



# 中国双向直接投资单边—联动的 动态绿色创新效应研究

韩先锋<sup>1,4</sup>, 宋文飞<sup>2</sup>, 李勃昕<sup>3,4</sup>

1 昆明理工大学 管理与经济学院, 昆明 650093

2 陕西师范大学 西北历史环境与经济社会发展研究院, 西安 710062

3 西安财经大学 公共管理学院, 西安 710061

4 西安交通大学 经济与金融学院, 西安 710061

**摘要:** 面对日益严峻的环境问题, 开展绿色创新有助于经济实现真正意义上的高质量发展。作为绿色技术溢出的重要渠道, 对外直接投资和外商直接投资对驱动中国绿色创新至关重要。前沿研究主要关注双向直接投资对绿色创新的局部静态影响, 却普遍忽视了双向直接投资可能产生的动态联动绿色创新现象。

将对外直接投资和外商直接投资作为一个相互联系的整体纳入提升绿色创新效率的分析框架, 从单边—联动的复合异质动态角度, 系统阐释双向直接投资影响绿色创新效率的内在机制。基于2004年至2017年中国省际层面双向直接投资和绿色创新的相关数据, 采用面板门槛回归等方法, 实证考察双向直接投资单边—联动的动态绿色创新效应。

研究表明, 现阶段中国绿色创新发展并未实现对外直接投资和外商直接投资的双轮驱动, 而是陷入了对外直接投资“单脚跳”、外商直接投资拖累的窘境。双向直接投资之间存在显著的负向交互效应, 并未对绿色创新效率产生预期中的协同效应或互补效应, 这在一定程度上反映了现阶段国家应更注重双向直接投资的统筹管理。只有当对外直接投资水平超过一定限度时才能促进母国绿色创新效率, 而外商直接投资水平的持续提升在一定程度上弱化其对东道国绿色创新效率的不利影响。外商直接投资对积极的对外直接投资逆向绿色创新效应存在动态拖累效应, 而对外直接投资对外商直接投资的负向绿色创新效应具有动态纠偏效应。双向直接投资的绿色创新效应具有显著的空间异质性, 在不同区域显现出差异化和动态化的单边—联动异质特征。

研究结果揭示了对外直接投资、外商直接投资在驱动中国绿色创新过程中扮演的角色差异, 在一定程度上丰富了绿色创新领域的研究成果。基于单边—联动的新复合视角, 重构双向直接投资与中国绿色创新之间的动态研究逻辑, 为深刻认识国际直接投资与母国绿色创新之间的内在机制提供理论支撑。揭示了外商直接投资与对外直接投资的交互影响特征、联动影响规律, 为新时代下国家在更高水平上实现对外开放与绿色创新的协调发展提供一定启示。

**关键词:** 双向直接投资; 对外直接投资; 外商直接投资; 绿色创新效率; 纠偏效应

**中图分类号:** F124 **文献标识码:** A **doi:** 10.3969/j.issn.1672-0334.2023.01.002

**文章编号:** 1672-0334(2023)01-0016-18

**收稿日期:** 2020-02-13 **修返日期:** 2020-11-12

**基金项目:** 国家社会科学基金(19BJL076); 教育部人文社会科学研究项目(19YJC790034)

**作者简介:** 韩先锋, 经济学博士, 昆明理工大学管理与经济学院副教授, 研究方向为创新与经济增长等, 代表性学术成果为“互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗”, 发表在2019年第7期《中国工业经济》, E-mail: hanxianfeng2008@163.com

宋文飞, 经济学博士, 陕西师范大学西北历史环境与经济社会发展研究院讲师, 研究方向为资源环境约束下的中国经济发展等, 代表性学术成果为“产权公共域与失地农民利益失衡的理论机理剖析: 基于租金视角”, 发表在2016年第6期《中国人口·资源与环境》, E-mail: songwenfei-11@163.com

李勃昕, 经济学博士, 西安财经大学公共管理学院副教授、西安交通大学经济与金融学院博士后, 研究方向为产业升级和技术创新等, 代表性学术成果为“知识产权保护是否影响了中国OFDI逆向创新溢出效应”, 发表在2019年第3期《中国软科学》, E-mail: liboxin@hotmail.com

## 引言

新时代下,依托科技创新助力生态文明建设已成为中国实现经济高质量增长的战略选择。绿色创新作为创新驱动与绿色发展的融合点,能够通过减少环境污染、提高资源能源利用效率和推动清洁技术进步等手段有效推动社会经济的可持续发展<sup>[1]</sup>。正因如此,绿色创新成为当前全球新一轮工业革命和科技竞争的重要新兴领域和前沿阵地。党的十九大报告明确提出,要构建市场导向的绿色技术创新体系。习近平总书记也多次强调,绿色发展是生态文明建设的必然要求,科技创新是破解绿色发展难题的关键所在。这些都从国家层面为如何通过推动绿色创新实现经济和环境双赢提出了新的命题,而如何有效提升绿色创新效率恰恰是中国实现环境-资源-经济协调可持续发展的重要途径。

一般来讲,提高绿色创新效率的主要途径有两个:一是本国自主创新,二是国际绿色技术溢出,而以外商直接投资和对外直接投资为代表的双边跨境投资一直都是中国获取国际绿色技术溢出的重要渠道。中华人民共和国国家发展和改革委员会发布的《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》明确指出,要加大绿色技术创新对外开放,积极引进国际先进绿色技术……,鼓励有条件的企业、高校、职业院校和科研院所“走出去”,提升我国绿色技术创新。然而,目前关于双向直接投资与中国绿色创新关系的研究尚不多见,已有研究大多将双向直接投资割裂开来,静态分析单边资本流动的绿色创新效应,尚未有研究对双向直接投资联动的动态绿色创新问题给出正面回应。倘若割裂式研究双向直接投资对中国绿色创新的影响,或者不考虑二者联动的绿色创新现象,一方面,容易低估或者高估双向直接投资的绿色创新效应,以及忽略双向直接投资联动对中国绿色创新产生的叠加或抵消影响,导致研究结果不可靠;另一方面,也容易忽视双向直接投资如何动态影响绿色创新的问题,无法准确理解双向直接投资联动调节的动态变化特征和内在规律,使相应政策的实施可能陷入片面、单一和滞后等现实窘境,进而导致中国绿色创新活动的红利损失。

针对这一现象,本研究试图解析双向直接投资影响中国绿色创新的内在机制,在此基础上,采用省际面板数据和门槛计量技术,基于多层面、多方位挖掘双向直接投资对绿色创新效率的影响,研究结果对国家有效实现双向开放与绿色创新的协调发展具有重要现实意义。

## 1 相关研究评述

绿色创新通常也被称为环境创新或生态创新,强调应将环境因素纳入技术创新的全过程。一般认为,绿色创新是驱动经济和环境实现双赢的创造性活动,其结果直接体现为节能减排技术的进步<sup>[2]</sup>。目前,关于绿色创新的研究话题主要涉及两个层面。①对绿色创新效率或绩效水平的测量。多数研究倾向于采

用多指标综合评价绿色创新水平,最常见的思路是使用随机前沿方法、非径向 DEA 模型、投影寻踪评价模型等方法从投入产出角度进行估算<sup>[3-4]</sup>。对于绿色创新投入指标的选取,由于目前的绿色创新体系尚不完善,学界通常选取 R&D 人员和 R&D 经费两种指标进行测量,这一点基本已成为共识。关于绿色创新产出指标的选取,一种做法是将专利或新产品视为绿色创新活动的期望产出,同时将整个经济活动中的废水或废气等污染排放量指标笼统作为绿色创新活动的非期望产出<sup>[5]</sup>;另一种做法是采用绿色专利直接反映绿色创新产出<sup>[6-7]</sup>。②对影响绿色创新的因素进行识别。国内外学者多从财政支持、环境规制和产业结构等维度探究如何促进绿色创新的问题<sup>[1]</sup>,尽管对驱动绿色创新提供了较多宝贵意见,但对深层次影响因素的探究及其内在机制分析还较为欠缺。特别是,随着对外开放和绿色发展双重战略的持续深化,外商直接投资或对外直接投资与绿色创新的关联性问题已成为学术界关注的热点话题,但目前关于这一问题的回答尚存在明显争议,且研究视角也较为单一。

事实上,关于外商直接投资在东道国的绿色创新问题已引起较多学者的关注,但学术界对外商直接投资是否有利于绿色创新尚各执一词。第1种观点支持促进论,认为外资流入对东道国绿色创新产生积极影响。LETCUMANAN et al.<sup>[8]</sup>从新技术贸易角度研究发现,外资流入一定程度上改善了东道国的环境技术和福利;SONG et al.<sup>[9]</sup>实证发现,外商直接投资不仅改善了东道国投资环境,促进了经济快速增长,同时也明显提升了其绿色创新能力;毕克新等<sup>[3]</sup>基于结构方程模型检验发现,外资流入对制造业绿色创新系统绿色创新资源的各要素资源投入产生显著促进作用。第2种观点支持抑制论,对外商直接投资的绿色创新持否定态度。YOUNG<sup>[10]</sup>和 AITKEN et al.<sup>[11]</sup>均认为,外商直接投资不仅挤占东道国企业市场份额,还造成其内部绿色研发人员流失,从而不利于绿色创新。第3种观点支持不确定性论,认为外商直接投资对绿色创新是否有影响尚不确定。ANDONOVA<sup>[12]</sup>基于欧洲中东部地区企业样本研究发现,外商直接投资与实现清洁生产和提升绿色创新能力之间并不存在必然联系;邝嫦娥等<sup>[13]</sup>认为,外商直接投资对低规模和高规模影子经济下绿色创新效率的影响均不显著。

目前,有关对外直接投资对母国逆向绿色创新影响的研究才刚刚起步,相关研究尚不多见。多数研究肯定了对外直接投资对母国绿色创新具有积极影响。LEMA et al.<sup>[14]</sup>认为,跨国企业收购、跨国研发投入等均是提升母国绿色创新效率的重要渠道;龚新蜀等<sup>[15]</sup>基于集聚经济效应视角检验发现,对外直接投资能通过集聚规模经济效应、集聚结构轻量化效应和集聚资源配置效应3种机制改善中国工业绿色创新效率;贾军等<sup>[16]</sup>借助国际研发溢出模型分析表明,投资到发达国家和发展中国家的对外直接投资均促

进了母国的绿色技术研发,命令控制型环境规制可以诱发对外直接投资的母国绿色技术创新。然而,也有少部分学者得出与上述研究完全相反的结论,认为对外直接投资会逆向抑制母国的绿色创新。罗良文等<sup>[17]</sup>运用中国省级面板数据实证表明,对外直接投资研发资本对母国投资产生挤出效应,从而阻碍了绿色技术创新效率的提升;宋维佳等<sup>[18]</sup>考察发现,国际技术溢出过程中,对外直接投资对中国绿色技术创新存在负向影响。

综上所述,目前理论界关于外商直接投资与东道国绿色创新的研究已较为丰富,而关于对外直接投资与母国绿色创新的研究还相对少见,且各自领域的研究均未形成较为一致的结论,尚需要进一步深入探究。特别是,已有研究虽为本研究深入探讨双向直接投资的绿色创新问题提供了有益参考,但还存在以下不足:①已有研究大多将外商直接投资与对外直接投资割裂开来,仅从两个相互独立的视角分析跨境投资的单边绿色创新,即仅局限于各自领域“两张皮”式的局部分析,尚没有研究将外商直接投资的绿色创新和对外直接投资的逆向绿色创新统一在一个系统框架内,以更为精确、全面和深入地分析双向直接投资的绿色创新效应,特别是缺乏关于对双向直接投资联动驱动绿色创新这一问题的探讨。事实上,作为全球第二大双边投资国,中国的绿色创新活动不仅与外商直接投资关联密切,也与对外直接投资不可分割,双向直接投资之间是紧密相连、相互影响的,实证过程中忽略任何一方的调节影响,都会导致结果产生偏误。②绝大多数学者主要基于线性视角考察双向直接投资的绿色创新问题,较少关注双向直接投资对绿色创新的非线性动态影响效应,尤其是对于现阶段中国双向投资单边-联动绿色创新动态演变特征的研究尚属空白。鉴于此,本研究基于中国省际面板数据揭示双向直接投资的单边-联动绿色创新效应问题,将双向直接投资作为一个相互联系的整体纳入绿色创新效率的分析框架,从单边-联动的复合异质动态角度,为重新审视中国双向投资绿色创新的内在机制提供一个新视角,也为新时代下中国正确应对“走出去”和“引进来”与绿色创新发展的动态关联提供一定参考。

## 2 理论分析和研究假设

### 2.1 研究逻辑重构

由于理论界对于双向直接投资对绿色创新效率产生的影响尚无定论,本研究将定量系统研究双向直接投资对中国绿色创新效率的单边-联动影响,并且结合中国双向投资和绿色创新的现实,深入剖析双向直接投资对绿色创新的异质动态影响和作用机制。理论上讲,解析绿色创新过程中“走出去”和“引进来”的溢出问题应搞清楚3方面的问题:一是“走出去”过程中对外直接投资能否逆向促进母国的绿色创新发展,存在何种动态演变特征;二是“引进来”过程中的外商直接投资是否在东道国产

