

双向 FDI、环境规制与绿色创新效率

刘海云 姚维伟¹

(华中科技大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

【摘要】: 开放经济中, 双向 FDI 逐渐成为影响绿色创新的重要因素。在运用超效率 SBM 模型对 30 个省份 2007—2017 年的绿色创新效率进行测算的基础上, 探究两类环境政策下双向 FDI 对绿色创新效率的影响。结果表明: 在命令控制型环境规制下, IFDI 有利于绿色创新, 而在市场激励型下则恰恰相反。并且两类环境政策下, OFDI 均存在正向影响。此外, 命令控制型环境规制存在单一门限值 0.189, 当环境规制的强度高于该门限值时, IFDI 阻碍了绿色创新效率, OFDI 促进了绿色创新效率, 双向 FDI 间存在互补性; 而当环境规制的强度低于门限值时, IFDI 和 OFDI 有利于绿色创新效率的提升, 双向 FDI 间存在替代性。

【关键词】: 绿色创新效率 双向 FDI 环境规制 超效率 SBM 模型 门限模型

【中图分类号】: X196; F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2022)10-131-08

党的十九大报告突出强调了“绿色发展”的重要性, 提出需要建立以市场为导向的绿色创新体系。然而, 绿色创新虽然能够带来较高的社会效益, 但囿于其成本高、风险大且具有较强的外部性, 容易导致企业的绿色创新动力不足, 因此想要提升绿色创新效率、大力发展绿色技术和实现产业绿色低碳化, 就需要政府部门加以引导和约束, 提高环境治理标准, 强化环境规制力度。此外, 在开放型经济中, 双向 FDI 所引致的技术外溢逐渐成为绿色创新的重要来源。随着我国积极实施“引进来”和“走出去”的战略部署, 除了吸引外商直接投资 (IFDI), 我国还积极推动本土企业进行对外直接投资 (OFDI), 双向 FDI 正呈现出协同发展的趋势。中国不仅仅是外商直接投资的输入国, 也正逐渐步入资本净输出国的行列当中。

基于此, 本文试图探究双向 FDI 将对我国的绿色创新水平产生怎样的影响? 其效果是否会受到环境政策类型和强度的影响? 目前相关领域的研究大多聚焦于环境规制政策或 FDI 对绿色创新效率的单一影响, 鲜有文献展开多变量的系统分析。只有当我们能够正确理清双向 FDI、环境规制与绿色创新效率三者间的关系, 才能更好地实施“引进来”和“走出去”战略, 才能针对各省份不同实际条件出发, 提出更为有效的政策建议, 最终实现绿色发展的目标。

1 文献综述

叶琴等^[1]利用我国 2008—2014 年 285 个地级市的相关数据进行实证检验, 结果表明 IFDI 显著促进了节能减排类型的技术创新; 杨朝均等^[2]从全国的总体情况和各地区的具体情况这两个方面证实 IFDI 对绿色技术创新存在着正面影响。但也有部分学者持反对意见, 即 IFDI 阻碍了绿色创新水平的提升, 如贾军^[3]进行实证研究发现 IFDI 对环境效率存在着负向影响; 许慧和李国英^[4]通过对第二产业分组进行实证检验, 结果表明 IFDI 会阻碍整个第二产业以及高碳行业提升绿色创新效率, 但对于低碳行业的影响效果并不显著。此外, 还有部分学者主张 IFDI 对绿色创新效率的影响可能存在着门槛特征或是非线性关系^[5]。与此同时, 目前较少有文献关注到 OFDI 对绿色创新的影响。龚新蜀等^[6]通过构建联立方程模型, 证实我国 OFDI 在经济集聚层面能够显著地

¹作者简介: 刘海云, 博士, 教授, 博士研究生导师, 研究方向为国际贸易学、世界经济。E-mail: lhaiyun@hust.edu.cn
基金项目: 国家社会科学基金项目“基于互利共赢的中美双边对外直接投资的贸易效应研究”(19BJL107)

从结构轻量化、规模经济和资源配置这三个维度提升绿色创新效率。

在环境规制的影响方面，目前学者们尚未达成一致结论。Fronde1 等^[7]研究发现，在面临环境监管时企业倾向于放弃目前已经成熟的生产工艺，而这进一步压缩了企业的盈利能力，不利于企业积累创新资本，从而抑制了企业进行绿色技术创新的能动性。韩晶等^[8]则认为环境规制能够有效激励企业，进而改善企业的绿色创新水平。此外，不同类别的环境政策所带来的影响也不尽相同，如许士春^[9]将环境措施划分为排污税、供拍卖以及供交易的排污许可权三个维度，尝试从这三个层面展开进一步探寻，研究发现这三种类型的环境规制措施均会对绿色创新存在着正向的激励影响。李婉红等^[10]通过实证检验发现，命令控制型的环境政策会促进企业在生产工艺方面进行绿色创新，而市场激励型环境政策有利于企业在绿色产品层面的创新。Yi 等^[11]的研究则指出环境政策并不能为绿色创新提供足够的动力。

在环境规制对双向 FDI 的调节作用方面，Feng 等^[12]通过对我国的市级面板数据进行回归，试图研究环境规制、IFDI 以及二者的交互项对城市创新的影响，结果证实交互项能够显著改善绿色创新水平。徐建中和王曼曼^[13]指出，IFDI 在命令型和费用型这两种不同类别的环境政策下对绿色创新效率影响会产生异质性。原毅军和谢荣辉^[14]研究证实了引进 IFDI 将促使中国政府提高相应环境规制的要求水平，而反过来更为严苛的环境规制又会增加 IFDI 进入的环境门槛，因而最终来说 IFDI 和环境规制将协同提升该地区绿色创新效率。李国祥等^[15]在基于环境规制的条件下尝试考察 OFDI 对于绿色创新效率产生的影响，研究指出当处于相对较大强度的环境规制下，OFDI 能显著改善我国的绿色创新水平。贾军等^[16]指出无论一国的经济发展程度如何，对外直接投资均有利于母国的绿色技术研发，此外经由 OFDI 的作用，不同类型的环境规制政策均对母国的绿色创新水平存在显著的正向影响。

