外市场上的资源配置更趋优化,进一步推 动传统产业的改造升级和新兴产业的培育壮大,增 强我国在产业链和供应链上的自主可控。在技术溢 出上,对外投资让我国接触更加先进的绿色生产技 术,并通过购买、并购等方式获取国外先进技术,将 这些技术外溢至本国,提升母国绿色技术水平。

假设 2:中国对外直接投资能通过逆向创新渠 道显著提高环境质量。

对外直接投资通过跨国公司、绿地投资等方式, 规避贸易壁垒,获取发展所需的技术资源,再通过前 后关联的有机整体,将技术资源反馈回母国,从而产 生逆向技术溢出效应(陈岩,2011;韩先锋等,2018)。 这种逆向技术溢出将推动国内创新能力的提升 (Piperopoulos et al., 2018)。对外直接投资的逆向 创新效应有利于中国绿色技术的使用、绿色生产的 推广,从而降低生产能耗和污染排放。

假设3:对外直接投资的环境效应存在区域异 质性。

各区域对研发经费和人力资本投入不同,会导 致其对技术吸收能力出现差距。经济发展薄弱地 区,其自主创新能力相对较低,在吸收逆向技术溢出 的过程中,其转化运用能力较弱,由此导致对外直接 投资的环境效应存在地区差异。

#### 模型设定及数据说明 3

#### 3.1 计量模型构建

本文首先探讨假设1中对外直接投资对环境污

染的影响。考虑到环境污染具有动态性和连续性特 征,纳入滞后一期的被解释变量,构建动态模型,

$$\ln \text{HJWR}_{i,t} = C_1 + \delta_1 \ln \text{HJWR}_{i,t-1} + \delta_2 \ln \text{OFDI}_{i,t} + \delta_0 V_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
(1)

其中, ln HIWR 表示环境污染程度, i 和 t 分别表示 省(市)和年份; ln OFDI表示各省(市)对外直接投 资。V 为控制变量,参考朱东波等(2019)[5]的分析, 选择环境规制、贸易开放度、人力资本和技术引进等 指标。ε...表示随机扰动项。

为进一步分析对外直接投资通过逆向创新溢出 渠道对中国环境的影响,本文构建以对外直接投资 (ln OFDI)作为解释变量、环境污染(ln HJWR)作 为被解释变量、创新水平(In INN)为中介变量的中 介效应模型:

$$\ln \text{HJWR}_{i,t} = C_0 + C_1 \ln \text{HJWR}_{i,t-1} + C_2 \ln \text{OFDI}_{i,t} + C_3 V_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
(2)  

$$\ln \text{INN}_{i,t} = a_0 + a_1 \ln \text{INN}_{i,t-1} + a_2 \ln \text{OFDI}_{i,t} + a_3 V_{i,t} + \varphi_{i,t} \ln \text{INN}_{i,t} = a_0 + a_1 \ln \text{INN}_{i,t-1} + a_2 \ln \text{OFDI}_{i,t} + a_3 V_{i,t} + i_{,t}$$
(3)  

$$\ln \text{HJWR}_{i,t} = C'_0 + C'_1 \ln \text{HJWR}_{i,t-1} + a_3 V_{i,t-1} + a_4 V_{i,t-1} + a_5 V_{i,t-1}$$

 $C'_{2}$  ln OFDI<sub>i,t</sub> +  $b_{3}$  ln INN<sub>i,t</sub> +  $C'_{4}V_{i,t}$  +  $\sigma_{i,t}$ 模型(2)、模型(3)、模型(4)分别表示对外直接 投资对母国环境的直接影响、中间影响和综合影响。 其中, $C_1$  表示对外直接投资的总效应, $a_2$  表示对外 直接投资影响母国环境的中介效应, C。表示对外直 接投资对母国环境的直接效应。

#### 3.2 变量设计和数据说明

- 1)创新能力(ln INN):专利数据能有效反映创 新投入转化为创新成果的效率指标,从而反映地区 的创新力和综合科技实力。本文运用专利申请数据 来衡量。
- 2)对外直接投资(ln OFDI):鉴于对外直接投 资流量数据短期波动大,上期残值会影响当期数据, 故选取对外直接投资的存量数据。
- 3)环境综合污染指数(ln HJWR):利用各省份 的工业废水排放量、工业二氧化硫排放量和工业固 体废弃物产生量,用熵值法计算出污染排放比重,得 到各地区的综合排放得分。具体步骤如下:首先,将 工业"三废"数据进行标准化处理;其次,根据标准化 的结果计算各地区所占比重;最后,将得出的各指标 权重与对应指标数值相乘,即可得到各地区的综合 污染排放得分。
- 4) 控制变量说明。①人力资本(lnHC)用平均 受教育年限来表示,计算公式为  $HC = \sum Y_i W_i$ 。 i =1,2,3,4,代表小学、初中、高中、大专(本科)及以上 4个阶段。Y,为各阶段的受教育年限,分别记为6、 9、12 和 16 年。Wi为各阶段受教育人口占全部 6 岁