生绿色创新,其作用特征和规律如何;三是如何实现“走出去”与“引进来”过程中双向直接投资的良性联动,在此基础上实现系统性的动态优化,通过“走出去”和“引进来”国际化战略的协调互动,尽可能地释放对外直接投资和外商直接投资赋能绿色创新的协同效应。通过分析已有研究发现,已有多数研究或是单一的探讨“走出去”对绿色创新的静态影响,或是局部分析“引进来”对绿色创新的静态影响,鲜有研究将“走出去”与“引进来”联动的绿色创新问题纳入一个整体框架进行系统探讨。绿色创新发展中的对外直接投资和外商直接投资是不可分割的两个方面,已有的将对外直接投资与外商直接投资独立的、割裂式的研究容易以偏概全,所得结论往往缺乏系统性。鉴于此,本研究创新性地将绿色创新过程中的对外直接投资和外商直接投资溢出问题植入一个整体内生性的分析框架中,以对外直接投资的逆向绿色创新和外商直接投资的绿色创新为主线,重构“走出去”和“引进来”与绿色创新问题的研究逻辑,从单边-联动的复合视角系统阐释双向直接投资的绿色创新问题。

### 2.2 理论机制阐释

外商直接投资和对外直接投资作为国与国之间要素流通的重要渠道,在一国的创新发展过程中发挥不可替代的作用。绿色创新作为技术创新的一个子集或子系统,同样受到研发投入和国际直接投资等因素的影响<sup>[19]</sup>。根据投资发展路径理论,多数国家的投资发展都要经历从国际资本净流入到净流出动态变化过程,并由内向直接投资引发外向直接投资<sup>[20]</sup>,中国的双边投资发展也不例外,事实是直到2014年中国才首次实现了直接投资的净流出。因此,对于绿色创新过程中的双向直接投资溢出机理,这里遵循外商直接投资向对外直接投资转变的思路进行推演。下面依次提出5个假设,  $H_1$  和  $H_2$  旨在阐释双向直接投资的单边绿色创新机制,分别解析双向直接投资对绿色创新影响的静态和动态关联机制;  $H_3$ 、 $H_4$  和  $H_5$  主要剖析双向直接投资的联动绿色创新机制,分别论证双向直接投资交互影响绿色创新、外商直接投资动态调节对外直接投资的逆向绿色创新、对外直接投资动态调节外商直接投资的绿色创新3种联动关联机制。

#### 2.2.1 双向直接投资的单边绿色创新机制

一般来讲,外商直接投资可以通过示范效应、竞争效应、要素流动效应和关联效应对中国的绿色创新产生影响。①示范效应。在外商直接投资初期,地方政府为吸引更多外资进入往往不惜降低环境标准<sup>[21]</sup>,致使外商直接投资企业在东道国进行绿色技术研发转化以及使用新设备、新产品和新技术的动机不足,导致外资引致的绿色创新示范效应是微弱的,甚至外资进入落后地区可能还会左右政府的环境监管力度,迫使地方政府降低对相关产业的环保标准<sup>[22]</sup>,进而对当地的绿色创新产生不良影响。②竞争效应。在外商直接投资作用下,内资企业或是通



过积极学习消化和吸收外商直接投资企业先进技术和经验,提升自身绿色创新能力,或是迫于竞争压力不得不加强自主创新,但也可能由于外商直接投资企业挤占市场,导致内资企业绿色研发人员流失和收益下降,抑制了内资企业绿色创新,从而对总体绿色创新产生负面影响<sup>[11]</sup>。③要素流动效应。外商直接投资溢出过程中存在绿色技术和绿色研发人员的流动,这给本土企业通过学习加快绿色创新带来机会,但这种溢出效应也受到东道国吸收转化能力、扩散机制和外商直接投资企业竞争压力的制约。④关联效应。由于存在技术势差,外商直接投资企业往往对与其合作的本土上下游企业的产品生产有较高的要求,促使内资企业加大绿色研发投入,但无形中也会加大内资企业的研发压力。

随着中国绿色创新效率的不断提升,会诱发更多有实力的企业“走出去”,对外直接投资规模和强度的变化会逆向影响到母国的绿色创新效应,具体表现如下:①对外直接投资有利于“走出去”企业提高自身绿色创新效率。对外直接投资行为提升了“走出去”企业在东道国的市场占有率,使“走出去”企业更方便获取东道国的绿色生产技术和清洁生产经验,通过学习效应和自我选择效应以及东道国市场上获得的高额收益来加强自身绿色创新<sup>[23]</sup>。②对外直接投资逆向溢出直接影响中国的绿色创新。对发达国家的逆梯度对外直接投资,为“走出去”企业通过对外直接投资方式从东道国获取有效的逆向绿色创新、联合绿色研发机会,以及在母国实施二次绿色创新等提供了更多机遇<sup>[24]</sup>,逆向绿色创新的技术扩散效应、模仿效应和二次创新等都会带动母国关联企业的绿色创新,从而使跨国企业实现了在东道国和母国绿色创新活动的双赢<sup>[25]</sup>,在一定程度上改善中国的绿色创新效率。③对外直接投资会影响母国技术和产业结构的调整。对发展中国家的顺梯度对外直接投资,使“走出去”企业可能在一定程度上转移了母国的落后产业和过剩产能,通过对海外生产工艺的低端锁定,能有效缩减母国高污染生产环节,有利于母国新兴绿色产业的优化培育<sup>[26]</sup>,从而也能对中国绿色创新效率的改善产生影响。基于以上分析,本研究提出假设。

H<sub>1</sub> 双向直接投资对中国绿色创新效率的单边影响存在明显差异,具体表现为外商直接投资不利于中国的绿色创新发展,对外直接投资对中国绿色创新具有显著的积极影响。

长期以来,以市场换技术的招商引资模式虽然在总体上推动了中国的技术进步,但较低的外资企业进入门槛使大量高污染、高耗能的外资进入<sup>[27]</sup>,对中国的绿色创新产生了一定的负面影响;加之外资企业与内资企业的竞争挤占了内资企业的利润空间,一定程度上抑制了内资企业加强绿色创新的积极性<sup>[11]</sup>,从而使外商直接投资不利于中国的绿色创新。值得注意的是,一方面,中国在演变为世界第二大外商直接投资国的过程中,始终伴随着外商直接投资规模

持续动态增长的变化,根据要素边际效率递减原则,随着外商直接投资规模的持续提升,其对中国绿色创新的负面影响是持续减弱的。另一方面,随着近年来环境管制的不断强化,政府更加注重外资的结构优化和质量提升,此时外商直接投资给东道国带来生产性创新的同时,还会产生一定的生态性创新,其带来的环境污染也越来越轻<sup>[28]</sup>,从而也使这种负面影响在一定程度上逐步得到弱化或遏制,但总体上仍未根治高速增长下的外商直接投资带给中国绿色创新发展的“后遗症”。

随着中国经济的快速发展,越来越多的有实力的企业开始投资海外,其在与东道国企业和科研机构交流的过程中产生了一定的逆向创新。在这个过程中,中国日益严峻的环境管制压力和企业对新技术的强烈需求,不断刺激对外直接投资企业强化在东道国投资的学习效应和自我选择效应<sup>[23]</sup>,使其更加注重所获新技术和新知识的绿色化、清洁化,从而在逆向溢出中显著推动了中国绿色创新的发展。具体而言,在“走出去”初期,往往伴随着中国较低的环境管制约,较长一段时期内的对外直接投资方式以资源寻求型和市场寻求型为主,导致跨国企业在东道国的学习能力和自我选择能力较为低下<sup>[29]</sup>,此时逆向溢出的新技术和新知识往往缺乏绿色含量。这种情形下,对外直接投资虽推动了中国的经济发展,但也导致中国的污染性经济活动增多,一定程度上加剧了中国技术创新的环境代价<sup>[30]</sup>,进而对母国绿色创新效率产生负面影响。随着越来越多的企业“走出去”,加之中国日益严峻的环境规制要求,倒逼对外直接投资企业越来越注重逆向溢出的绿色化和清洁化,从而对提升中国绿色创新效率产生积极影响。同时,由于国内外存在绿色技术势差、国内绿色技术吸收能力有限以及产业布局的约束,这种积极影响在短期相当明显,但长期则出现了正向且边际效率递减的溢出态势。基于以上分析,本研究提出假设。

H<sub>2</sub> 外商直接投资对中国绿色创新效率存在负向边际效应递减的动态特征,对外直接投资则对中国绿色创新效率具有U形动态影响。

## 2.2.2 双向直接投资的联动绿色创新机制

通过国际投资产生的资本和技术流动,正成为发展中国家提升技术创新能力的重要手段<sup>[31]</sup>,其中外商直接投资和对外直接投资是不可分割的两个方面。事实上,近年来中国双向直接投资均出现较快的增长,2018年的外商直接投资规模和对外直接投资规模均居世界第二位,而作为一个发展中大国,中国在处理双向直接投资联动上还缺乏实践经验。根据资源基础理论,如果资源的协调管理能力跟不上,双向直接投资规模越大,不同资源的协调难度越大,也越难以实现二者之间的协同效应,很容易出现双向直接投资绿色创新相互干扰的情况,并且因协调能力不足,这种干扰效应会随着双向直接投资规模的增加而增强。因此,绿色创新的溢出效应可能还受到

双向直接投资统筹协调能力的约束。较强的协调能力,能够推动双向直接投资实现有效的协同互动,可能会更大程度释放双向直接投资在绿色创新发展中的联动溢出红利;如果协调能力不足或重视程度不够,可能会弱化双向直接投资的联动绿色创新效应,甚至会产生互相干扰的负面影响。事实上,因规模快速增长和管理能力跟不上而导致的双向直接投资相互干扰现象已在张林<sup>[32]</sup>和叶初升等<sup>[33]</sup>的研究中得到印证。对此,张林<sup>[32]</sup>给出的解释是,中国在同时实施“走出去”和“引进来”战略过程中出现了不协调,但现有的政策管理并未有效消除双向直接投资在地区间分布严重不均衡和不协调的困境,不仅难以促使双向直接投资形成合力效应,反而出现了相互干扰的情况。另外,在对外直接投资有利于促进母国绿色发展的情形下,地方政府在面临经济增长与环境保护的政策抉择时,往往会降低通过提高外商直接投资进入门槛来减轻环境污染的意愿,这并不利于外商直接投资的绿色溢出<sup>[34]</sup>。

也就是说,外商直接投资和对外直接投资可能在影响绿色创新效率的过程中存在一定的替代效应。结合上文不难推演出,外商直接投资的显著负面影响在很大程度上抵消了对外直接投资的逆向积极溢出,导致净效应可能为负,即双向直接投资呈负向交互效应。基于上述分析,本研究提出假设。

H<sub>3</sub> 双向直接投资交互对中国绿色创新效率具有负向影响。

当前,提高外资准入门槛、优化招商引资结构已成为地方政府的普遍选择。在较高的外资准入条件下,外商直接投资企业不得不重新调整绿色创新策略,主动研发和使用新的清洁技术<sup>[35]</sup>,以强化在中国市场的竞争优势,而新进外商直接投资企业为适应地方政府的环境管制要求,也更愿意提升在华技术的绿色含量。与此同时,中国环境规制的压力也将激励对外直接投资企业运用国内外资源加强绿色技术创新<sup>[36]</sup>,在这个过程中,外商直接投资企业与对外直接投资企业绿色技术势差不断缩小,此时的绿色创新竞争也将更为激烈。在利润寻求动力的驱使下,外资的蜂拥而入往往携带着大量的高能耗、高污染技术,这些技术在中国的扩散以及外商直接投资企业参与竞争,均可能在不同程度上弱化对外直接投资企业的绿色创新意愿或动机。具体而言,在外商直接投资与对外直接投资联动的初期,外商直接投资发展较早,而对外直接投资起步较晚,该阶段的外商直接投资因增强市场竞争而抑制对外直接投资行为<sup>[37]</sup>,致使外商直接投资作用于对外直接投资逆向绿色创新的负向调节较为明显,即产生了明显的拖累效应。随着对外直接投资水平持续向外商直接投资水平逼近,由于具有更为明显的对外直接投资逆向绿色创新<sup>[24]</sup>,导致相对于联动初期外商直接投资的拖累调节效应有所弱化,即此时对外直接投资的逆向绿色创新效应更为明显。在双向直接投资水平均较高的情形下,受要素边际递减规律的作用,外商

直接投资和对外直接投资对中国绿色创新的负面影响和积极影响均开始变弱,导致此时外商直接投资调节下对外直接投资的逆向绿色创新效应又开始变得微弱。基于上述分析,本研究提出假设。

H<sub>4</sub> 在外商直接投资调节下,对外直接投资对绿色创新效率的影响具有减小-增大-减小的正的倒N形变化特征,即外商直接投资在一定程度上拖累对外直接投资的母国绿色创新效应。