通过梳理已有文献，能够发现目前国内研究的特点和问题主要表现在：(1) 由于研究观点和研究方法的不同，当前的相关研究并没有得出一致的结论，部分研究认为存在正面影响，部分研究认为存在负面影响，部分研究持“不确定性理论”。(2) 现有文献大多依赖计量方法进行实证检验，很少深入探讨 FDI 对绿色创新效率背后的影响机制，而这是更准确地分析 FDI 如何影响绿色创新效果的基础。(3) 很少有学者将双向 FDI、环境规制和绿色创新效率纳入同一个研究框架，从环境调控的视角研究双向 FDI 对绿色创新的影响。环境监管作为影响绿色创新的一个重要体制因素，可能是双向 FDI 和绿色创新之间得出不同结论的重要原因之一，因此有必要展开进一步的研究。

本文的主要贡献在于：系统性地分析了双向 FDI 和环境规制对绿色创新效率的影响，提出当前文献很少涉及的影响机制；将双向 FDI、环境规制和绿色创新效率放在同一研究框架下进行实证研究，从而纠正单一研究下所带来的偏误；通过理论分析和实证检验，从环境规制的视角重新评价和认识双向 FDI 的作用，为提升我国的绿色创新水平提出更具针对性的政策建议。

2 影响机制

2.1 双向 FDI 对绿色创新效率的影响机制

2.1.1 规模效应

对东道国而言，IFDI 的流入将促进其经济增长，充足的资本克服了其积累能力不足的短板，有利于本土公司扩大产出规模。然而在边际报酬递减规律的影响下，东道国单位产出的能源消耗水平也将不断上升，这一过程将阻碍绿色创新效率的提升。与之相反，在扩大经营规模的过程中，由于存在着技术波及示范效应，本土企业通过吸收外资企业先进的清洁技术、生产工艺、高级人才和管理经验，有利于公司更好地进行经营和治理，从而有更加丰富的资金储备用于技术研发类的投入，进而提升绿色创新水平。

2.1.2 竞争效应

在东道国，对外直接投资企业和当地企业面临着同样的市场竞争环境。一方面，对外直接投资企业需要与本土企业展开竞争，为了抢占市场份额，OFDI 企业必须降低成本，提高产品质量，提升绿色创新能力；另一方面，对外直接投资企业并不独立存在，往往与其母公司有上下游关系。如果 OFDI 公司处于下游，那么为了在市场中击败竞争对手，处于上游的母公司必须升级其研发技术，提高原材料和中间产品的质量，并最终提高绿色创新水平。如果对外直接投资公司处于上游，那么在东道国的激烈竞争下，它们提供的中间产品肯定是高质量的，这也可以提高母国的绿色创新效率。

2.1.3 结构效应

由雷布津斯基定理(Rybczynski Theorem)可知，对东道国的资本供给来说，外商直接投资能够弥补其储蓄缺口，提升其资本水平，这将使得东道国的产业结构发生改变，逐渐倾向于生产资本密集型产品，进而产生更多的污染排放，阻碍了绿色创新效率的提升^[17]。然而，当资本密集型产业所创造的边际利润逐渐下降时，外资流入所带来的消费的示范效应将影响东道国的需求结构，更高的需求结构将引致产业结构的高级化，即产业结构又将逐渐向技术密集型转移，从而削弱前一过程中对绿色创新水平带来的不利影响。

产业选择是 OFDI 对本国产业结构产生影响的关键方式。寻求 OFDI 的战略资源通常进入国外市场，以解决国内市场成本上升和资源稀缺的问题。由于中国劳动力成本不断上升等因素，以及绿色发展要求的不断提高，许多劳动密集型产业和污染产业已逐步向海外转移。落后产业和生产能力向国外转移，有利于优化我国产业结构，也有利于提高国内产业整体的绿色创新水平。

2.1.4 技术效应

对东道国的市场环境而言，IFDI 的流入将带来更加激烈的竞争氛围，而为了防止被市场所淘汰，本土企业也将通过不断创新，在生产效率和资源利用率等方面实现技术上的突破。此外，跨国公司为了更好地整合其上下游的产业链资源，同样也需要为东道国企业输出各种先进技术、为劳动力提供各类技术培训等，而这种技术溢出能够提升东道国的绿色创新水平。

与此同时，对企业而言人力资本、财务、管理和信息资源等是有限的，出于获取更多市场份额的目的，尤其对以“学习—模仿—创新”见长的中国企业来说，公司经由 OFDI 打入国际市场时也需要不断吸收本土的绿色生产技术，聘用本土的高素质人才，这种反向的技术转移将有利于促进母国绿色创新水平的提升。

2.1.5 空间溢出效应

由于 IFDI 的技术溢出和 OFDI 的反向技术溢出这两大效应的存在，公司间的技术交流与合作、劳动力间的“干中学”以及技术人才间的跨部门、跨组织流动等一系列行为将带来知识的传播和外溢。并且，这一过程并不仅仅局限于当地的公司间，也会影响着周边区域，从而对当地及周边区域的绿色创新效率存在正向影响。

2.2 环境规制对绿色创新效率的影响机制

2.2.1 挤出效应

环境政策的出台，往往是采用对企业的生产工艺设定环保要求或是对污染排放量设立标准，这将会促使企业不得不在生产流程、人事制度和管理体系等方面做出改进和调整，例如采购污染治理设备、雇用清洁人员、对工人进行环保培训等，从而达到加大生产投入的目的。然而，对企业自身来说，用于环境投入的各类资源，诸如缴纳各类污染税费等，本可为企业带来更为丰厚的利润回报。因此在投入一定成本的前提下，企业环保类的资金投入将挤出企业其他方面的投入，比如技术研发等方面的投入，从而使得企业的整体收益和创新能力有所下降。