以上人口的比值。②贸易开放度(TRA)用各省历年进出口总额在地区生产总值的比重表示。③技术引进(YJ)用各省历年的国外技术引进合同金额与GDP比重反映。④环境规制(HJGZ)采用各省工业污染治理投资金额与工业增加值之比表示。⑤人口数量(ln POP)用各省历年人口总量来表示。

鉴于环境污染数据的可得性,本文选取的样本

区间为 2003-2017 年,剔除西藏、港澳台等地区后,最终纳入模型的省份为 30 个。数据来源为历年《中国对外直接投资统计公报》《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》,所涉货币数据均为当年平均汇率换算后的人民币且作了 GDP 平减处理,以剔除物价影响。数据统计性描述见表 1。

表 1 面板数据的描述性分析

变量符号	变量含义	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
lnHJWR	环境污染	450	9.6781	1.1937	5.3513	11.5586
ln INN	专利申请数	450	9.5955	1.6371	4.8203	13.35
ln OFDI	对外直接投资	450	12.946	2.5	4.598	18.668
TRA	贸易开放度	450	0.318	0.39	0.017	1.721
ln HC	人力资本	450	8.572	0.944	6.04	12.028
YJ	技术引进	450	-6.586	1.515	-11.451	-3.041
ln POP	人口数量	450	8.1668	0.7509	6.2803	9.3208
HJGZ	环境规制	450	4.211	3.442	0.359	28.039

## 4 对外直接投资环境效应的实证分析

#### 4.1 基准回归

为了避免面板数据出现"伪回归"和内生性问题,本文在回归前用 LLC 检验、IPS 检验和 HT 检验三种方式对各变量进行检验,结果显示所有变量皆具备同阶平稳性。按照之前计量模型的设定,先采用 OLS 方法对模型(1)进行回归,表 2 的第(1)列和第(2)列分别是不纳入控制变量和纳入控制变量的固定效应回归结果,其中 ln OFDI 的系数为负且显著,说明对外直接投资能有效抑制我国环境污染。用系统广义矩估计方法(SYS-GMM)进行估计,结果列入第(3)列,Sargan 检验的概率值为 1.0000,表明选取滞后一期的被解释变量为工具变量有效。模型中 lnOFDI 的系数仍显著为负,进一步验证了假设 1 的结论,即我国对外直接投资有利于改善母

表 2 中国对外直接投资的母国环境效应实证结果

变量	(1) ln HJWR	(2) ln HJWR	(3) ln HJWR
ln OFDI	-0.0282*** (0.0085)	-0.0503*** (0.0132)	-0.0727** (0.0343)
ln HJWRL1.	0.6199*** (0.0439)	0.5850 * * * (0.0448)	0.8133*** (0.1649)
控制变量	NO	YES	YES
常数	4.0688*** (0.3939)	3.0673 * * * (0.4605)	1.6003 (1.3417)
Adj-R <sup>2</sup>	0.9959	0.8794	_
F	103.17	38.81	_
Sargan 值	_	_	1.0000

<sup>\* \* \* 、\* \* 、\*</sup> 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过检验,括号内数值表示标准误差

国环境。但表 2 的结果并不能明确这种改善是源于 转移渠道还是源于反馈渠道。

#### 4.2 分组回归

为进一步探究对外直接投资的环境效应是否存在区域异质性,本文将30个省(市)进行了分组回归。一是按中位数分组,即将各省生产总值取对数之后选取其中位数进行分组回归;二是按东中西三个区域进行了分组。表3列出了具体的检验结果。

表 3 中:第(1)、(2)列分别为高于地区生产总值 中位数和低于中位数省份的固定效应回归结果:第 (3)、(4)、(5)列分别为东、中、西部地区的固定效应 回归结果。第(1)列中 ln OFDI 的系数为-0.1412, 且在1%水平上显著,说明生产总值高于中位数的 地区对外直接投资能减缓母国环境污染速度。相 反,第(2)列中 ln OFDI 的系数为 0.0541,且在 5% 水平上显著,说明生产总值低于中位数的地区对外 直接投资反而导致母国环境质量恶化。由此可见, 在经济发达的省份和经济欠发达的省份,对外直接 投资的环境效应并不一样。在第(3)、(4)列中,对外 直接投资和环境污染的关系表现为负向且在1%水 平下显著,  $\ln$  OFDI 的系数分别为-0.0503 和 一0.1011。说明在东部地区和中部地区的对外直接 投资均能有效提高当地环境质量。在第(5)列中,ln OFDI 的系数为 0.0028, 说明西部地区的对外直接 投资会促进环境污染,但是并不显著。