在双向直接投资联动的框架下,外商直接投资企业绿色创新策略的调整会影响对外直接投资企业的绿色发展策略,而对外直接投资企业绿色创新效率的提升同样会刺激外商直接投资企业进行绿色研发。随着“走出去”的深化,在学习效应和自我选择效应的作用下,对外直接投资企业的绿色创新能力不断提升,导致双向直接投资企业之间的绿色技术势差不断缩小,绿色创新效率的变化势必影响产业和区域的外商直接投资政策,即绿色创新效率高的产业或地区往往更加注重外商直接投资的质量提升和结构优化。竞争效应的存在加剧优胜劣汰,使低绿色创新水平的企业被逐步淘汰<sup>[38]</sup>,无形中促使对外直接投资倒逼外商直接投资企业不断加强绿色技术研发,主动使用新环保技术。具体而言,在对外直接投资调节下,外商直接投资的绿色创新机制主要表现如下:一方面,随着中国日益严峻的环境管制,通过筛选的外资企业逐步由原本的污染型向清洁型转变,外资流入的质量得到一定程度的改善<sup>[39]</sup>,使外商直接投资对中国绿色创新原本的不利影响呈现弱化趋势。另一方面,由于对外直接投资企业更多的绿色溢出逆向反馈至母国,并使双向直接投资企业一起参与中国市场上的绿色创新竞争。期初因对外直接投资逆向反馈的绿色溢出影响较为有限,并不能明显改善外商直接投资的绿色创新行为,但随着对外直接投资的逆向绿色溢出持续强化,中国绿色经济实力明显提升,其对外商直接投资的门槛要求也变得更高<sup>[28]</sup>,会倒逼外商直接投资企业改善生产经营方式和使用更加节能环保的绿色技术。随着双方绿色创新势差的不断缩小和创新行为的反复博弈,为了确保市场竞争中的优势,外商直接投资企业不得不使用新技术,加强绿色研发,最终在高强度对外直接投资的逆向溢出压力下,外商直接投资开始产生显著的绿色创新。基于上述分析,本研究提出假设。

H<sub>5</sub> 在对外直接投资调节下,外商直接投资对绿色创新效率的影响具有先抑制、后促进的U形非线性特征,即对外直接投资对外商直接投资的负向绿色创新具有动态纠偏效应。

### 3 研究设计

#### 3.1 构建计量模型

双向直接投资对绿色创新效率的影响形式是多样的,效应是复杂的。为了客观揭示双向直接投资的绿色创新效应,本研究从单边-联动的分析视角,把双向直接投资纳入提升绿色创新效率的研究框架,



构建的线性单边计量模型为

$$gin_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 odi_{i,t} + \theta_1^1 x_{i,t} + \lambda_i^1 + \varepsilon_{i,t}^1 \quad (1)$$

$$gin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 idi_{i,t} + \theta_1^2 x_{i,t} + \lambda_i^2 + \varepsilon_{i,t}^2 \quad (2)$$

其中,  $i$  为省,  $t$  为时期,  $gin$  为绿色创新效率,  $odi$  为对外直接投资,  $idi$  为外商直接投资,  $x$  为控制变量,  $\lambda_i^1$  和  $\lambda_i^2$  为  $i$  省不可观测的个体固定效应,  $\alpha_0$  和  $\beta_0$  为截距项,  $\alpha_1$ 、 $\beta_1$ 、 $\theta_1^1$  和  $\theta_1^2$  为回归系数,  $\varepsilon^1$  和  $\varepsilon^2$  为随机扰动项。

为了考察双向直接投资在绿色创新发展中是否存在溢出差异和协同现象, 借鉴龚梦琪等<sup>[34]</sup>的做法, 在(1)式和(2)式的基础上纳入双向直接投资的交互项, 具体模型为

$$gin_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 odi_{i,t} + \delta_2 idi_{i,t} + \delta_3 odi_{i,t} \cdot idi_{i,t} + \theta_1^3 x_{i,t} + \lambda_i^3 + \varepsilon_{i,t}^3 \quad (3)$$

其中,  $\delta_0$  为截距项,  $\delta_1 \sim \delta_3$  和  $\theta_1^3$  为回归系数,  $\lambda_i^3$  为  $i$  省不可观测的个体固定效应,  $\varepsilon^3$  为随机扰动项。

双向直接投资在时间和空间上均存在差异, 故其对中国绿色创新效率的影响可能具有某种动态非线性特征。本研究依据 HANSEN<sup>[40]</sup> 提出面板门槛数据模型的思路, 在(1)式的基础上进一步构建对外直接投资单边影响绿色创新效率的非线性计量模型, 即

$$gin_{i,t} = \eta_0^1 + \eta_1^1 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} \leq \gamma_1) + \eta_2^1 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} > \gamma_1) + \dots + \eta_n^1 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} \leq \gamma_n) + \eta_{n+1}^1 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} > \gamma_n) + \theta_1^1 x_{i,t} + \phi_i^1 + \mu_{i,t}^1 \quad (4)$$

其中,  $n$  为门槛区间个数;  $I(\cdot)$  为指示函数, 当不满足括号内的条件时取值为 0, 否则取值为 1;  $\gamma_1$  为门槛值;  $\phi_i^1$  为  $i$  省不可观测的个体固定效应;  $\eta_0^1$  为截距项,  $\eta_1^1 \sim \eta_{n+1}^1$  和  $\theta_1^1$  为回归系数,  $\mu^1$  为随机扰动项。

在(2)式的基础上构建外商直接投资单边影响绿色创新效率的非线性计量模型, 即

$$gin_{i,t} = \eta_0^2 + \eta_1^2 idi_{i,t} \cdot I(idi_{i,t} \leq \gamma_1) + \eta_2^2 idi_{i,t} \cdot I(idi_{i,t} > \gamma_1) + \dots + \eta_n^2 idi_{i,t} \cdot I(idi_{i,t} \leq \gamma_n) + \eta_{n+1}^2 idi_{i,t} \cdot I(idi_{i,t} > \gamma_n) + \theta_1^2 x_{i,t} + \phi_i^2 + \mu_{i,t}^2 \quad (5)$$

其中,  $\phi_i^2$  为  $i$  省不可观测的个体固定效应,  $\eta_0^2$  为截距项,  $\eta_1^2 \sim \eta_{n+1}^2$  和  $\theta_1^2$  为回归系数,  $\mu^2$  为随机扰动项。

(4)式和(5)式均为含有多个门槛值的门槛模型,  $odi_{i,t}$  和  $idi_{i,t}$  均既是核心解释变量又是门槛变量,  $\gamma$  能将研究的省际样本划分为多个区间, 不同之处在于各样本区间的回归系数取值存在差异。

为了进一步考察双向直接投资的联动绿色创新效应, 首先, 构建对外直接投资约束或引致下外商直接投资的逆向绿色创新效应门槛模型, 即

$$gin_{i,t} = \eta_0^3 + \eta_1^3 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} \leq \gamma_1) + \eta_2^3 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} > \gamma_1) + \dots + \eta_n^3 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} \leq \gamma_n) + \eta_{n+1}^3 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} > \gamma_n) + \theta_1^3 x_{i,t} + \phi_i^3 + \mu_{i,t}^3 \quad (6)$$

其中,  $\phi_i^3$  为  $i$  省不可观测的个体固定效应,  $\eta_0^3$  为截距项,  $\eta_1^3 \sim \eta_{n+1}^3$  和  $\theta_1^3$  为回归系数,  $\mu^3$  为随机扰动项。

其次, 构建外商直接投资约束或引致下对外直接投资的绿色创新效率门槛模型, 即

$$gin_{i,t} = \eta_0^4 + \eta_1^4 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} \leq \gamma_1) + \eta_2^4 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} > \gamma_1) + \dots + \eta_n^4 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} \leq \gamma_n) + \eta_{n+1}^4 odi_{i,t} \cdot I(odi_{i,t} > \gamma_n) + \theta_1^4 x_{i,t} + \phi_i^4 + \mu_{i,t}^4 \quad (7)$$

其中,  $\phi_i^4$  为  $i$  省不可观测的个体固定效应,  $\eta_0^4$  为截距项,  $\eta_1^4 \sim \eta_{n+1}^4$  和  $\theta_1^4$  为回归系数,  $\mu^4$  为随机扰动项。

在(6)式的双向直接投资联动模型中,  $odi_{i,t}$  是核心解释变量,  $odi_{i,t}$  是门槛变量, 回归系数反映了对外直接投资引致下外商直接投资的联动绿色创新情况, (7)式的情况则相反, 其旨在揭示外商直接投资引致下对外直接投资的联动绿色创新情况。

通过(1)式和(2)式的线性模型估计结果可检验  $H_1$ , 基于(4)式和(5)式的非线性模型估计结果可检验  $H_2$ , 对(3)式含交互项模型的估计可检验  $H_3$ , 估计非线性模型(6)式和(7)式可分别验证  $H_4$  和  $H_5$ 。

### 3.2 变量和数据说明

本研究以 2004 年至 2017 年为研究时间段, 以中国 30 个省级行政单元为决策单元, 由于西藏、香港、澳门和台湾等省份的数据缺失较多, 故不在本研究考虑的样本范围内。本研究使用的基础数据来自国家知识产权局中国专利公布公告网 (<http://epub.sipo.gov.cn>), 以及历年的《中国统计科技年鉴》《中国统计年鉴》《中国对外直接投资统计公报》。对具体变量做如下设定:

(1) 绿色创新效率。与林雁等<sup>[41]</sup>对技术创新的研究不同, 本研究借鉴肖仁桥等<sup>[42]</sup>的做法, 基于投入产出角度测量绿色创新效率。对于绿色创新产出指标, 考虑到使用绿色专利指标能相对直观地反映区域绿色创新产出情况, 而采用整个经济活动的污染排放量笼统反映绿色创新活动非期望产出的做法并不严谨, 也有失偏颇, 故本研究选取省际绿色专利授权量作为绿色创新的产出指标。具体借鉴董直庆等<sup>[7]</sup>的做法, 基于世界知识产权组织列出的绿色专利清单中的分类编码, 通过该分类编码、设置专利类型和发明者地址等方式, 从国家知识产权局中国专利公布公告网分别获取省际层面的绿色专利授权总量数据。对于绿色创新投入指标, 鉴于目前中国的绿色创新统计体系还不完善, 尚未专门披露关于省际层面的绿色创新投入数据, 考虑到与省际绿色专利产出指标的匹配性, 参照已有研究选取绿色创新投入指标的通用做法<sup>[4,17]</sup>, 本研究采用省际 R&D 人员全时当量作为绿色创新活动的人力投入指标、省际 R&D 经费内部支出额作为绿色创新活动的资本投入指标。在选定指标的情况下, 本研究选取随机前沿模型估算绿色创新效率。考虑到测算结果的科学性, 分别估算传统的柯布-道格拉斯生产函数模型和超越对数型随机前沿模型, 并进一步基于广义似然率技术进行模型的适宜性检验。检验结果表明, 超越对数型随机前沿模型更适合测算区域绿色创新效率。

(2) 双向直接投资: 对外直接投资和外商直接投资。①关于对外直接投资指标, 省际层面的数据有存量和流量之分, 考虑到流量口径的数据存在短期波动明显的问题<sup>[23]</sup>, 加之本研究更关注对外直接投资的长期影响, 故选取《中国对外直接投资统计公报》公布的对外直接投资存量数据。具体参照李勃昕等<sup>[43]</sup>的做法, 首先采用当期人民币汇率将对外直接投资

存量数据换算为人民币,进一步采用转换后的非金融类对外直接投资存量与当年GDP的比值测量对外直接投资水平,以较好消除价格因素的影响。该指标数值越大,表明相应省份的对外直接投资力度越大。②对于外商直接投资指标,参照范如国等<sup>[44]</sup>的做法,选取实际利用外商投资额测量外商直接投资,但考虑到数据的可获性以及对外直接投资指标的可比性,同样将省际实际利用外商直接投资额数据按当期汇率转换为人民币,并借鉴刘海云等<sup>[45]</sup>的做法,采用外商直接投资额除以同期GDP测量外商直接投资水平。根据研究需要,双向直接投资不仅各自为核心解释变量,也为门槛调节变量。

(3)控制变量。为了尽可能得到无偏的估计结果,以更好地控制双向直接投资对中国绿色创新效率的影响。借鉴已有研究<sup>[16,43,46]</sup>,选取可能对中国绿色创新效率产生影响的控制变量,包括知识产权保护、贸易开放度、增值税税负、环境规制强度和产业升级水平。主要变量的定义和描述性统计结果见表1。

### 3.3 面板单位根检验和面板协整检验

为了尽可能克服因宏观经济数据存在时间趋势而导致的伪回归问题,在计量回归前,首先对主要研究变量进行单位根检验。鉴于各种面板数据单位根检验都能在不同程度上提高单位根检验的功效,故采用原假设为存在异质面板单位根的PP-Fisher、ADF-Fisher和IPS方法,以及原假设为存在同质面板单位根的LLC方法分别进行平稳性测试。测试结果表明,双向直接投资和绿色创新效率等变量一阶差分检验都拒绝了“存在单位根”的原假设,即同时存在一阶单整,证明本研究选取的面板数据平稳。在此基础上,考虑到本研究探讨双向直接投资与绿色创新效率之间的长期关联,分别运用Pedroni基于E-G两步法回归残差的面板协整技术和Johansen Fisher以最大似然比为基础的面板协整方法进行检验。检验结果表明,Pedroni检验中多数指标拒绝了原假设,尤其是Panel ADF-stat、Group ADF-stat统计量均在1%显著性水平上通过检验,这两个指标常被用来作为研究时段小于20年时变量协整关联存在性的主要判断依据,

而Johansen Fisher检验中的Fisher Trace test和Max-eigen test均在1%显著性水平上拒绝“不存在协整关系”的原假设。总体看,对外直接投资、外商直接投资和绿色创新效率三者之间存在协整关系,且表明外商直接投资与对外直接投资、外商直接投资与绿色创新效率、对外直接投资与绿色创新效率之间也分别存在长期稳定的均衡关系。在上述检验的基础上,本研究进一步做实证考察。