2.2.2 约束效应

强硬的环境命令将对企业的管理决策产生约束效应，具体而言，企业在生产和管理的过程中必须时刻考虑到最终的决策将对环境造成多大的影响，这一约束将间接提升企业的管理成本。此外治污减排也将提升企业管理的复杂性，对企业管理提出了更大的挑战，需要企业耗费更多的管理费用。新古典经济学派认为，环境规制带来的约束效应会阻碍公司的发展，强硬的政策规定也不利于公司提升生产效率并进行技术创新。

2.2.3 区位影响

除上述两种效应外，环境政策还将对企业的区位选择造成影响，具体表现在两个方面：一方面，对当地企业，尤其是对环境因素十分敏感的企业来说，环境政策将带来其生产成本的大幅度增加，为了规避这一影响企业很可能选择离开本地，搬去环境政策强度更低的地区；另一方面，当本地的环境政策强度相对较高时，企业将不得不考虑到自身生产成本提升的风险，因而环境监管也将被纳入企业的决策因素中去，从而影响企业在当地的投资意愿，不利于提升该区域的绿色创新水平。

2.2.4 创新补偿效应

区别于新古典经济学派的零和思想，1991年Porter^[18]提出了基于共赢思想的“波特假说”，波特通过将技术创新引入到动态分析之中，突破性地提出了创新补偿效应，主张当面临较大强度的环境监管时，企业将迫切需要提升自身的生产效率，这将充分激发企业探索绿色技术创新的积极性。同时，企业所开展的一系列丰富的创新活动，又将反过来为企业带来丰厚的利润收益和规模增长，甚至带动当地的经济发展和技术创新，从而兼顾“绿色生产”和企业回报，实现双赢^[19]。

2.3 双向 FDI 和环境规制对绿色创新效率的影响机制

基于前文的分析内容，本文提出双向 FDI 和环境规制对绿色创新效率的影响机制(图 1)。双向 FDI 由于的规模效应和结构效应将抑制绿色创新效率的提升，而竞争效应、技术效应和空间溢出效应则能够促进绿色创新效率的提升。同时，环境规制由于存在挤出效应、约束效应和区位影响，从而不利于绿色创新，但环境规制所带来的创新补偿效应则能够促进绿色创新。此外，环境规制作为一种外生的政策工具，对双向 FDI 还存在着调节效应。

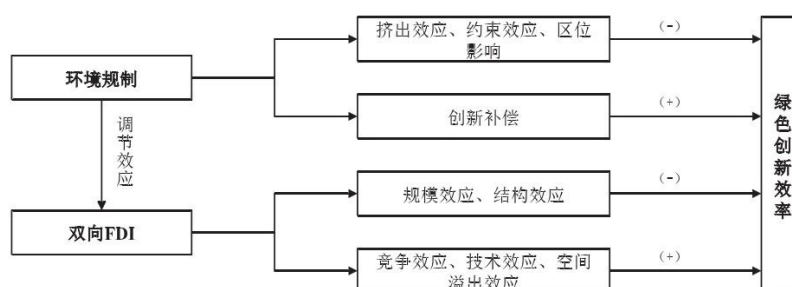


图 1 双向 FDI 和环境规制影响绿色创新效率的机制图

3 实证分析

3.1 绿色创新效率指标的测算

在展开具体分析之前，首先需要测算我国的省级绿色创新效率指标。作为一种非参数效率评估方法，数据包络分析 (DEA) 的优点在于它无须建立函数关系，而是采用线性规划。

然而，传统的 DEA 模型可能会出现几个决策单元 (DMU) 均位于生产前沿面的情况，造成最终测算的数值之间无法进行比较的局面。为避免此类情况的发生，Andersen & Petersen^[20]提出了超效率方法。除此之外，传统的数据包络模型在实际投入产出过程中，其径向调整存在着局限性，同时未能考虑到投入产出的冗余和松弛，从而会使测算出的效率指标存在着一定程度的偏差，Tone^[21]在此基础上提出了 SBM 模型，其公式为：

$$\begin{aligned} \min \rho = & \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{z_i^-}{x_{ik}}}{1 + \frac{1}{p_1 + p_2} \left(\sum_{r=1}^{p_1} \frac{z_r^+}{y_{rk}} + \sum_{t=1}^{p_2} \frac{z_t^{h-}}{h_{rk}} \right)} \\ \text{s.t.} \quad & \begin{cases} X\lambda + z^- = x_k \\ Y\lambda - z^+ = y_k \\ H\lambda + z^{h-} = h_k \\ \lambda, z^-, z^+, z^{h-} \geq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

式中：有 m 个投入， p_1 个期望产出， p_2 个非期望产出，用 $z = (z_i^-, z_r^+, z_t^{h-})$ 表示投入 (x_i)、期望产出 (y_r) 和非期望产出 (h_t) 的松弛量， λ 表示权重向量。

为了避免多个 DMU 的效率值为 1 进而导致最终无法进行排序，Tone^[22]提出了超效率 SBM 模型，公式如下：

$$\begin{aligned} \min \rho = & \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{z_i^-}{x_{ik}}}{1 + \frac{1}{p_1 + p_2} \left(\sum_{r=1}^{p_1} \frac{z_r^+}{y_{rk}} + \sum_{t=1}^{p_2} \frac{z_t^{h-}}{h_{rk}} \right)} \\ \text{s.t.} \quad & \begin{cases} \sum_{j=1, j \neq k}^n x_{ij} \lambda_j - z_i^- \leq x_{ik} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n y_{rj} \lambda_j + z_r^+ \geq y_{rk} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n h_{tj} \lambda_j - z_t^{h-} \leq h_{tk} \\ \lambda, z^-, z^+, z^{h-} \geq 0 \end{cases} \\ & i = 1, 2, \dots, m; r = 1, 2, \dots, p_1; t = 1, 2, \dots, p_2; \\ & j = 1, 2, \dots, n (j \neq k) \end{aligned} \quad (2)$$