上述分组回归的结果显示,对外直接投资的环境效应存在区域异质性,这也验证了假设3的正确性。但是,表3的结果同样不能解释地区环境改善是对外直接投资的转移渠道还是反馈渠道发挥了作用。

变量	(1) ln HJWR	(2) ln HJWR	(3) ln HJWR	(4) ln HJWR	(5) ln HJWR
ln OFDI	-0.1412*** (0.0180) 0.4552***	0.0541 * * (0.0255) 0.3468 * * *	-0.0503*** (0.0172) 0.3786***	-0.1011*** (0.0150) 0.8227***	0.0028 (0.0356) 0.4802***
ln HJWRL1. 控制变量	(0.0567) YES	(0.0798) YES	(0.0642) YES	(0.0751) YES	(0.1031) YES
常数	5.0573*** (0.6330)	4.4018*** (0.8176)	5.1795 * * * (0.7031)	0.3559 (0.6799)	3.8563*** (1.002)
样本量	222	198	168	126	126
$Adj-R^2$	0.7530	0.8689	0.8163	0.9159	0.9308
F 值	30.88	17.64	12.50	36.55	12.84

表 3 中国对外直接投资环境效应的分组回归结果

## 5 逆向创新在对外直接投资环境效应 中的作用

表 4 为中介效应回归结果。第(1)、(2)、(3)列 是中介变量回归的直接影响、中间影响和综合影响 结果。在第(1)列中, ln OFDI的系数为负,说明对 外投资对环境污染的直接影响显著为负,即随着投 资规模的增大,母国的污染会不断减少。在第(2)列 的中间影响中, ln OFDI 的系数为 0.3641, 且在 1% 的显著性水平下显著,说明对外直接投资能够促进 专利申请数的提高。在第(3)列的综合影响中, ln INN的系数为一0.0595,且在1%的显著性水平 下显著,说明创新能降低母国环境污染。进一步地, 根据 Baron & Kenny(1986)所提出的逐步回归法,中 介效应是第(2)列 ln OFDI 的系数与第(3)列 ln INN的系数之积,故本文的中间效应为一0.0217 [0.3641\*(-0.0595)]。负的中介效应表明对外直 接投资能通过逆向创新减少母国的污染,从而改善 母国环境。根据综合效应等于直接效应与中介效应 之和,可计算出对外直接投资的综合环境效应为 一0.0386,仍然为负,说明对外直接投资确实改善了 环境,且逆向创新这一中介渠道在其中起到了很大 作用。

本文采用 Sobel 法和 Bootstrap 法对中介效应进行检验。结果显示: Sobel 的 Z 统计量为 -2.582,对应的 p 值小于 0.05,说明中介效应具有显著性;在进行 5000 次 Bootstrap 重复抽样以后,代表中介效应的 bs1 的置信区间[-0.0377, -0.0056]不包含 0,代表直接效应的 bs2 的置信区间[-0.0464,0.0126]包含 0,说明逆向创新渠道在对外直接投资与母国环境之间起完全中介作用。

表 4 中介效应回归结果

表 4 中介效应回归结果					
变量	(1) ln HJWR	(2) ln INN	(3) ln HJWR		
ln OFDI	-0.0386*** (0.0090)	0.3641 * * * (0.0194)	-0.0169 (0.0122)		
$ln\ HJWR_{t-1}$	0.9430 * * * (0.0206)	0.1519*** (0.0442)	0.9521 * * * (0.0207)		
$\ln INN_{t-1}$	0.01123 (0.0874)	0.6693 * * * (0.1875)	0.0511 (0.0881)		
$ln\ PG_{t-1}$	_	_	_		
ln INN	_	_	-0.0595 * * * (0.0228)		
ln PG	_	_	_		
HJGZ	-0.0011 (0.0045)	-0.01641 * * * (0.0097)	-0.0020 (0.0045)		
YJ	(0.0079) (0.0120)	0.0681 * * * (0.0257)	0.0119 (0.0120)		
TRA	0.0876* (0.0525)	0.5581 * * * (0.1126)	0.1208 * * * (0.0536)		
ln POP	0.0669** (0.0339)	0.8603*** (0.0727)	0.1181*** (0.0390)		
НС	-0.0030 (0.0227)	0.2231 * * * (0.0488)	0.0102 (0.0231)		
常数	0.5783 * * * (0.2718)	-5.3664*** (0.5829)	0.2588 (0.2964)		
$Adj - R^2$	0.9424	0.8518	0.9432		
F 值	857.41	317.64	773.64		