## 4 实证结果和分析

### 4.1 双向直接投资的绿色创新效应初步考察

为了较为全面地揭示双向直接投资的绿色创新效应,首先对双向直接投资溢出的线性模型进行估计。经豪斯曼检验发现,运用固定效应模型较为合适。进一步采用广义最小二乘法(GLS),结合white-period稳健方法估计模型,以尽可能校正或消除各省市异方差和时期异方差带来的不良影响,具体估计结果见表2。模型1给出对外直接投资逆向绿色创新效应的估计结果,对外直接投资的回归系数显著为正;模型2给出外商直接投资影响绿色创新效率的估计结果,外商直接投资的回归系数显著为负。表明双向直接投资对中国绿色创新效率的影响具有明显的分化特征,即对外直接投资显著促进绿色创新效率,外商直接投资则对绿色创新效率产生明显的负面影响, $H_1$ 得到验证。模型3给出同时考虑对外直接投资和外商直接投资的回归结果,再次佐证上述研究结果的可靠性。

内生性问题是实证研究中不可避免的,本研究中双向直接投资与绿色创新效率之间的关联性也不例外。对于内生性问题的处理,参照郭家堂等<sup>[47]</sup>的做法,分别采用双向直接投资滞后1期和固定效应的两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归。表2的模型4给出对外直接投资和外商直接投资滞后1期的回归结果,模型5和模型6分别给出以对外直接投资和外商直接投资滞后1期为工具变量的固定效应2SLS回归结果。可以看出,考虑内生性后,与模型1~模型3相比,对外直接投资和外商直接投资的回归系数没

表1 变量定义和描述性统计结果

Table 1 Definitions of Variables and Results for Descriptive Statistics

| 变量名称   | 变量符号       | 变量定义               | 标准差   | 极大值   | 极小值   | 均值    |
|--------|------------|--------------------|-------|-------|-------|-------|
| 绿色创新效率 | <i>gin</i> | 采用超越对数型随机前沿模型测算    | 0.146 | 0.717 | 0.043 | 0.395 |
| 对外直接投资 | <i>odi</i> | 对外直接投资存量与GDP的比值    | 0.027 | 0.251 | 0     | 0.015 |
| 外商直接投资 | <i>idi</i> | 实际利用外商直接投资额与GDP的比值 | 0.019 | 0.082 | 0     | 0.024 |
| 知识产权保护 | <i>ipr</i> | 技术市场交易额与GDP的比值     | 0.022 | 0.160 | 0     | 0.010 |
| 贸易开放度  | <i>tra</i> | 进出口总额与GDP的比值       | 0.390 | 1.722 | 0.009 | 0.321 |
| 增值税税负  | <i>vat</i> | 增值税税额与GDP的比值       | 0.008 | 0.080 | 0.006 | 0.015 |
| 环境规制强度 | <i>er</i>  | 排污费收入与GDP的比值       | 0.048 | 0.460 | 0.002 | 0.051 |
| 产业升级水平 | <i>ind</i> | 第三产业产值与第二产业产值的比值   | 0.529 | 4.237 | 0.494 | 0.978 |

表 2 双向直接投资的绿色创新效应检验结果  
Table 2 Test Results for Green Innovation Effect of Two-way Direct Investment

| 变量                                                | gin                    |                        |                        |                        |                        |                        |                        |                        |
|---------------------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                                                   | 模型 1                   | 模型 2                   | 模型 3                   | 模型 4                   | 模型 5                   | 模型 6                   | 模型 7                   | 模型 8                   |
| <i>odi</i>                                        | 1.307***<br>(3.900)    |                        | 1.179***<br>(3.612)    |                        | 2.357***<br>(5.953)    |                        | 3.221***<br>(5.471)    |                        |
| <i>odi</i> <sub>1</sub>                           |                        |                        |                        | 1.547***<br>(3.936)    |                        |                        |                        | 4.154***<br>(5.272)    |
| <i>idi</i>                                        |                        | -2.354***<br>(-5.160)  | -2.224***<br>(-4.936)  |                        |                        | -2.083***<br>(-4.486)  | -1.405***<br>(-2.904)  |                        |
| <i>idi</i> <sub>1</sub>                           |                        |                        |                        | -2.019***<br>(-4.715)  |                        |                        |                        | -1.372***<br>(-3.026)  |
| <i>odi</i> · <i>idi</i>                           |                        |                        |                        |                        |                        |                        | -55.466***<br>(-4.131) |                        |
| <i>odi</i> <sub>1</sub> · <i>idi</i> <sub>1</sub> |                        |                        |                        |                        |                        |                        |                        | -66.140***<br>(-3.794) |
| <i>ipr</i>                                        | 1.716**<br>(2.361)     | 1.712**<br>(2.392)     | 1.906***<br>(2.697)    | 2.401***<br>(3.661)    | 2.052***<br>(3.225)    | 1.920**<br>(2.481)     | 2.197***<br>(3.157)    | 2.226***<br>(3.449)    |
| <i>tra</i>                                        | -0.036<br>(-0.844)     | -0.056<br>(-1.405)     | -0.001<br>(-0.030)     | -0.010<br>(-0.263)     | -0.021<br>(-0.487)     | -0.151<br>(-0.355)     | -0.025<br>(-0.595)     | -0.003<br>(-0.072)     |
| <i>vat</i>                                        | 1.990**<br>(1.966)     | 4.196***<br>(5.166)    | 2.130**<br>(2.167)     | 1.971**<br>(2.215)     | 3.461***<br>(2.986)    | 2.359**<br>(2.283)     | 1.440*<br>(1.873)      | 1.109<br>(1.228)       |
| <i>er</i>                                         | -1.675***<br>(-12.691) | -1.649***<br>(-12.652) | -1.631***<br>(-12.696) | -1.676***<br>(-13.974) | -2.905***<br>(-15.032) | -1.988***<br>(-11.737) | -1.521***<br>(-11.834) | -1.572***<br>(-13.003) |
| <i>ind</i>                                        | 0.091***<br>(3.318)    | 0.102***<br>(3.923)    | 0.078***<br>(2.922)    | 0.063**<br>(2.426)     | 0.098***<br>(3.242)    | 0.066*<br>(1.819)      | 0.078***<br>(2.978)    | 0.062**<br>(2.432)     |
| 常数项                                               | 0.337***<br>(11.231)   | 0.373***<br>(11.999)   | 0.388***<br>(12.552)   | 0.405***<br>(13.056)   | 0.460***<br>(14.559)   | 0.488***<br>(10.922)   | 0.370***<br>(12.124)   | 0.395***<br>(12.929)   |
| <i>F</i> 值                                        | 24.450                 | 25.462                 | 25.894                 | 29.754                 | 38.189                 | 19.855                 | 26.712                 | 30.437                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup>                             | 0.691                  | 0.699                  | 0.709                  | 0.752                  | 0.813                  | 0.725                  | 0.721                  | 0.762                  |

注: 括号内数据为 t 统计值; \*\*\*为在 1% 水平上显著, \*\*为在 5% 水平上显著, \*为在 10% 水平上显著, 下同。

有发生明显变化, 具有较好的一致性。因此, 考虑内生性后, 本研究结果进一步得到验证。模型 7 给出双向直接投资交互对绿色创新效率影响的回归结果, 交互项的回归系数显著为负, 表明双向直接投资的交互项对绿色创新效率产生显著的抑制作用, 即现阶段双向直接投资相互削弱, 并未产生积极的协同效应, H<sub>3</sub> 得到验证。模型 8 给出滞后 1 期双向直接投资交互项的回归结果, 也较好地印证了上述结论。如何更好地统筹兼顾双向直接投资, 下面通过系统探讨双向直接投资单边-联动的动态绿色创新规律, 进一步寻找现实证据。

#### 4.2 不考虑联动的双向直接投资动态绿色创新效应分析

由于双向直接投资在时间和空间上均存在差异, 其对中国绿色创新效率的影响可能是一个动态且复杂的过程。在上文分析的基础上, 首先探讨不考虑

双向直接投资联动的动态绿色创新情况。为克服人为划分样本区间造成的主观偏差, 采用门槛回归技术进行实证检验。在回归之前, 先对不同情形下门槛效应存在性进行检验, 以便确定具体的门槛个数和门槛模型形式, 基于 Hansen 提出的自举法<sup>[40]</sup>, 重叠模拟似然比检验统计量 300 次, 得到相应的 bootstrap *p* 值, 以判断是否存在门槛效应。检验结果表明, 在不考虑联动的情况下, 全国层面上无论是否考虑控制变量, 对外直接投资和外商直接投资门槛变量均依次通过 1% 或 5% 显著性水平上的单一、双重和三重门槛存在性检验, 表明对外直接投资和外商直接投资的单边绿色创新均应基于三重门槛数据模型进行探讨。为了进一步增强研究结果的可靠性, 进行以下稳健性测试: ①采用剔除平均绿色创新效率极大值和极小值后的样本进行稳健性检验 1; ②采用 2006 年至 2017 年样本进行稳健性检验 2。检验结果表明,



不同情形下对外直接投资和外商直接投资的单边绿色创新问题均应基于三重面板门槛模型研究最为科学,与两个基本门槛模型检验结果相比,上述检验情形下均存在3个门槛值,且门槛值大小相差无几,表明本研究的门槛检验结果可靠。为了剔除异方差的不利影响,采用稳健标准差对双向直接投资的单边动态绿色创新效应进行检验,检验结果见表3。

由表3中对外直接投资的单边门槛基准模型估计结果可知,对外直接投资的单边逆向绿色创新是动态非线性的,并不只是简单的线性关联。由于不论是否考虑控制变量的估计结果均具有较好的一致性,因此主要基于不包含控制变量情形对双向直接投资的单边绿色创新溢出进行解释。由估计结果可知,在不同对外直接投资水平区间内,对外直接投资的单边绿色创新效应存在显著差异。当对外直接投资水平小于0.001时,对外直接投资系数显著为负,表明在第1门槛区间内对外直接投资显著抑制母国绿色创新效率;当对外直接投资水平为(0.001, 0.027]时,对外直接投资系数由负转正且显著,表明在该门槛区间内对外直接投资对母国绿色创新效率开始产生显著的积极影响;当对外直接投资水平依次超过0.027和0.051时,对外直接投资对母国绿色创新效率仍具有积极影响,但这种正向溢出在持续减弱。因此,随着对外直接投资水平的不断提高,其对母国绿色创新效率的影响具有显著的先抑制、后促进的U

形非线性动态特征,即过低的对外直接投资水平抑制母国绿色创新效率,只有当其超过一定限度时才能促进绿色创新效率,但随着对外直接投资水平的持续提升,这种积极影响边际递减。稳健性检验结果表明,对外直接投资单边绿色创新的U形非线性特征仍然存在。通过计算可知,考察期内对外直接投资的平均水平为0.015,正处于最优门槛区间内,且这一水平距离最优门槛区间上限值0.027有很大差距,表明新时代下国家通过增强对外直接投资逆向提升绿色创新效率尚有极大空间,这也从提升绿色创新效率的角度证实了未来较长一段时间内坚定“走出去”的科学性。由表3中外商直接投资的单边门槛基准模型估计结果可知,外商直接投资的单边绿色创新效应也是动态非线性的,当外商直接投资水平依次超过0.012、0.016和0.066时,外商直接投资的单边绿色创新效应均显著为负,但负向作用强度持续减弱,稳健性检验结果也支持这一结果。因此,随着外商直接投资水平的提高,其对中国绿色创新效率的不利影响持续弱化,即外商直接投资在东道国的绿色创新存在显著负向边际效应递减的非线性动态特征。以上结果表明,  $H_2$  得到验证。通过计算可知,考察期内外商直接投资的平均水平为0.024,正处于第3门槛区间,此时外商直接投资的负向绿色创新已经开始明显弱化,但负向动态绿色溢出效应的存在进一步反映了加快提高外商直接投资质量、扭