由于西藏和港澳台地区数据存在较为严重的缺失，故而本文选取 2007—2017 年我国 30 个省份规模以上工业企业的相关投入产出数据，用于测算绿色创新效率，数据来源于各省份历年的统计年鉴以及国家统计局。

此外，鉴于超效率 SBM 模型要求投入产出的相关指标不宜过多，因而本文将 30 个省份作为决策单元，选择了 3 个投入指标和 3 个产出指标，满足效率测算模型中对决策单元数量的两个条件：(1) DMU 的个数应当超过模型中选取的投入指标个数和产出

指标个数的乘积；(2)DMU 的个数应当至少不低于模型中选取的投入指标个数和产出指标个数之和的 3 倍。具体指标选取参见表 1。

表 1 绿色创新效率的投入产出指标

指标类型			指标选取
投入类	要素投入	人力资本	各省份历年研发部门人员数量/人
		物质资本	各省份历年研发部门资本存量
	能源投入	自然资源	各省份历年能源投入总量
产出类	期望产出	知识产出	各省份历年科学技术发明专利申请授权量/项
		实物产出	各省历年工业产品实现收入/万元
	非期望产出	污染评价指数	各省份历年工业废水、废气和固体废物排放量

其中，借鉴沈能和周晶晶^[23]的做法，选取各省份历年的研发部门人员数量及其资本存量作为传统的投入指标。此外，在进行绿色创新的过程中不可避免地会涉及能源这一要素，故而将能源投入指标也一并纳入其中。而在产出指标方面，期望产出分为专利产出和产品产出两个维度进行衡量，而针对非期望产出指标，为了尽可能规避主观性带来的影响，本文运用熵值法来确定各指标相应的权重，从而计算出污染评价指数。

若最终测算出的绿色创新效率得分大于等于 1，意味着该地区的技术创新和资源环境能够实现协调发展，整体处于一个较好的投入产出状态；与之相反，得分越小则意味着该地区的投入和非期望产出相对较高，期望产出相对较低，技术创新和资源环境并没有很好地协调发展。如图 2 所示的结果表明，绿色创新效率在各个省份之间存在着十分明显的差异性。除海南、天津、云南和内蒙古外，相比于 2007 年，2017 年大部分省份的绿色创新效率均存在着不同程度的提升，其中东部沿海省份的绿色创新效率在整体上要高于中部和西部地区。

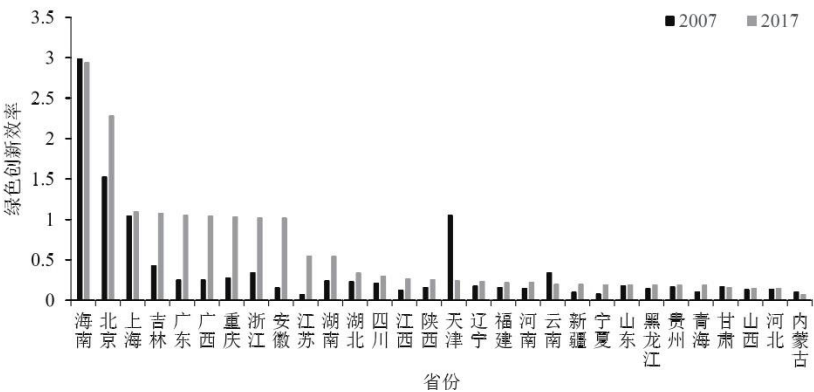


图 2 2007 年和 2017 年 30 个省份绿色创新效率比较

3.2 模型构建

基于前文的论述，建立如下计量模型：

$$\ln GIE_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln IFDI_{it} + \beta_2 ER_k + \beta_3 \ln IFDI_{it} \times ER_k + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln GIE_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln OFDI_{it} + \beta_2 ER_k + \beta_3 \ln OFDI_{it} \times ER_k + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln GIE_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln IFDI_{it} + \beta_2 \ln OFDI_{it} + \beta_3 ER_k + \beta_4 \ln IFDI_{it} \times ER_k + \beta_5 \ln OFDI_{it} \times ER_k + \beta_6 \ln IFDI_{it} \times \ln OFDI_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中： GIE_{it} 表示*i*地区*t*时期的绿色创新效率； ER_k 表示不同类型的环境规制（ $k=1$ 表示命令控制型环境规制， $k=2$ 表示市场激励型环境规制）； $IFDI_{it}$ 表示*i*地区*t*时期的外商直接投资； $OFDI_{it}$ 表示*i*地区*t*时期的对外直接投资； X_{it} 表示*i*地区*t*时期其他有关控制变量； β_i 表示解释变量的影响系数； γ 表示控制变量的系数向量； α_{it} 表示地区间不可观测异质性； ε_{it} 表示随机误差项。

3.3 数据和变量说明

本文的被解释变量为前文中得到的各省份绿色创新效率(GIE)。而核心解释变量分别选取各省份实际外商直接投资额和对外直接投资额与名义 GDP 的比值来衡量 IFDI 和 OFDI，同时借鉴龚梦琪和刘海云^[24]的做法，利用人民币兑美元汇率年均值将其换算为以人民币为基本的计量单位。对于环境规制变量，借鉴 Xie 等^[25]的做法，将其分为命令控制型环境规制和市场激励型环境规制，并依据六大指标(表 2)运用的 z-score 标准化方法来衡量环境政策强度，进而测算出 2007—2017 年我国 30 个省份在设定环境政策方面的强度。