\* \* \* 、\* \* 、\* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上通过检验,括号内数值表示标准误

## 6 结论

本文研究了中国对外直接投资对母国环境的影响。研究结果显示,对外直接投资能显著改善我国的环境,但这种环境效应的产生得益于投资的反馈渠道,而非受益于将污染产业从中国转移到国外的

<sup>\* \* \* 、\* \* 、\*</sup> 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上通过检验,括号内数值表示标准误

转移渠道。运用 30 个省(市)在 2003-2017 年数据进行实证分析,结果也证实对外直接投资存在环境改善效应,且反馈渠道下的逆向创新在其中起到了很大作用,即我国对外直接投资给母国带来了逆向创新,从而降低了污染,改善了环境。

#### [参考文献]

- [1] KOLSTAD C D, XING Y.Do lax environmental regulations attract foreign investme-nt [J]. University of California at Santa Barbara Economics Working Paper, 2002,21(1):1-22.
- [2] COPELAND B R, SCOTT T M. North-south trade and the environment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1994(3):755-787.
- [3] 何新易,杨凤华.中国对外直接投资动因分析:基于"一带一路"战略的国家样本[J]. 贵州财经大学学报,2016 (5):12-21.
- [4] GROSSMAN G , KRUEGER A. Economic growth and the environment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995(2):353-377.
- [5] 朱东波,张月君.中国对外直接投资影响母国环境的理论机理与实证研究[J].中国人口·资源与环境,2020,30(1):83-90.
- [6] ZHOU B. Cooperation between China and africa under the one belt one road initi-ative: China's benefits and problems[J]. Chinese Studies, 2019, 8(2):27-41.
- [7] HAO Y, GUO Y. Does outward foreign direct invest-

- ment (OFDI) affect the h-ome country's environmental quality? The Case of China[J]. Structural Change and Econ-omic Dynamics, 2020, 52(3):109-119.
- [8] 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.
- [9] CHEN V Z, LI J, SHAPIRO D M. International reverse spillover effects on parent firms: Evidences from emerging-market MNEs in developed markets[J]. European Management Journal, 2012, 30 (3):204-218.
- [10] PIPEROPOULOS P, WU J, WANG C Q, et al. location choices and innov-ation performance of emerging market enterprises[J]. 2018,47(1):232-240.
- [11] 冉启英,任思雨,吴海涛.OFDI 逆向技术溢出、制度质量与区域创新能力——基于两步差分 GMM 门槛面板模型的实证分析[J]. 科技进步与对策,2019,36(7):40-47.
- [12] 冯德连,白一宏.长江经济带对外直接投资的逆向技术溢出效应与区域创新能力[J].安徽大学学报(哲学社会科学版),2021,45(1):115-123.
- [13] 刘伟全.我国 OFDI 母国技术进步效应研究——基于技术创新活动的投入产出视角[J].中国科技论坛,2010 (3):96-101.
- [14] 谢钰敏,周开拓,魏晓平.对外直接投资对中国创新能力的逆向技术溢出效应研究[J].经济经纬,2014(3):42-47.
- [15] 尹东东,张建清.我国对外直接投资逆向技术溢出效应 研究——基于吸收能力视角的实证分析[J].国际贸易 问题,2016(1):109-120.

# The Environmental Effects of China's Foreign Direct Investment from the Perspective of Reverse Innovation

HE Yan, LU Ruiyun, PENG Renxing

(School of Economics and Management, Hubei Univ. of Tech., Wuhan 430068, China)

Abstract: In the post-epidemic era, some countries put forward "China Threat Theory", which makes "going out" strategy of China particularly critical. China's foreign direct investment can significantly reduce pollution in the home country, but this environmental effect is mainly due to the feedback channel of investment, instead of transferring polluting industries from China to foreign countries. The mediating effect model was used to empirically analyze the data of 30 provinces (cities) from 2003 to 2017. The results show that China's OFDI has an environmental improvement effect, and the effect is obvious in economically developed provinces; That is, China's OFDI brings reverse innovation to the home country, which leads to lower pollution.

Keywords: foreign direct investment; environmental pollution; reverse innovation; mediation effect