表3 不考虑联动的稳健标准差门槛估计结果

Table 3 Robust Standard Deviation Threshold Estimation Results without Regarding to Linkage

| 变量         | <i>gin</i>               |                        |                        |                        | 变量         | <i>gin</i>             |                        |                        |                        |
|------------|--------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|            | 对外直接投资联动影响               |                        |                        |                        |            | 外商直接投资联动影响             |                        |                        |                        |
|            | 不含控制变量                   | 包含控制变量                 | 稳健性检验1                 | 稳健性检验2                 |            | 不含控制变量                 | 包含控制变量                 | 稳健性检验1                 | 稳健性检验2                 |
| $odi_0^1$  | $\leq 0.001$             | $\leq 0.002$           | $\leq 0.002$           | $\leq 0.002$           | $idi_0^1$  | $\leq 0.012$           | $\leq 0.003$           | $\leq 0.003$           | $\leq 0.008$           |
| $odi_{-1}$ | -351.412***<br>(-10.783) | -57.814***<br>(-6.485) | -61.822***<br>(-6.181) | -52.695***<br>(-5.813) | $idi_{-1}$ | -23.869***<br>(-7.029) | -48.604***<br>(-3.568) | -54.977***<br>(-3.883) | -15.598***<br>(-3.763) |
| $odi_1^2$  | (0.001, 0.027]           | (0.002, 0.027]         | (0.002, 0.027]         | (0.002, 0.027]         | $idi_1^2$  | (0.012, 0.016]         | (0.003, 0.012]         | (0.003, 0.012]         | (0.008, 0.016]         |
| $odi_{-2}$ | 15.696***<br>(24.708)    | 11.619***<br>(13.279)  | 11.823***<br>(17.687)  | 9.433***<br>(16.004)   | $idi_{-2}$ | -11.906***<br>(-6.031) | -13.707***<br>(-6.493) | -13.907***<br>(-4.867) | -8.052***<br>(-5.722)  |
| $odi_2^3$  | (0.027, 0.051]           | (0.027, 0.051]         | (0.027, 0.051]         | (0.027, 0.051]         | $idi_2^3$  | (0.016, 0.066]         | (0.012, 0.066]         | (0.012, 0.066]         | (0.016, 0.064]         |
| $odi_{-3}$ | 9.287***<br>(22.151)     | 6.432***<br>(10.233)   | 6.511***<br>(13.985)   | 5.428***<br>(14.327)   | $idi_{-3}$ | -7.150***<br>(-10.460) | -6.615***<br>(-4.904)  | -5.986***<br>(-3.922)  | -3.144***<br>(-6.298)  |
| $odi_3^4$  | $> 0.051$                | $> 0.051$              | $> 0.051$              | $> 0.051$              | $idi_3^4$  | $> 0.066$              | $> 0.066$              | $> 0.066$              | $> 0.064$              |
| $odi_{-4}$ | 3.275***<br>(11.173)     | 1.975***<br>(6.377)    | 2.003***<br>(8.719)    | 1.679***<br>(8.751)    | $idi_{-4}$ | -5.786***<br>(-11.946) | -3.275***<br>(-7.016)  | -2.997***<br>(-7.055)  | -2.305***<br>(-7.208)  |
| 控制变量       |                          | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制变量       |                        | 控制                     | 控制                     | 控制                     |

注: 括号内数据为基于稳健标准差检验的t统计值,  $odi_0^1 \sim odi_3^4$  为对外直接投资调节的第1~第4门槛区间,  $odi_{-1} \sim odi_{-4}$  为第1~第4门槛区间内对外直接投资的估计系数,  $idi_0^1 \sim idi_3^4$  为外商直接投资调节的第1~第4门槛区间,  $idi_{-1} \sim idi_{-4}$  为第1~第4门槛区间内外商直接投资的估计系数,下同。

转或改善外商直接投资拖累绿色创新的紧迫性。

**4.3 考虑联动的双向直接投资动态绿色创新效应分析**

上文研究发现, 中国的双向直接投资具有差异化的动态绿色创新规律, 但这并不意味着双向直接投资的绿色创新只是毫无关联的“两张皮”。实际上, 不论是对外直接投资还是外商直接投资都直接或间接地作用于中国企业的绿色创新活动中, 二者之间可能并不仅仅只是简单的单边溢出关系, 正如前文得出的线性结果, 二者之间绿色创新的交互效应为负。而对外直接投资与外商直接投资应如何实现良性动态联动, 才能进一步弱化或者从根本上扭转潜在的负向交互效应, 为了客观回答这一问题, 以期能更好地认识和理解双向直接投资联动的绿色创新效应, 本研究采用门槛技术进一步分别对外商直接投资约束下对外直接投资的母国动态绿色创新, 以及对外直接投资约束下外商直接投资对东道国绿色创新的动态影响进行研究。无论是否考虑控制变量, 采用与上文相同的稳健性检验手段的结果均表明, 应基于三重面板门槛模型探究双向直接投资联动的绿色创新效应。双向直接投资联动影响中国绿色创新效率的动态非线性估计结果见表 4, 可以发现, 双向直接投资联动的动态非线性绿色创新效应存在明显差异。

对于外商直接投资引致的联动, 在不同的外商直接投资约束下, 对外直接投资的逆向绿色创新效应是动态变化的。具体而言, 外商直接投资水平小于 0.017 时, 对外直接投资的逆向绿色创新效应最为明

显, 即较低的外商直接投资水平会有利于对外直接投资的逆向绿色创新。当外商直接投资水平依次超过 0.017、0.024 和 0.033 水平时, 对外直接投资的逆向绿色创新效应依次呈现正向减小 - 增大 - 减小的复杂变化。因此, 在外商直接投资调节下, 对外直接投资的逆向绿色创新效应具有显著的倒 N 形规律。与对外直接投资单向绿色创新效应的估计结果相比, 考虑外商直接投资调节下的对外直接投资估计系数在第 2 门槛区间至第 4 门槛区间内均明显减小, 表明外商直接投资对对外直接投资逆向绿色创新的异质动态拖累效应显著存在,  $H_4$  得到验证。在两种情形的稳健性检验下上述结果仍然成立。与表 3 中对外直接投资的单边溢出结果比较发现, 外商直接投资弱化对外直接投资的逆向绿色创新效应。通过计算可知, 考察期内外商直接投资的平均水平为 0.024, 位于联动的第 2 门槛区间内, 即相对于第 1 门槛区间, 现阶段外商直接投资较为明显地弱化了对外直接投资的逆向绿色创新效应。因此, 新时代下, 有效发挥双向直接投资协同效应的重要突破口仍在于保持外资规模适度增长的基础上, 下大力气关注外资的质量和结构, 以此破解外商直接投资拖累对外直接投资逆向绿色创新的现实困境。

对于对外直接投资引致的联动, 在不同的对外直接投资约束下, 外商直接投资的绿色创新效应也呈现复杂的动态变化。在对外直接投资水平低于 0.001 时, 外商直接投资对中国绿色创新效率具有显著的抑制作用; 当对外直接投资水平大于 0.001 且小

**表 4 考虑双向直接投资联动影响绿色创新的稳健标准差门槛估计结果**  
**Table 4 Robust Standard Deviation Threshold Estimation Results by Considering the Impact of Two-way Direct Investment Linkage on Green Innovation**

| 变量        | gin                                                      |                     |                     |                     | 变量        | gin                                                      |                        |                       |                       |
|-----------|----------------------------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------|----------------------------------------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
|           | 对外直接投资联动影响                                               |                     |                     |                     |           | 外商直接投资联动影响                                               |                        |                       |                       |
|           | 不含控制变量                                                   | 包含控制变量              | 稳健性检验 1             | 稳健性检验 2             | 不含控制变量    | 包含控制变量                                                   | 稳健性检验 1                | 稳健性检验 2               |                       |
| $idi_0^1$ | $\leq 0.017$                                             | $\leq 0.017$        | $\leq 0.017$        | $\leq 0.017$        | $odi_0^1$ | $\leq 0.001$                                             | $\leq 0.001$           | $\leq 0.001$          | $\leq 0.002$          |
| $odi_1$   | 9.933***<br>(14.136)                                     | 6.692***<br>(8.463) | 6.623***<br>(8.193) | 4.749***<br>(7.802) | $idi_1$   | -8.998***<br>(-12.061)                                   | -7.258***<br>(-12.424) | -7.957***<br>(-9.833) | -5.764***<br>(-7.788) |
| $idi_1^2$ | (0.017, 0.024](0.017, 0.024](0.017, 0.024](0.002, 0.033] |                     |                     |                     | $odi_1^2$ | (0.001, 0.005](0.001, 0.002](0.001, 0.002](0.002, 0.009] |                        |                       |                       |
| $odi_2$   | 3.703***<br>(5.655)                                      | 2.452***<br>(4.263) | 2.282***<br>(4.155) | 1.868***<br>(4.183) | $idi_2$   | -4.032***<br>(-8.673)                                    | -3.791***<br>(-8.878)  | -4.006***<br>(-9.262) | -1.902***<br>(-7.158) |
| $idi_2^3$ | (0.024, 0.033](0.024, 0.033](0.024, 0.033](0.033, 0.059] |                     |                     |                     | $odi_2^3$ | (0.005, 0.020](0.002, 0.018](0.002, 0.018](0.009, 0.020] |                        |                       |                       |
| $odi_3$   | 6.509***<br>(5.395)                                      | 3.971***<br>(3.671) | 3.845***<br>(3.655) | 3.082***<br>(3.658) | $idi_3$   | -0.445<br>(-0.780)                                       | -1.454***<br>(-4.237)  | -1.694***<br>(-4.874) | -0.278<br>(-0.930)    |
| $idi_3^4$ | $> 0.033$ $> 0.033$ $> 0.033$ $> 0.059$                  |                     |                     |                     | $odi_3^4$ | $> 0.020$ $> 0.018$ $> 0.018$ $> 0.020$                  |                        |                       |                       |
| $odi_4$   | 2.209***<br>(7.554)                                      | 1.253***<br>(4.152) | 1.135***<br>(3.724) | 0.652***<br>(3.124) | $idi_4$   | 3.737***<br>(3.732)                                      | 0.707*<br>(1.683)      | 0.405*<br>(1.963)     | 0.639*<br>(1.875)     |
| 控制变量      |                                                          | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制变量      |                                                          | 控制                     | 控制                    | 控制                    |

于0.005时,外商直接投资的绿色创新效应仍具有负面效应,但这种不利影响已经开始弱化;当对外直接投资水平大于0.005且小于0.020时,外商直接投资仍存在负向的绿色创新效应,但这种消极影响进一步弱化且变得不显著;当对外直接投资水平超过0.020时,外商直接投资的绿色创新效应开始由负转正且变得显著。因此,在对外直接投资调节下,外商直接投资的绿色创新效应具有U形非线性特征,即只有当对外直接投资水平超越一定强度时,才能从根本上扭转外商直接投资对中国绿色创新效率的不利影响,即对外直接投资对外商直接投资的负向绿色创新具有异质动态纠偏效应。两种情形下的稳健性检验也再次印证了这一结果的正确性,  $H_3$  得到验证。通过计算可知,考察期内对外直接投资的平均水平为0.015,尚位于第3门槛区间内,即并未能有效扭转外商直接投资的负向绿色创新困境,这也在另一个层面解释了为什么现阶段对外直接投资与外商直接投资对绿色创新的复合效应为负。因此,未来应进一步推动更高水平的对外开放,持续提升对外直接投资水平,使其早日迈入有利于外商直接投资驱动绿色创新的最优区间。

#### 4.4 双向直接投资动态绿色创新效应的空间差异分析

上文主要从总体层面考察双向直接投资的单边-联动绿色创新效应,但不能准确反映不同地理空间上的差异现象。因此,进一步按照传统地理划分方法,对东部、中部和西部三大地区双向直接投资单边-联动的绿色创新效应进行探讨,以揭示可能存在

的空间异质性特征。采用上述方法检验发现,不同情形下的双向直接投资均依次通过了单一门槛、双重门槛和三重门槛检验,表明均应采用三重面板门槛数据模型进行探讨。对外直接投资单边-联动影响绿色创新的空间异质性估计结果见表5。

对于东部地区,从对外直接投资单边溢出看,当对外直接投资水平小于0.003时,其对中国绿色创新效率具有显著的抑制作用;当对外直接投资水平超过0.003时,对外直接投资的逆向绿色创新效应开始由负转正。即东部地区对外直接投资的绿色创新效应具有先抑制、后促进的U形动态特征。这与全国层面的实证结果一致,但东部地区绿色创新对对外直接投资有更高的门槛要求。通过计算可知,考察期内东部地区对外直接投资的平均水平为0.027,位于第2门槛区间内,且这一水平远离该门槛区间的上限值,表明坚定“走出去”步伐应是促进该地区绿色创新发展的长期策略。从联动角度看,东部地区外商直接投资正向调节对外直接投资的逆向绿色创新效应,在外商直接投资水平依次超过0.017、0.034和0.068时,对外直接投资的逆向绿色创新效应经历了降低-再降低-增大的正的U形动态特征,这不同于全国的正的倒N形特征,即东部地区应实施更高层次的外商直接投资策略,以更好地处理外商直接投资与对外直接投资的联动溢出。通过计算发现,考察期内东部地区外商直接投资的平均水平为0.040,位于第3门槛区间内,该区间内外商直接投资明显弱化了对外直接投资对绿色创新效率的积极影响。因