表 2 环境规制指标构建

环境规制类型	基础指标
命令控制型环境规制 (ER1)	各省份历年工业废水排放达标率/%
	各省份历年工业二氧化硫去除率/%
	各省份历年工业烟尘去除率/%
市场激励型环境规制 (ER2)	各省份历年工业污染治理项目年完成投资额占当地 GDP 比重/%
	各省份历年排污费占当地工业增加值比重/%
	各省份历年污染治理投资额占当地 GDP 比重/%

对控制变量的选取借鉴田红彬和郝雯雯^[26]的做法，选择知识产权保护水平和研发投入水平作为本文的控制变量，其中，以各省份技术市场成交额与本地 GDP 之比反映其知识产权保护水平，以各省份 R&D 支出占 GDP 的比例来衡量其研发投入的强度。变量的描述性统计结果见表 3。以上数据来源于 2007—2017 年各省份统计年鉴和国家统计局。

表 3 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
lnGIE	330	-1.24	0.92	-3.06	1.10
lnIFDI	330	-1.41	0.86	-3.05	1.74
lnOFDI	330	-6.20	1.34	-12.23	-2.71
ER1	330	0.49	0.48	0.00	2.00
ER2	330	10.21	3.23	0.19	19.88
lnTECH	330	-5.50	1.31	-8.67	-1.83
RD	330	1.94	1.35	0.39	7.20

3.4 实证结果及分析

为了削弱数据的共线性和异方差性,使数据更加平稳,本文将原始数据取自然对数,同时引入核心解释变量的交互项来体现变量间的协同作用。但交互项的引入往往容易带来严重的多重共线性,因此本文对数据进行均值去中心化处理,生成新的交叉项进行后续面板数据的建模分析。

同时,本文为探寻双向 FDI 和两类环境政策会对绿色创新效率带来何种影响,利用面板数据依次进行相应的回归分析,回归结果见表 4。

两类环境政策的效果有着明显的差异,具体来说命令控制型的环境政策存在着阻碍作用,而市场激励型的环境政策则带来了正向激励,并且二者的影响均十分显著。这是由于命令控制型环境政策在实施过程中往往具有手段强硬的特点,在面临更为具体的情况时往往没能给企业预留足够的调整空间,因而尽管命令控制型环境规制能够在相对较短的时间内达到节能减排的效果,但其严苛的规定也会让企业背负明显的压力,进而导致企业缺乏相应的创新动力。相较之下,市场激励型环境规制通过借助市场的优势,使得政策手段更具有灵活性,给予企业更多的自主权,从而实现保护环境和促进创新的双重目标。由此能够看出,适当地增加环境污染治理投资,适度地放松环境立法等强制性政策法规,能够激励企业加大对绿色创新的投入力度。

就双向 FDI 而言,命令控制型环境政策下,IFDI 的总效应和直接效应都对 GIE 有负向影响,且结果在 5%的水平下显著;然而对于市场激励型环境政策,IFDI 的总效应和直接效应都对 GIE 存在着正面影响。这可能是由于国家或地方政府在面对日趋严重的环境问题时通过强制性的行政法律手段,针对高能耗、高污染、高排放的“三高”企业采取管控并且责令其整改,这会对那些利益寻求型以及污染避难型的外商投资企业带来巨大的不利冲击,降低了相应 IFDI 投资水平,进而削弱了绿色创新效率;但市场激励型政策的侧重点在于借助市场优势,达到解决企业污染问题的目的,因而企业在面对相应的环境规制措施时,能够在权衡其经济绩效和减排成本之后采取更为合理的方式来应对,这也就不会对外商投资形成约束,与此同时,在技术上存在比较优势的部分企业为获取污染补贴而尝试节能减排时,便有利于绿色创新效率的提升,这一结论也与肖权和赵路^[27]的结论保持一致。与此相反,对于 OFDI 来说,无论是何种类型的环境规制,OFDI 对绿色创新效率的总效应和直接效应均为正,且结果十分显著,这也与杨世迪和刘亚军^[28]的研究结果相同。这一情况可能是因为强硬的环境政策迫使公司淘汰其落后的生产技术,而利用 OFDI 来掌握更为先进的绿色技术对企业来说不失为一条出路;市场激励型政策使公司在进行决策时不得不考虑相应的环境成本,从而间接作用于企业的技术选择,即企业利用 OFDI,通过嵌入东道国技术网络的方式获取先进的绿色技术资源,最终反向促进了母

国的绿色创新水平。同时, Dunning^[29]的投资发展路径理论指出双向 FDI 间的互动效应会随着经济发展水平的提高而显著增强。具体而言, IFDI 是 OFDI 的基础, OFDI 是 IFDI 的有力支持^[30]。IFDI 与 OFDI 二者的交互项对绿色创新效率具有十分显著的正向影响, 体现了双向 FDI 之间一定程度上的协调发展性, 同时也说明了双向 FDI 对绿色创新效率存在互补作用。

表 4 实证检验结果

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
lnIFDI	-0.174** (-2.21)		0.025 (0.33)		-0.003 (-0.04)	0.042 (0.55)
ER1	-0.516*** (-3.10)	-0.388*** (-2.84)			-0.458*** (-3.45)	
lnIFDI × ER1	-0.529*** (-3.59)				-0.405*** (-3.10)	
lnOFDI		0.081*** (3.60)		0.054** (2.30)	0.111*** (4.66)	0.062** (2.31)
lnOFDI × ER1		0.077* (1.67)			0.044 (0.90)	
ER2			0.041*** (3.71)	0.030*** (2.77)		0.029** (2.47)
lnIFDI × ER2			0.007 (0.52)			0.004 (0.28)
lnOFDI × ER2				0.005 (1.16)		0.007 (1.14)
lnIFDI × lnOFDI					0.048* (1.92)	-0.010 (-0.50)
lnIFDI × lnOFDI × ER1					0.167*** (2.84)	
lnIFDI × lnOFDI × ER2						0.001 (0.24)
lnTECH	0.198*** (4.54)	0.114*** (2.65)	0.140*** (2.98)	0.111** (2.52)	0.099** (2.34)	0.102** (2.25)
RD	0.211*** (3.83)	0.218*** (4.48)	0.202*** (3.65)	0.221*** (4.49)	0.194*** (3.93)	0.218*** (4.26)
Constant	-0.555* (-1.79)	-0.339 (-1.11)	-1.356*** (-3.78)	-1.039*** (-2.74)	-0.178 (-0.55)	-0.963** (-2.24)
观测值	330	330	330	330	330	330
Hausman	14.99**	9.40	13.09**	10.09	14.76	14.69
	固定	随机	固定	随机	随机	随机
F 值	13.70		12.89			
F 检验	0.0000		0.0000			
χ^2		84.9		81.12	107.64	82.87

Wald 检验		0.0000		0.0000	0.0000	0.0000
---------	--	--------	--	--------	--------	--------

注：上角标***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内为 t 检验值。表 7 同。

就控制变量而言，无论在哪种类型的环境规制下，研发投入水平和知识产权保护水平均能够显著地提升 GIE。具体而言，较高的研发投入水平能够增加企业的绿色创新知识存量，知识的外溢效应可以降低吸收新知识的成本，提高知识接收者整合和吸收知识的能力，有利于生产和技术人员更好地研发绿色创新产品，提高企业绿色创新水平。而在知识外溢的过程中，相对更为严格的知识产权保护制度能够有效抑制“搭便车”行为的发生，能够激发公司开展绿色创新的主观能动性，同时也有利于绿色创新成果的普及和推广。

3.5 稳健性检验

本文利用如下三种方法来展开稳健性检验(表 5)：(1)极大似然估计(MLE)。改用 MLE 方法对样本重新进行估计，由于该方法不需要满足正交条件，从而能够克服内生性问题，估计结果依然稳健。(2)删除部分样本进行检验。基础回归模型中选取了 2007—2017 年各省份的数据，但 2010 年测算绿色创新效率的部分投入产出指标统计口径发生了变化，为了避免样本窗口对结果造成偏误，剔除 2010 年样本数据后重新进行回归，结果依然稳健。(3)环境规制的替代指标。借鉴田红彬和郝雯雯^[31]的做法，选取废水、SO₂和烟尘单位产值的排放量，利用极值法做标准化处理，并赋予各指标调整系数计算出各省份环境规制强度。利用重新计算得到的环境规制指标进行回归，结果依然稳健。

3.6 异质性分析

为了进一步探究不同政策强度下双向 FDI 对 GIE 的异质性，借鉴 Hansen^[32]的做法，将两类环境政策强度作为门限变量，构建面板门限模型：

表 5 稳健性检验结果

变量	MLE 估计		删去 2010 年样本		替换变量	
lnIFDI	-0.011(-0.15)	0.032(0.41)	0.005(0.06)	0.044(0.56)	-0.046(-0.61)	0.042(0.55)
lnOFDI	0.110*** (4.62)	0.060** (2.26)	0.121*** (4.72)	0.068** (2.34)	0.093*** (3.62)	0.062** (2.31)
ER1	-0.455*** (-3.44)		-0.461*** (-3.29)		-1.320*** (-4.15)	
lnIFDI×ER1	-0.406*** (-3.14)		-0.396*** (-2.93)		-0.970*** (-3.40)	
lnOFDI×ER1	0.044(0.92)		0.051(0.98)		0.024(0.21)	
ER2		0.030** (2.56)		0.030** (2.34)		0.037** (2.47)
lnIFDI×ER2		0.004(0.30)		0.001(0.07)		0.005(0.28)
lnOFDI×ER2		0.007(1.20)		0.007(1.13)		0.008(1.14)

lnIFDI × lnOFDI	0.047* (1.94)	-0.010 (-0.52)	0.050* (1.87)	-0.012 (-0.55)	0.033 (1.15)	-0.010 (-0.50)
lnIFDI × lnOFDI × ER1	0.166*** (2.88)		0.181*** (2.86)		0.203* (1.79)	
lnIFDI × lnOFDI × ER2		0.002 (0.29)		0.001 (0.23)		0.002 (0.24)
lnTECH	0.102** (2.39)	0.104** (2.32)	0.089** (1.99)	0.096** (1.99)	0.090** (2.15)	0.102** (2.25)
RD	0.192*** (3.92)	0.218*** (4.30)	0.206*** (3.96)	0.232*** (4.31)	0.211*** (4.37)	0.218*** (4.26)
Constant	-0.177 (-0.55)	-0.979** (-2.29)	-0.193 (-0.57)	-0.995** (-2.19)	-0.232 (-0.71)	-0.963** (-2.24)

注：上角标***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内为 z 检验值。表 6 同。

$$\begin{aligned}
GIE_{it} = & \alpha_i + \beta_1 IFDI_{it} I(ER(n)_{it} \leq \rho_n) + \beta_2 IFDI_{it} I(ER(n)_{it} > \rho_n) + \\
& \gamma_1 I(ER(n)_{it} \leq \rho_n) + \gamma_2 OFDI_{it} I(ER(n)_{it} > \rho_n) + \delta_1 IFDI_{it} \times \\
& OFDI_{it} I(ER(n)_{it} \leq \rho_n) + \delta_2 IFDI_{it} \times OFDI_{it} I(ER(n)_{it} > \rho_n) + \varphi Z_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
\tag{6}$$

式中：GIE_{it}表示 i 地区 t 时期的绿色创新效率；ER(n)_{it}表示不同类型的环境规制(n=1 表示命令控制型环境规制，n=2 表示市场激励型环境规制)，并以此作为门限变量；I(·)表示指示系数，ρ_n为门限值，β_i、γ_i和 δ_i分别为 IFDI_{it}、OFDI_{it}和 IFDI_{it}×OFDI_{it}的门限回归系数。