表5 对外直接投资单边-联动影响绿色创新的空间异质性估计结果

Table 5 Spatial Heterogeneity Estimation Results for Outward Foreign Direct Investment's Unilateral - Linkage Impact on Green Innovation

| 资本流动方向         | <i>gin</i>               |                        |                          |                       |                          |                         |
|----------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|-------------------------|
|                | 东部地区                     |                        | 中部地区                     |                       | 西部地区                     |                         |
|                | 门槛区间                     | 估计系数                   | 门槛区间                     | 估计系数                  | 门槛区间                     | 估计系数                    |
| 对外直接投资<br>单边影响 | $odi \leq 0.003$         | -29.789***<br>(-4.756) | $odi \leq 0.006$         | 45.047***<br>(13.506) | $odi \leq 0.001$         | -269.115***<br>(-7.429) |
|                | $0.003 < odi \leq 0.034$ | 10.133***<br>(15.390)  | $0.006 < odi \leq 0.011$ | 32.920***<br>(22.334) | $0.001 < odi \leq 0.015$ | 22.573***<br>(18.758)   |
|                | $0.034 < odi \leq 0.067$ | 6.267***<br>(12.040)   | $0.011 < odi \leq 0.018$ | 26.143***<br>(29.224) | $0.015 < odi \leq 0.030$ | 13.744***<br>(24.944)   |
|                | $odi > 0.067$            | 2.625***<br>(12.006)   | $odi > 0.018$            | 20.358***<br>(24.994) | $odi > 0.030$            | 9.527***<br>(10.685)    |
| 对外直接投资<br>联动影响 | $idi \leq 0.017$         | 8.815***<br>(10.959)   | $idi \leq 0.012$         | 25.711***<br>(14.281) | $idi \leq 0.001$         | 11.270***<br>(17.597)   |
|                | $0.017 < idi \leq 0.034$ | 3.422***<br>(6.389)    | $0.012 < idi \leq 0.020$ | 33.315***<br>(17.621) | $0.001 < idi \leq 0.004$ | 17.117***<br>(8.445)    |
|                | $0.034 < idi \leq 0.068$ | 1.920***<br>(8.452)    | $0.020 < idi \leq 0.025$ | 25.123***<br>(18.008) | $0.004 < idi \leq 0.014$ | 9.101***<br>(8.232)     |
|                | $idi > 0.068$            | 5.893***<br>(6.032)    | $idi > 0.025$            | 20.218***<br>(22.185) | $idi > 0.014$            | 21.840***<br>(11.215)   |



此,对于东部地区而言,应在注重外资质量的前提下继续加大外资引进力度,充分发挥中国对外开放前沿阵地的重要优势,科学应对“引进来”对“走出去”逆向绿色创新的弱化影响。

对于中部地区,从对外直接投资单边溢出看,当对外直接投资水平依次超过0.006、0.011和0.018时,对外直接投资对绿色创新效率的影响具有正的且边际效率递减的非线性特征,与东部地区相比,中部地区对外直接投资驱动绿色创新的门槛要求相对较低。通过计算可知,考察期内中部地区对外直接投资的平均水平为0.007,刚跨越第1门槛区间,表明该地区未来不能一味通过提升对外直接投资强度来促进地区绿色溢出,应在保持适度对外直接投资的同时更加注重对外直接投资结构和逆向溢出质量,从而实现最大限度地释放对外直接投资的逆向绿色创新红利。从联动角度看,随着外商直接投资水平的提高,对外直接投资的逆向绿色创新效应具有先促进、后抑制的正的倒U形非线性特征,但与对外直接投资的单边溢出相比,各门槛区间内的对外直接投资估计系数均明显减弱,即中部地区外商直接投资会在一定程度上拖累对外直接投资的逆向绿色创新效应,这一现象值得重视。通过计算可知,考察期内中部地区外商直接投资的平均水平为0.022,位于第3门槛区间内,此区间内对外直接投资的逆向绿色创新效应仍是积极的,但强度有所减弱。因此,新时代下,与东部地区注重外商直接投资质量和规模双提升策略不同,中部地区应对外商直接投资弱化对外直接投资逆向绿色创新的着力点应在于:在保持适度外商直接投资规模的同时,更加注重提升外商直接投资质量和结构优化,从而尽可能地释放对外直接投资的逆向绿色创新红利。

对于西部地区,从对外直接投资单边溢出看,当对外直接投资水平超过0.001时才能明显有利于绿色创新红利的释放,当其小于这一水平时则具有逆向负面影响,这与东部地区和全国的U形特征基本一致。但进一步比较发现,西部地区对外直接投资逆向绿色溢出效应的发挥有更低的条件限制,原因可能在于,与东部地区相比,西部地区总体对外开放较晚,对外直接投资水平也较低,绿色创新能力不强,致使其对外直接投资的逆向绿色创新红利释放较晚,后发优势明显,从而使绿色创新效率提升对对外直接投资可能有相对较低的要求。通过计算可知,考察期内西部地区对外直接投资的平均水平为0.008,处于第2门槛区间内且更接近门槛上限值。因此,西部地区未来应在坚定“走出去”的同时,不断注重提升绿色对外直接投资比重。从联动角度看,西部地区外商直接投资正向调节对外直接投资的逆向绿色创新效应,随着外商直接投资水平的提升,对外直接投资对绿色创新效率有正的N形动态影响规律。通过计算可知,考察期内西部地区外商直接投资的平均水平为0.011,位于第3门槛区间内,该区间内对外直接投资的逆向绿色创新效应与对外直接投资的单

边溢出效应相比明显被弱化。因此,西部地区未来不能陷入盲目吸引外资的陷阱,应更加注重在提高外资质量上下功夫,从而尽可能弥补因外商直接投资引致的对外直接投资的逆向绿色创新红利损失。

之所以会出现空间异质性的动态变化特征,原因可能在于,不同地理空间上的双向直接投资分布存在严重的不平衡和不协调,增速也存在明显的差异。东部沿海地区作为中国对外开放的门户,在吸引外资和对外投资方面具有较为明显的优势,具备更好的双向直接投资绿色创新条件,这也意味着该地区绿色创新需要以较高的双向直接投资作为门槛条件。相对而言,中西部地区开放水平不高,有实力的跨国公司数量有限,更多处于绿色创新的价值链低端或初级阶段,该地区绿色创新对双向直接投资的要求也自然较低。不能忽视的是,一方面,中西部地区由于双向直接投资起步较晚,绿色创新水平较为低下,往往具有后发优势;另一方面,东部省份经济实力雄厚,市场化程度较高,在行政管理水平上普遍优于中西部省份<sup>[43]</sup>,使在双向直接投资的统筹协调能力上出现差异。正是上述诸多复杂的因素综合作用,最终产生了外商直接投资调节下对外直接投资逆向绿色创新效应动态变化的空间差异现象。

外商直接投资单边-联动影响绿色创新的空间异质性估计结果见表6,可以看出,外商直接投资单边-联动绿色创新均呈现出一定的空间异质性特征。

表6中,在东部地区,由外商直接投资的单边绿色创新估计结果可知,外商直接投资对绿色创新效率具有显著的负向边际效率递减的动态影响,即适度提升外商直接投资虽有利于弱化外商直接投资的不利影响,但并未从根本上扭转这种现象。由外商直接投资的联动绿色创新估计结果可知,对外直接投资对外商直接投资的绿色创新产生了显著的动态调节影响,与外商直接投资的单边估计结果相比,在对外直接投资水平依次超过0.005和0.020时,外商直接投资的负向绿色创新效应得到明显的弱化,特别是第3门槛区间内这种负向影响开始变得不显著。当对外直接投资水平超过0.103时,外商直接投资对东部地区绿色创新效率的不利影响从根本上得到扭转,促使外商直接投资产生显著的绿色创新,这也与前文分析一致,即高强度的对外直接投资倒逼外商直接投资企业不断升级和改进技术,加快其在中国的绿色化进程,以更好地适应来自对外直接投资企业的竞争压力和中国日趋严厉的环境管约束。通过计算可知,考察期内东部地区对外直接投资的平均水平仅为0.027,距离外商直接投资正向溢出的门槛区间尚有不小的差距,未来继续加强“走出去”步伐,合理引导外商直接投资流入,注重“走出去”与“引进来”步伐的协调互动,应是实现东部地区绿色创新和对外开放协调发展予以重视的。

在中部地区,由外商直接投资的单边绿色创新估计结果可知,外商直接投资对绿色创新效率具有显著的倒N形动态影响,即适度的外商直接投资

表6 外商直接投资单边-联动影响绿色创新的空间异质性估计结果

Table 6 Spatial Heterogeneity Estimation Results for Inward Foreign Direct Investment's Unilateral - Linkage Impact on Green Innovation

| 资本流动方向         | <i>gin</i>               |                         |                          |                      |                          |                        |
|----------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|----------------------|--------------------------|------------------------|
|                | 东部地区                     |                         | 中部地区                     |                      | 西部地区                     |                        |
|                | 门槛区间                     | 估计系数                    | 门槛区间                     | 估计系数                 | 门槛区间                     | 估计系数                   |
| 外商直接投资<br>单边影响 | $idi \leq 0.016$         | -18.011***<br>(-5.974)  | $idi \leq 0.021$         | 12.375***<br>(3.068) | $idi \leq 0.001$         | 132.385**<br>(2.602)   |
|                | $0.016 < idi \leq 0.059$ | -10.191***<br>(-14.621) | $0.021 < idi \leq 0.033$ | 8.329***<br>(2.963)  | $0.001 < idi \leq 0.006$ | -1.655<br>(-0.174)     |
|                | $0.059 < idi \leq 0.071$ | -8.061***<br>(-13.200)  | $0.033 < idi \leq 0.039$ | 14.589***<br>(5.011) | $0.006 < idi \leq 0.012$ | -19.055***<br>(-4.651) |
|                | $idi > 0.071$            | -6.194***<br>(-13.409)  | $idi > 0.039$            | 8.570***<br>(3.897)  | $idi > 0.012$            | -5.708***<br>(-4.750)  |
| 外商直接投资<br>联动影响 | $odi \leq 0.005$         | -5.261***<br>(-16.556)  | $odi \leq 0.001$         | -1.875<br>(-1.564)   | $odi \leq 0.002$         | -6.988***<br>(-9.118)  |
|                | $0.005 < odi \leq 0.020$ | -3.258***<br>(-8.579)   | $0.001 < odi \leq 0.004$ | 1.582<br>(1.116)     | $0.002 < odi \leq 0.008$ | 2.130**<br>(2.134)     |
|                | $0.020 < odi \leq 0.103$ | -0.409<br>(-0.695)      | $0.004 < odi \leq 0.009$ | 6.046***<br>(4.348)  | $0.008 < odi \leq 0.028$ | 11.932***<br>(10.146)  |
|                | $odi > 0.103$            | 3.187***<br>(5.824)     | $odi > 0.009$            | 10.276***<br>(9.270) | $odi > 0.028$            | 47.453***<br>(7.834)   |

对中部地区绿色创新是有利的。由外商直接投资的联动绿色创新估计结果可知,对外直接投资同样对中部地区外商直接投资的绿色创新产生显著的调节影响。在对外直接投资水平小于0.001时,对外直接投资在一定程度上拖累外商直接投资的绿色溢出;当对外直接投资水平依次超过0.001、0.004和0.009时,外商直接投资对绿色创新效率的影响开始由负转正,且这种积极影响是持续增强的,这与东部地区不同。通过计算可知,考察期内中部地区对外直接投资的平均水平为0.007,处于第3门槛区间内,与外商直接投资的单边绿色创新相比,对外直接投资联动下外商直接投资的绿色创新效应明显弱化,这更加证实了前文对外直接投资单边绿色溢出所得结论,中部地区应在“走出去”过程中更加注重对外直接投资的质量和结构,不断缩小对外直接投资企业与外商直接投资企业之间的绿色技术势差,积极鼓励和引导对外直接投资企业更有针对性的获取优于外商直接投资企业的绿色创新技术。

在西部地区,由外商直接投资的单边绿色创新估计结果可知,随着外商直接投资水平的提升,外商直接投资的绿色创新效应具有显著的先促进、后抑制的倒U形动态规律,在外商直接投资水平小于0.001时,其对绿色创新效率具有显著的积极影响,但当外商直接投资水平超过这一水平则会损害西部地区的绿色创新发展。考察期内外商直接投资的平均水平为0.011,处于第3门槛区间内,在该门槛区间内外商直接投资的负面影响最为明显,表明西部地区的外

资引进策略应不仅局限于外资本身,可能还要与其他的策略相配合来扭转这种不利局面。在对外直接投资调节下,外商直接投资对绿色创新效率的影响具有明显的动态变化特征,在对外直接投资水平小于0.002时,外商直接投资具有显著的负向绿色创新效应,当对外直接投资超越这一水平时,外商直接投资的绿色创新效应开始由负转正且逐渐增强。不难发现,在对外直接投资约束下,外商直接投资的绿色创新效应具有先抑制、后促进的U形特征,即高强度的对外直接投资会缩小区域内外商直接投资企业之间的绿色创新技术势差,倒逼外商直接投资企业不断加强绿色创新,促使其不断在研发使用绿色清洁技术上下功夫,以确保竞争优势,从而为外商直接投资赋能绿色创新提供助力。

综上可知,新时代下对外直接投资和外商直接投资在中国的绿色创新发展中扮演了不同角色,现阶段中国绿色创新发展中并未实现对外直接投资和外商直接投资的双轮驱动,而是陷入了对外直接投资唱独角戏的困境。积极的对外直接投资逆向绿色溢出已经显现,但这在不同空间存在一定差异,特别是东部地区有更高的对外直接投资条件约束。外商直接投资的负面绿色创新现象值得关注,尤其是在东部地区和西部地区出现的负向绿色创新。双向直接投资的绿色创新不是割裂式的、毫无关系的两张皮,而是联动的、动态的有机系统,外商直接投资虽在一定程度上弱化了对外直接投资的逆向绿色创新,但对外直接投资在更大程度上对外商直接投资的负面

绿色创新产生明显的纠偏效应,这更加表明新时代下政府应基于系统联动的角度审视双向直接投资的绿色创新,而对外直接投资与外商直接投资负向交互效应的存在也恰恰表明目前对迅猛增加的外商直接投资与对外直接投资统筹协调能力还存在不足,新时代下这一新特征应引起重视。