同时，为了考察构建门限模型是否合理以及是否存在多个门限值，需要对面板门限模型进行检验(表 6)。可以看出，市场激励型环境政策下不存在明显的非线性影响，这可能是由于环境政策强度波动较小。而命令控制型政策存在单一门限，且其对应的门限值为 0.189。

表 6 两类环境规制门限效应检验结果

门限数	命令控制型环境规制 (ER1)			市场激励型环境规制 (ER2)		
	门限值	F 值	P 值	门限值	F 值	P 值
单一	0.189	38.93	0.0067	5.061	21.02	0.2267
双重	0.043	19.10	0.2167	10.929	13.31	0.3967

此外，表 7 给出了命令控制型环境规制下门限效应的回归结果，其中双向 FDI 及其交互项将受到门限变量的影响，而控制变量则相对独立。同时，模型 F 值和 F 检验均在 1%的显著性水平上通过了检验，因此可以认为模型设置相对合理。

表 7 命令控制型环境规制门限效应的回归结果

变量	$ER1 \leq 0.189$	$ER1 \geq 0.189$
$\ln IFDI \times I$	0.092 (1.08)	-0.179** (-1.91)
$\ln OFDI \times I$	0.040 (1.35)	0.15*** (5.76)
$\ln IFDI \times \ln OFDI \times I$	-0.027 (-1.22)	0.111*** (3.12)
$\ln TECH$	0.129*** (2.86)	
RD	0.16*** (2.97)	
常数项	-0.293 (-0.94)	
R^2	0.3859	
F 值	12.48**	
F 检验	25.26***	

一方面,当命令控制型环境规制的强度高于 0.819 时,IFDI 对 GIE 存在显著的消极影响,但 OFDI 和交互项则对 GIE 存在显著的正向影响,这与基准模型的结论保持一致。同时,这也进一步论证了当命令控制型环境政策强度较大时,IFDI 阻碍了绿色创新效率,OFDI 促进了绿色创新效率,且双向 FDI 间存在互补性。另一方面,当命令控制型环境规制的强度低于 0.819 时,IFDI 和 OFDI 有利于 GIE 的提升,而交互项对 GIE 却存在消极影响,即双向 FDI 间存在替代性。但以上回归结果均不显著,这可能是由于门限值相对较低且低于门限值的省份较少导致(2017 年,仅有 6 个省份命令控制型环境规制强度小于 0.189)。

4 结论及政策建议

4.1 主要结论

(1)就全国整体的平均水平而言,绿色创新效率从 2007 年的 0.385 增长到 2017 年的 0.588,增长幅度约为 52.7%,这说明绿色创新越来越得到社会的认可和关注,各个地区对绿色发展理念的贯彻落实情况也越来越好。但是我国整体绿色创新效率水平仍然较低,尚且处于起步阶段,地区差异较为明显,尤其是中西部地区的绿色创新水平仍需要进一步提升。

(2)两类环境政策对绿色创新效率的作用效果不尽相同,具体而言命令控制型环境政策阻碍了绿色创新的发展,而市场激励型环境规制则恰恰相反。同时,在两类环境政策工具下 IFDI 对绿色创新效率的作用效果也不尽相同。在命令控制型环境政策下,IFDI 的总效应和直接效应都对 GIE 水平有负面影响;然而在市场激励型环境规制政策下,IFDI 的总效应和直接效应对 GIE 水平则存在着正面影响。与 IFDI 影响效果不同的是,无论是何种类型的环境规制,OFDI 均有利于绿色创新水平的提升。并且,双向 FDI 一定程度上的协调发展性对于提升绿色创新水平存在着互补作用。

(3)就异质性而言,命令控制型环境规制存在单一门限值 0.189,当命令控制型环境规制的强度高于门限值时,IFDI 阻碍了绿色创新效率,OFDI 促进了绿色创新效率,且双向 FDI 间存在互补性。而当命令控制型环境规制的强度低于门限值时,IFDI 和 OFDI 有利于绿色创新效率的提升,且双向 FDI 间存在替代性。

(4)研发投入和知识产权保护均能显著改善绿色创新水平,因而不断加大对绿色创新研发投入,不断加强对于知识产权保护制度的完善,对于提升绿色创新效率存在促进作用。

4.2 政策建议

(1)在国内国际双循环相互促进的新发展格局下,需要有的放矢地规划双向 FDI 流向,使其布局更为合理化。一方面,伴随对外开放的不断深入,在吸引外商直接投资流入方面,我国正逐步迈入新的阶段。而为了协调好“绿色”与“开放”双重发展目标间的关系,就愈发需要我们在这一阶段既要考虑到外资的规模,也要重视外资的质量。对外商直接投资的流入加以甄别,辅以合理的引导,尤其是需要加大监控力度,逐步缩紧我国对外企在环境方面享受的优惠政策,防止跨国公司把污染产业迁至我国。此外,针对拥有先进污染处理技术,以及与能源节约、环境保护等有关的绿色友好型外资企业要优先引进,同时鼓励外资企业向生态友好型的高新技术产业和环保型产业流动,促进产业结构优化升级。另一方面,应当继续扩大我国 OFDI 的规模,进一步引导 OFDI 由以往的消极被动调整为积极主动,加快完善相应的政策制度,为我国公司投身国际分工,实现“走出去”奠定坚实基础。同时,应合理利用 OFDI,努力掌握其优质技术,通过高水平、环境友好型技术提升我国企业的生产加工工艺,通过打造绿色招牌来提升我国企业在全球的竞争力,突破相关绿色创新的技术瓶颈,借助逆向技术溢出的方式增强绿色创新能力,从而提高绿色创新水平。

(2)注重环境规制效果的差异性,充分考虑不同地区当前的经济发展水平和资源环境状况,针对性地实施各类环境规制政策,进一步丰富和创新环境政策的手段和组合,激励企业由被动适应转向主动减排。具体来说,对于命令控制型环境政策的实施需要结合具体情况,针对落后的生产技术,命令控制型环境政策能够起到更为满意的效果,但在调动公司的主观能动性上却差强人意,尤其要杜绝腐败和寻租行为的发生。同时,提升市场激励型政策的使用比重,依托于市场的灵活性和敏捷性,充分发挥各方的主观能动性,建立和完善更富有弹性的“污染税”标准和减排补贴机制,激发企业进行绿色创新的热情,实现提升生产效率和降低环境污染的双重目标。此外,充分发挥双向 FDI 和环境政策的交互作用,鼓励企业运用双向 FDI 掌握先进的环境友好型技术,同时为我国企业“引进来”和“走出去”制定合理的环境规制准入门槛,提升我国在全球的竞争力,促进区域绿色创新效率平衡发展,帮助我国走向兼顾绿色创新和国际发展的全新格局。

(3)在财政所允许的范围内,各地政府应积极出台相应的政策,努力促成本土企业和外资企业间生态友好型的技术合作,不断实现绿色创新领域的技术突破,从而提升绿色创新水平。此外,还要重视知识产权和专利保护,不断完善知识产权保护制度,努力营造出良好的市场环境,从而提升我国整体的绿色创新水平。

参考文献:

- [1]叶琴,曾刚,戴劲勃,等.不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响——基于 285 个地级市面板数据[J].中国人口·资源与环境,2018(2):115-122.
- [2]杨朝均,杨文珂,赵梓霖.中国区域绿色创新影响因素研究[J].华东经济管理,2018(9):95-102.
- [3]贾军.基于东道国环境技术创新的 FDI 绿色溢出效应研究——制度环境的调节效应[J].软科学,2015(3):28-32.
- [4]许慧,李国英.环境规制对绿色创新效率的影响研究[J].财经问题研究,2018(9):52-58.
- [5]陈伟,魏楠,侯建,等.FDI 与区域创新能力关系中“门槛效应”的实证研究[J].软科学,2018(9):30-33,38.
- [6]龚新蜀,李梦洁,张洪振.OFDI 是否提升了中国的工业绿色创新效率——基于集聚经济效益的实证研究[J].国际贸易问

题, 2017(11): 127-137.

[7]Frondel M, Horbach J, Rennings K. End-of-pipe or cleaner production? An empirical comparison of environmental innovation decisions across OECD countries[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2007, 16(8): 571-584.

[8]韩晶, 宋涛, 陈超凡, 等. 基于绿色增长的中国区域创新效率研究[J]. *经济社会体制比较*, 2013(3): 100-110.

[9]许士春. 排污税与减排补贴的减排效应比较研究[J]. *上海经济研究*, 2012(7): 14-21.

[10]李婉红, 毕克新, 曹霞. 环境规制工具对制造企业绿色技术创新的影响——以造纸及纸制品企业为例[J]. *系统工程*, 2013(10): 112-122.

[11]Yi M, Fang X M, Wen L, et al. The heterogeneous effects of different environmental policy instruments on green technology innovation[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2019, 16(23): 4660.

[12]Feng Y C, Wang X H, Du W C, et al. Effects of environmental regulation and FDI on urban innovation in China: A spatial Durbin econometric analysis[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 235: 210-224.

[13]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(22): 30-37.

[14]原毅军, 谢荣辉. 环境规制与工业绿色生产率增长——对“强波特假说”的再检验[J]. *中国软科学*, 2016(7): 144-154.

[15]李国祥, 张伟, 王亚君. 对外直接投资、环境规制与国内绿色技术创新[J]. *科技管理研究*, 2016(13): 227-231, 236.

[16]贾军, 魏洁云, 王悦. 环境规制对中国 OFDI 的绿色技术创新影响差异分析——基于异质性东道国视角[J]. *研究与发展管理*, 2017(6): 81-90.

[17]盛斌, 吕越. 外国直接投资对中国环境的影响——来自工业行业面板数据的实证研究[J]. *中国社会科学*, 2012(5): 54-75, 206.

[18]Porter M E. American's green strategy[J]. *Scientific American*, 1991, 4: 168-189.

[19]Porter M E, van der Linde. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship[J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 1995a, 9(4): 97-118.

[20]Andersen P, Petersen N C A. Procedure for ranking efficient units in data envelopment analysis[J]. *Management Science*, 1993, 39(10): 1261-1264.

[21]Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. *European Journal of Operational Research*, 2001, 130(3): 498-509.

[22]Tone K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J]. *European Journal of Operational Research*, 2002, 143(1): 32-41.

-
- [23]沈能, 周晶晶. 技术异质性视角下的我国绿色创新效率及关键因素作用机制研究: 基于 Hybrid DEA 和结构化方程模型[J]. 管理工程学报, 2018(4): 46-53.
- [24]龚梦琪, 刘海云. 中国工业行业双向 FDI 的环境效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2018(3): 128-138.
- [25]Xie R H, Yuan Y J, Huang J J. Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on “green” productivity: Evidence from China[J]. Ecological Economics, 2017, 132: 104-112.
- [26]田红彬, 郝雯雯. FDI、环境规制与绿色创新效率[J]. 中国软科学, 2020(8): 174-183.
- [27]肖权, 赵路. 异质性环境规制、FDI 与中国绿色技术创新效率[J]. 现代经济探讨, 2020(4): 29-40.
- [28]杨世迪, 刘亚军. 中国对外直接投资逆向绿色创新价值链外溢效应研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2020(6): 57-66.
- [29]Dunning J H. Global capitalism, FDI and competitiveness: The selected essays of John H. Dunning, volume II [M]. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing, 2002.
- [30]尹应凯. 试论发展中国家利用外资与对外投资的互动关系[J]. 国际贸易问题, 2002(1): 36-39.
- [31]田红彬, 郝雯雯. FDI、环境规制与绿色创新效率[J]. 中国软科学, 2020(8): 174-183.
- [32]Hansen B E. Testing for structural change in conditional models[J]. Journal of Econometrics, 2000, 97(1): 93-115.