## 5 结论

### 5.1 研究结果

本研究利用2004年至2017年中国省际面板数据,基于单边-联动复合的新视角,采用门槛数据模型实证考察中国双向直接投资的动态绿色创新效应。研究表明,双向直接投资对绿色创新效率的影响具有明显的分化特征,对外直接投资显著促进了绿色创新效率,而外商直接投资对绿色创新效率产生显著的负面影响,该结果在非线性模型的研究中仍然成立;现阶段的双向直接投资之间存在显著的负向交互效应,并未显现通常预期中的协同效应或互补效应。进一步基于动态非线性角度考察发现:①从单边溢出维度看,只有当对外直接投资水平超过一定限度时才能促进中国绿色创新效率,随着外商直接投资水平的提升其对中国绿色创新效率的负面影响呈现弱化趋势;②从联动溢出维度看,外商直接投资调节下对外直接投资的逆向绿色创新效应存在显著的倒N形规律,对外直接投资调节下外商直接投资的绿色创新效应具有U形非线性特征,即外商直接投资在一定程度上弱化对外直接投资的逆向绿色创新,高强度的对外直接投资则能扭转外商直接投资对中国绿色创新效率的不利影响;③从空间异质性维度看,外商直接投资调节下对外直接投资的逆向绿色创新效应在东部、中部和西部地区分别呈正的U形、正的倒U形和正的N形动态特征,而对外直接投资调节下外商直接投资的绿色创新效应在东部、中部和西部地区均呈U形动态特征。

### 5.2 理论意义

(1)目前关于“走出去”或“引进来”的绿色创新问题还不多见,且多数研究主要将对外直接投资和外商直接投资局限于单一领域“两张皮”式的局部分析,得出的研究结论尚存在争议,本研究尚无法直观的判断出对外直接投资或外商直接投资究竟谁在驱动中国绿色创新过程中扮演更为重要的角色。本研究通过系统性地将对外直接投资和外商直接投资作为一个整体纳入提升绿色创新效率的分析框架进行解析,较为清晰地回答这一问题。本研究发现中国绿色创新发展存在对外直接投资驱动而外商直接投资拖累的鲜明分化特征,现阶段中国双向直接投资并未显现通常预期中的协同效应。这些研究结果在一定程度上丰富了对外直接投资和外商直接投资与绿色创新之间的关系研究。

(2)已有研究缺乏对双向直接投资影响中国绿色创新的机制阐释,本研究在理论分析过程中注重静态与动态、单边与联动相结合,重构对外直接投资和

外商直接投资与绿色创新之间的动态研究逻辑,较为系统地对外直接投资和外商直接投资为什么影响中国绿色创新、分别如何动态影响中国绿色创新,以及二者如何联动影响绿色创新等重要话题进行理论推演,为加深认识双向直接投资与中国绿色创新内在关联问题提供一定的理论参考。

(3)已有研究对双向直接投资动态影响中国绿色创新问题的关注还不够,多数研究仅局限于考察双向直接投资对中国绿色创新的静态影响,本研究不仅发现了对外直接投资和外商直接投资在驱动中国绿色创新过程中的局部变化特征,而且证实外商直接投资对对外直接投资的积极逆向绿色创新效应存在动态拖累效应,对外直接投资则对外商直接投资的负向绿色创新具有动态纠偏效应的联动规律,这对重新审视新时代下双向直接投资对中国绿色创新发展的影响具有一定的贡献,也为相关部门的动态管理实践提供有益启发。

### 5.3 研究启示

(1)现阶段中国绿色创新发展并未实现对外直接投资和外商直接投资的双轮驱动,而是陷入了对外直接投资“单脚跳”的困境。因此,新时代下,中国要持续改善招商引资的策略,不断提升招商引资的绿色门槛,逐步摒弃以往以“市场换技术”的一窝蜂式的粗放型外商直接投资模式,更加注重提升外商直接投资质量和结构优化,加快引导外资在华投资动机从资源寻求向绿色技术溢出转变。同时,也要注意注意到对外直接投资在现阶段国家绿色创新发展中的积极影响,应进一步坚定“走出去”步伐,引导对外直接投资企业的投资动机不仅仅局限于短期的输出过剩产能和寻求新市场,长期内应更加关注绿色技术和清洁技术等直接获取和间接联合研发,进而通过高强度、大范围的逆向绿色创新加快中国创新驱动发展的“绿化”进程。

(2)现阶段存在的双向直接投资影响绿色创新的负向交互效应值得重视,这种“ $1+1<2$ ”的现象说明当前对“走出去”和“引进来”双向资本流动的有效协调和整合能力还比较薄弱。因此,现阶段政府应注重加强对双向资本流动的统筹协调和系统管理,充分意识到对外直接投资和外商直接投资的双向流动不仅仅是单边的、毫无关联的“两张皮”,要在制定相关对外开放政策和国际化战略时更加重视二者的协调性、关联性和整体性,注重发挥双向资本的有效协同、联动和循环,避免双向直接投资在促进绿色创新的过程中相互干扰,尽可能促使双向直接投资的负向交互效应向协同效应或互补效应转变,逐步破解双向直接投资负向交互影响绿色创新的现实难题。

(3)双向直接投资单边-联动的绿色创新效应均是动态变化的,意味着政府“走出去”和“引进来”的相关政策不能一成不变,应随着双向直接投资的变动以及新特征和新情况的出现及时做出动态优化和调整,尽可能实现双向直接投资与绿色创新发展的



双赢。双向直接投资应是一个整体的、联动的动态系统,割裂双向直接投资的绿色创新,可能造成双边投资中绿色创新红利的损失。外商直接投资虽然在一定程度上弱化对外直接投资的逆向绿色创新,但现阶段这种消极作用相对轻微,而高强度的对外直接投资则能彻底扭转外商直接投资的负向绿色溢出。因此,政府应该注重将双向直接投资有机结合起来,基于系统观的角度重新审视“走出去”和“引进来”的绿色创新问题,重视双向直接投资政策发展的协调性和联动性,积极把双向直接投资布局纳入一揽子规划考量,实施以对外直接投资带动、外商直接投资改善的联动型策略,通过强化对外直接投资倒逼外商直接投资实现积极的绿色创新,促使外商直接投资尽快摆脱负向绿色创新的“陷阱”,持续缩小中国绿色创新的技术势差,最终实现对外直接投资与外商直接投资的良性互动局面。

(4) 政府还应注重引导双向直接投资绿色创新政策的差异化,在不同区域上双向直接投资的单边-联动绿色创新均存在一定差异,不同地区的政策应结合区域经济发展实际,合理调整、科学应对对外直接投资与外商直接投资的动态关联。具体而言,东部地区双向直接投资单边-联动绿色创新均具有较高的门槛要求,应在注重外资质量的前提下继续加大外资引进力度,并持续加强对外直接投资,充分发挥中国对外开放前沿阵地的窗口优势。中西部地区双向直接投资绿色创新存在显著的差异性,但与东部地区相比,实现积极的绿色创新效应具有较低的门槛要求,中西部地区政府应充分把握好双向直接投资助力绿色创新具有的后发优势契机,积极统筹兼顾双向资本的协调联动,促使双向直接投资实现相互促进、良性竞争的有利局面,最终实现双向直接投资与绿色创新驱动发展的双赢。

#### 5.4 研究局限和展望

① 本研究以2004年至2017年中国各省份面板数据为研究对象,未来可以中国工业或制造业为研究对象,或者以上市企业、调研企业数据为对象进一步展开研究。由于目前官方并未公布专门用于测量省级层面绿色创新投入的数据,借鉴已有研究的通用做法,本研究采取R&D人员和R&D经费指标存在一定缺陷,未来可采取绿色创新投入的调研数据开展研究。② 本研究按照传统地理划分标准,将中国省域划分为东部、中部和西部3组,未来可将样本分为一带一路、非一带一路、京津冀、珠三角、长三角等,对区域进行再界定分析。③ 本研究主要解析双向直接投资的单边-联动绿色创新,并未涉及双向直接投资影响绿色创新的中间机制,后续研究可通过其他中介变量更深入地考察新时代下双向直接投资对中国绿色创新发展的间接影响。

#### 参考文献:

- [1] 梁圣蓉, 罗良文. 国际研发资本技术溢出对绿色技术创新效率的动态效应. *科研管理*, 2019, 40(3): 21-29.
- [2] 付帆, 卢小丽, 武春友. 中国省域绿色创新空间格局演化研究. *中国软科学*, 2016(7): 89-99.  
FU Guo, LU Xiaoli, WU Chunyou. Research on spatial pattern evolution of provincial green innovation in China. *China Soft Science*, 2016(7): 89-99.
- [3] 毕克新, 王禹涵, 杨朝均. 创新资源投入对绿色创新系统绿色创新能力的影响: 基于制造业FDI流入视角的实证研究. *中国软科学*, 2014(3): 153-166.  
BI Kexin, WANG Yuhan, YANG Chaojun. Effect of innovation resources input on green innovation capability of green innovation system: empirical research from the perspective of manufacturing FDI inflows. *China Soft Science*, 2014(3): 153-166.
- [4] 钱丽, 王文平, 肖仁桥. 共享投入关联视角下中国区域工业企业绿色创新效率差异研究. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(5): 27-39.  
QIAN Li, WANG Wenping, XIAO Renqiao. Research on the regional disparities of China's industrial enterprises green innovation efficiency from the perspective of shared inputs. *China Population, Resources and Environment*, 2018, 28(5): 27-39.
- [5] 吴超, 杨树旺, 唐鹏程, 等. 中国重污染行业绿色创新效率提升模式构建. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(5): 40-48.  
WU Chao, YANG Shuwang, TANG Pengcheng, et al. Construction of the efficiency promotion model of green innovation in China's heavy polluted industries. *China Population, Resources and Environment*, 2018, 28(5): 40-48.
- [6] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新: 基于我国上市公司绿色专利数据的证据. *经济研究*, 2018, 53(12): 129-143.  
QI Shaozhou, LIN Shen, CUI Jingbo. Do environmental rights trading schemes induce green innovation? Evidence from listed firms in China. *Economic Research Journal*, 2018, 53(12): 129-143.
- [7] 董直庆, 王辉. 环境规制的“本地-邻地”绿色技术进步效应. *中国工业经济*, 2019(1): 100-118.  
DONG Zhiqing, WANG Hui. Local-neighborhood effect of green technology of environmental regulation. *China Industrial Economics*, 2019(1): 100-118.
- [8] LETCHUMANAN R, KODAMA F. Reconciling the conflict between the “pollution-haven” hypothesis and an emerging trajectory of international technology transfer. *Research Policy*, 2000, 29(1): 59-79.
- [9] SONG M L, TAO J, WANG S H. FDI, technology spillovers and green innovation in China: analysis based on data envelopment analysis. *Annals of Operations Research*, 2015, 228: 47-64.
- [10] YOUNG A. Growth without scale effects. *Journal of Political Economy*, 1998, 106(1): 41-63.
- [11] AITKEN B J, HARRISON A E. Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review*, 1999, 89(3): 605-618.
- [12] ANDONOVA L B. Openness and the environment in central and eastern Europe: can trade and foreign investment stimulate better environmental management in enterprises?. *The Journal of Environment & Development*, 2003, 12(2): 177-204.

- [13] 邝嫦娥, 文泽宙, 彭文斌. 影子经济影响绿色创新效率的门槛效应. *经济地理*, 2019, 39(7): 184-193.  
KUANG Chang'e, WEN Zezhou, PENG Wenbin. Threshold effect of shadow economic impact on green innovation efficiency. *Economic Geography*, 2019, 39(7): 184-193.
- [14] LEMA A, LEMA R. Technology transfer in the clean development mechanism: insights from wind power. *Global Environmental Change-Human and Policy Dimensions*, 2013, 23(1): 301-303.
- [15] 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: 基于集聚经济效应的实证研究. *国际贸易问题*, 2017(11): 127-137.  
GONG Xinshu, LI Mengjie, ZHANG Hongzhen. Has OFDI promoted the industrial enterprises' green innovation efficiency in China: evidence based on agglomeration economic effect. *Journal of International Trade*, 2017(11): 127-137.
- [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. *研究与发展管理*, 2017, 29(6): 81-90.  
JIA Jun, WEI Jieyun, WANG Yue. Different impacts of environmental regulations of green technological innovation on Chinese OFDI: from the perspective of heterogeneity of host countries. *R&D Management*, 2017, 29(6): 81-90.
- [17] 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. *经济管理*, 2017, 39(3): 21-33.  
LUO Liangwen, LIANG Shengrong. The spatial effect of international R&D capital technology spillovers on the efficiency of China's green technology innovation. *Business and Management Journal*, 2017, 39(3): 21-33.
- [18] 宋维佳, 杜泓钰. 自主研发、技术溢出与我国绿色技术创新. *财经问题研究*, 2017(8): 98-105.  
SONG Weijia, DU Hongyu. Independent R&D, technology spillover and green technology innovation in China. *Research on Financial and Economic Issues*, 2017(8): 98-105.
- [19] 杨朝均, 毕克新, 呼若青. 开放经济下工业企业绿色创新动力传导机制. *系统工程*, 2018, 36(9): 79-90.  
YANG Chaojun, BI Kexin, HU Ruoqing. Dynamic transmission mechanism of industrial enterprises' green innovation industrial enterprises under open economy: based on system dynamics. *Systems Engineering*, 2018, 36(9): 79-90.
- [20] 李磊, 洗国明, 包群. “引进来”是否促进了“走出去”? 外商投资对中国企业对外直接投资的影响. *经济研究*, 2018, 53(3): 142-156.  
LI Lei, XIAN Guoming, BAO Qun. Does inward foreign direct investment promote Chinese domestic firm' investing abroad. *Economic Research Journal*, 2018, 53(3): 142-156.
- [21] 朱平芳, 张征宇, 姜国麟. FDI与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究. *经济研究*, 2011, 46(6): 133-145.  
ZHU Pingfang, ZHANG Zhengyu, JIANG Guolin. Empirical study of the relationship between FDI and environmental regulation: an intergovernmental competition perspective. *Economic Research Journal*, 2011, 46(6): 133-145.
- [22] 张宇, 蒋殿春. FDI、环境监管与能源消耗: 基于能耗强度分解的经验检验. *世界经济*, 2013, 36(3): 103-123.  
ZHANG Yu, JIANG Dianchun. FDI, environmental regulation and energy consumption: an empirical test based on the decomposition of energy consumption intensity. *The Journal of World Economy*, 2013, 36(3): 103-123.
- [23] 韩先锋, 惠宁, 宋文飞. OFDI逆向创新溢出效应提升的新视角: 基于环境规制的实证检验. *国际贸易问题*, 2018(4): 103-116.  
HAN Xianfeng, HUI Ning, SONG Wenfei. New perspective on improving OFDI's reversed innovation spillover effect: empirical research based on environmental regulation. *Journal of International Trade*, 2018(4): 103-116.
- [24] 聂名华, 齐昊. 对外直接投资能否提升中国工业绿色创新效率: 基于创新价值链与空间关联的视角. *世界经济研究*, 2019(2): 111-122.  
NIE Minghua, QI Hao. Can OFDI improve China's industrial green innovation efficiency: based on the perspective of innovation value chain and spatial correlation effect. *World Economy Studies*, 2019(2): 111-122.
- [25] 李平, 苏文喆. 对外直接投资与我国技术创新: 基于异质性投资东道国的视角. *国际商务*, 2014(2): 71-82.  
LI Ping, SUN Wenzhe. OFDI and China's technology innovation: a study from perspective of heterogeneity of host countries. *International Business*, 2014(2): 71-82.
- [26] 陈俊聪, 黄繁华. 对外直接投资与贸易结构优化. *国际贸易问题*, 2014(3): 113-122.  
CHEN Juncong, HUANG Fanhua. Foreign direct investment and upgrading of export structure. *Journal of International Trade*, 2014(3): 113-122.
- [27] RAFINDADI A A, MUYE I M, KAITA R A. The effects of FDI and energy consumption on environmental pollution in predominantly resource: based economies of the GCC. *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, 2018, 25: 126-137.
- [28] 霍伟东, 李杰锋, 陈若愚. 绿色发展与FDI环境效应: 从“污染天堂”到“污染光环”的数据实证. *财经科学*, 2019(4): 106-119.  
HUO Weidong, LI Jiefeng, CHEN Ruoyu. Study on environmental effects of green development and FDI: data demonstration from “pollution paradise” to “pollution halo”. *Finance & Economics*, 2019(4): 106-119.
- [29] 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. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(1): 83-90.  
ZHU Dongbo, ZHANG Yuejun. The home-country environmental effects of China's OFDI: a theoretical mechanism and empirical study. *China Population, Resources and Environment*, 2020, 30(1): 83-90.
- [30] 都斌, 余官胜. 对外直接投资对我国环境污染的影响. *环境经济研究*, 2016, 1(2): 25-35.  
DU Bin, YU Guansheng. The impact of outward foreign direct investment on China's environmental pollution. *Journal of Environmental Economics*, 2016, 1(2): 25-35.
- [31] GARCIA F, JIN B, SALOMON R. Does inward foreign direct investment improve the innovative performance of local firms?. *Research Policy*, 2013, 42(1): 231-244.
- [32] 张林. 中国双向FDI、金融发展与产业结构优化. *世界经济研究*, 2016(10): 111-124.  
ZHANG Lin. Chinese bidirectional FDI, financial development and industrial structure optimization. *World Economy Studies*, 2016(10): 111-124.
- [33] 叶初升, 舒义文, 罗连发. 双向FDI影响产业结构变迁的实证

- 研究: 高水平开放促进高质量发展的路径探索. *东南学术*, 2020(2): 153–163.
- YE Chusheng, SHU Yiwen, LUO Lianfa. An empirical study of influence of two-way FDI on changes in industrial structure: an exploration on the path to promoting high-quality development through high-level opening-up. *Southeast Academic Research*, 2020(2): 153–163.
- [34] 龚梦琪, 刘海云, 姜旭. 中国工业行业双向FDI如何影响全要素减排效率. *产业经济研究*, 2019(3): 114–126.
- GONG Mengqi, LIU Haiyun, JIANG Xu. How does two-way FDI of China industrial sectors affect the total factor emission reduction efficiency. *Industrial Economics Research*, 2019(3): 114–126.
- [35] 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. *软科学*, 2021, 35(4): 8–13.
- YANG Shidi, HAN Xianfeng. Research on the heterogeneous and dynamic relationship between two-way FDI and domestic green innovation: regulation analysis based on environmental regulation. *Soft Science*, 2021, 35(4): 8–13.
- [36] 田红彬, 郝雯雯. FDI、环境规制与绿色创新效率. *中国软科学*, 2020(8): 174–183.
- TIAN Hongbin, HAO Wenwen. FDI, environmental regulation and green innovation efficiency. *China Soft Science*, 2020(8): 174–183.
- [37] GU Q, LU J W. Effects of inward investment on outward investment: the venture capital industry worldwide 1985–2007. *Journal of International Business Studies*, 2011, 42(2): 263–284.
- [38] 王文, 孙早, 牛泽东. 产业政策、市场竞争与资源错配. *经济学家*, 2014(9): 22–32.
- WANG Wen, SUN Zao, NIU Zedong. Industrial policy, market competition and mismatch of resources. *Economist*, 2014(9): 22–32.
- [39] 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. *国际贸易问题*, 2015(8): 84–93.
- YUAN Yijun, XIE Ronghui. FDI, environmental regulation and green total factor productivity growth of China's industry: an empirical study based on Luenberger index. *Journal of International Trade*, 2015(8): 84–93.
- [40] HANSEN B E. Threshold effect in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345–368.
- [41] 林雁, 谢抒桑, 刘宝华. 异地独董与公司创新投入: 基于董事会文化多样性视角的考察. *管理科学*, 2019, 32(4): 76–89.
- LIN Yan, XIE Shusang, LIU Baohua. Non-local independent directors and corporate innovation investment: an investigation from the angle of cultural diversity of the board. *Journal of Management Science*, 2019, 32(4): 76–89.
- [42] 肖仁桥, 钱丽, 陈忠卫. 中国高技术产业创新效率及其影响因素研究. *管理科学*, 2012, 25(5): 85–98.
- XIAO Renqiao, QIAN Li, CHEN Zhongwei. Research on the innovation efficiency and its affecting factors in China's high-tech industries. *Journal of Management Science*, 2012, 25(5): 85–98.
- [43] 李勃昕, 韩先锋, 李宁. 知识产权保护是否影响了中国OFDI逆向创新溢出效应?. *中国软科学*, 2019(3): 46–60.
- LI Boxin, HAN Xianfeng, LI Ning. Does IPR strength affect the OFDI reverse innovation spillover in China?. *China Soft Science*, 2019(3): 46–60.
- [44] 范如国, 蔡海霞. FDI技术溢出与中国企业创新产出. *管理科学*, 2012, 25(4): 13–21.
- FAN Ruguo, CAI Haixia. Spillover effect of FDI and innovation output of Chinese enterprises. *Journal of Management Science*, 2012, 25(4): 13–21.
- [45] 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. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(10): 27–35.
- LIU Haiyun, GONG Mengqi. A study on the factor market distortion and carbon emission scale effect of two-way FDI. *China Population, Resources and Environment*, 2018, 28(10): 27–35.
- [46] 肖仁桥, 陈忠卫, 钱丽. 异质性技术视角下中国高技术制造业创新效率研究. *管理科学*, 2018, 31(1): 48–68.
- XIAO Renqiao, CHEN Zhongwei, QIAN Li. China's high-tech manufacturing industries' innovation efficiency: technology heterogeneity perspective. *Journal of Management Science*, 2018, 31(1): 48–68.
- [47] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?. *管理世界*, 2016, 32(10): 34–49.
- GUO Jiatang, LUO Pinliang. Can the internet promote the growth of China's total factor productivity?. *Journal of Management World*, 2016, 32(10): 34–49.

## Research on Dynamic Green Innovation Effect of China's Two-way Direct Investment Unilateral – Linkage

HAN Xianfeng<sup>1</sup>, SONG Wenfei<sup>2</sup>, LI Boxin<sup>3,4</sup>

1 Faculty of Management and Economics, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650093, China

2 Northwest Institute of Historical Environment and Socio-Economic Development, Shaanxi Normal University, Xi'an 710062, China

3 School of Public Management, Xi'an University of Finance and Economics, Xi'an 710061, China

4 School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China

**Abstract:** Facing the increasingly severe environmental problems, green innovation is conducive to the realization of high-



quality economic development. As an important channel of green technology spillover, inward foreign direct investment and outward foreign direct investment are very important to drive domestic green innovation. However, frontier research mainly focuses on the local static impact of two-way direct investment on green innovation, yet generally ignores the dynamic linkage green innovation phenomenon that may be inspired by two-way direct investment.

Consequently, this study puts inward foreign direct investment and outward foreign direct investment as an interconnected and unified whole into the analysis framework of green innovation efficiency improvement firstly, and explains the internal mechanism of the impact of two-way direct investment on green innovation efficiency from the perspective of “unilateral-linkage” compound heterogeneity dynamics systematically. Then based on the data of Chinese two-way direct investment and green innovation from 2004 to 2017, this study empirically examines the dynamic green innovation effect of “unilateral-linkage” by using panel threshold regression and other methods.

The results find that: at present, China's green innovation development has not realized double-wheel drive of inward foreign direct investment and outward foreign direct investment, but has fallen into the dilemma of inward foreign direct investment dragging down and single-foot jump of outward foreign direct investment. There is a significant negative interactive effect between two-way direct investment, and it does not produce the expected synergistic or complementary effect on the efficiency of green innovation, which reflects to a certain extent that countries should pay more attention to the overall management of two-way direct investment at this stage. Only when outward foreign direct investment level exceeds a certain level could the home country's green innovation efficiency be promoted, while the continuous improvement of inward foreign direct investment level could weak its adverse impact on host country's green innovation efficiency to a certain extent. Inward foreign direct investment has dynamic “drag effect” on the positive reverse green innovation effect of outward foreign direct investment, and outward foreign direct investment has dynamic “correction effect” on the negative green innovation effect of inward foreign direct investment. The green innovation effect of two-way direct investment has significant spatial heterogeneity, showing different and dynamic “unilateral-linked” heterogeneous characteristics in different regions.

The study reveals the different role of inward foreign direct investment and outward foreign direct investment in driving domestic green innovation, which enriches the research results in the field of green innovation to a certain extent. Based on the new compound perspective of “unilateral-linkage”, this study reconstructs the dynamic research logic between two-way direct investment and domestic green innovation, so as to provide theoretical support for deeply understanding the internal mechanism between international direct investment and home country green innovation. The study finds out the interactive influence characteristics and linkage influence rules of inward foreign direct investment and outward foreign direct investment, and provides some enlightenment for countries to realize the coordinated development of opening-up and green innovation to higher level in China's new era.

**Keywords:** two-way direct investment; outward foreign direct investment; inward foreign direct investment; green innovation efficiency; correction effect

---

**Received Date:** February 13<sup>th</sup>, 2020      **Accepted Date:** November 12<sup>th</sup>, 2020

**Funded Project:** Supported by the National Social Science Foundation of China (19BJL076) and the Social Science and Humanities Research Project of Ministry of Education of China (19YJC790034)

**Biography:** HAN Xianfeng, doctor in economics, is an associate professor in the Faculty of Management and Economics at Kunming University of Science and Technology. His research interest focuses on innovation and economic growth. His representative paper titled “Can the internet become a new momentum to improve the efficiency of regional innovation in China” was published in the *China Industrial Economics* (Issue 7, 2019). E-mail: [hanxianfeng2008@163.com](mailto:hanxianfeng2008@163.com)

SONG Wenfei, doctor in economics, is a lecturer in the Northwest Institute of Historical Environment and Socio-Economic Development at Shanxi Normal University. His research interest focuses on China's economic development under the constraints of resources and environment. His representative paper titled “Property right in public domain and the theoretical analysis of the mechanism of the imbalance between the interests of farmers: a rent perspective” was published in the *China Population, Resources and Environment* (Issue 6, 2016). E-mail: [songwenfei-11@163.com](mailto:songwenfei-11@163.com)

LI Boxin, doctor in economics, is an associate professor in the School of Public Management at Xi'an University of Finance and Economics, and is a research fellow at post-doctoral working station in the School of Economics and Finance at Xi'an Jiaotong University. His research interests include industrial upgrading and technology innovation. His representative paper titled “Does IPR strength affect the OFDI reverse innovation spillover in China?” was published in the *China Soft Science* (Issue 3, 2019). E-mail: [liboxin@hotmail.com](mailto:liboxin@hotmail.com) □

(责任编辑: 李祎博)