

双向 FDI 协调发展是否促进了 绿色经济效率增长

——基于技术创新视角

宋晓玲, 李金叶

(新疆大学 经济与管理学院, 新疆 乌鲁木齐 830046)

摘要: 首先从理论上分析双向 FDI、技术创新与绿色经济效率的影响机制, 使用非径向方向距离函数对 2003~2018 年 30 个省份的绿色经济效率进行测度, 进而运用空间交叉模型和面板门槛模型检验双向 FDI 对绿色经济效率的影响及技术创新的门槛效应。结果表明: 现阶段双向 FDI 对绿色经济效率具有显著的促进作用, 但存在区域异质性; 技术创新对双向 FDI 的绿色经济效应具有调节作用, 在全国总体和东部地区呈现显著的负向调节作用, 但在中西部地区具有正向调节作用; 以自主创新和模仿创新为门槛变量, 双向 FDI 与绿色经济效率呈现典型非线性特征, 随着自主创新和模仿创新支出的增多, 双向 FDI 对绿色经济效率的促进作用逐渐减弱, 且模仿创新的抑制作用表现得更为明显。

关键词: 双向 FDI 协调发展; 绿色经济效率; 技术创新

[中图分类号] F740.6; F062 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2021)02-0126-15

引 言

改革开放四十年来, 中国经济高速发展取得了举世瞩目的成就, 但也付出了严重的资源环境代价。据国家统计局和《BP 世界能源统计年鉴 2019》数据显示^①, 2018 年中国经济已占全球经济总量的 15.9%, 而同年能源消费量占比高达 23.6%,

[收稿日期] 2020-10-25

[基金项目] 国家自然科学基金项目“环境规制对中国经济平衡发展的影响: 基于地区、产业、城乡视角的研究”(71964032); 新疆自然科学基金项目“新疆能源转型与低碳发展研究”(2018D01C052)。

[作者简介] 宋晓玲(1987~), 女, 新疆乌鲁木齐人, 新疆大学博士研究生, 研究方向: 区域经济、环境经济; 李金叶(1963~), 女, 新疆乌鲁木齐人, 新疆大学经济与管理学院教授, 博士生导师, 研究方向: 区域经济。

^①国家统计局. 中国统计年鉴 2019[M]. 北京: 中国统计出版社, 2019; 英国石油公司. BP 世界能源统计年鉴 2019[R/OL]. (2019-7-30) [2020-9-5]. https://www.bp.com/zh_cn/china/home/news/reports/statistical-review-2019.html; 访问日期: 2020-09-05。

碳排放量占全球排放量的 27.8%，资源环境问题成为制约中国经济高质量发展的桎梏。而现阶段外商直接投资（Inward Foreign Direct Investment, IFDI）和对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment, OFDI）也迎来了新常态，尤其是“一带一路”倡议提出后，高水平“引进来”和大规模“走出去”同步发展，双向 FDI 逐渐成为影响地区经济绿色发展的重要因素（王恕立等，2017）。技术创新是影响“经济增长、资源节约和环境保护”的关键因素（申萌等，2012），伴随着我国综合经济实力的显著增强，技术创新能力实现了质的提升，与对外开放协调互动的能力不断提升，但与此同时，逆全球化思潮和国际保护主义的抬头导致部分西方国家对我国实施技术封锁，并改变投资战略，在此种背景下，双向 FDI 能否成为中国经济绿色发展的重要驱动力量，地区技术创新能力的增强是否会影响双向 FDI 的绿色经济效应？弄清这些问题对今后继续实施“引进来”和“走出去”战略，推进经济绿色可持续发展具有重要的实践意义。

绿色经济效率（Green Economic Efficiency, GEE）是全面考虑“经济增长、资源节约和环境保护”的综合指标（林伯强和谭睿鹏，2019），国内外诸多学者对双向 FDI 的绿色经济效应进行了研究，现有研究结论基本可以归纳为三个方面：一是“促进论”，Huang 等（2017）利用空间计量模型研究发现 IFDI 对地区经济发展和环境改善都具有促进作用，张建和李占风（2020）运用省际面板数据进行研究，发现 OFDI 的逆向绿色技术溢出效应显著促进了绿色全要素生产率（Green Total Factor Productivity, GTFP）的增长，龚梦琪等（2019）利用工业行业数据研究发现 IFDI 和 OFDI 的交互项会显著促进全要素减排效率；二是“抑制论”，李斌等（2016）、Lin 和 Chen（2018）均通过实证研究发现 IFDI 与 GTFP 呈显著负相关关系，汪丽娟（2019）分析发现 OFDI 规模变化对经济增长质量提高具有显著的负向作用；三是“不确定论”，即并非单纯的积极促进或消极抑制作用。王恕立等（2017）运用中国省际数据研究发现双向 FDI 对 GTFP 的影响存在区域异质性，IFDI 会抑制中部地区 GTFP，对东部和西部地区具有不显著的负向作用，而 OFDI 仅对东部地区 GTFP 存在显著的促进作用。也有学者认为，双向 FDI 的绿色经济效应会受到多种禀赋特征条件的约束而呈现非线性特征，如地区经济发展水平、人力资本水平或研发水平等（彭星和李斌，2015；胡琰欣等，2016；孙海波和刘忠璐，2019）。现有文献从多个方面对双向 FDI 的绿色经济效应进行了实证分析，但从本国技术创新视角分析双向 FDI 对 GEE 影响的文献还相对较少。朱文涛等（2019）认为 OFDI 的逆向技术溢出通过促进本地区技术水平的提高对 GTFP 产生促进作用。

通过梳理相关文献，笔者发现：首先，现有文献多基于 IFDI 或 OFDI 的视角分析其绿色经济效应，将二者放入同一框架内同时进行分析的比较少，且多以 GTFP 作为绿色经济发展水平的衡量指标，但该指标测度的是绿色增长率，并非 GEE 本身；其次，现有文献更多关注双向 FDI 与技术创新或 GTFP 之间的关系，缺乏对双向 FDI、技术创新与 GEE 三者间影响机制的系统研究。因此，笔者尝试在以下三方面有所创新：第一，运用非径向方向距离函数对综合考虑“经济发展、资源节

约和环境友好”三重目标的 GEE 指标进行测算,从而更准确地反映中国绿色经济发展水平;第二,运用空间交叉模型实证检验双向 FDI 对 GEE 的影响,并纳入技术创新与双向 FDI 的交叉项以检验二者可能存在的非线性关系;第三,以自主创新和模仿创新为门槛变量,验证双向 FDI 对 GEE 的非线性门槛效应,为新时代有针对性地提升双向 FDI 的绿色经济增长效应、实现双向 FDI 与技术创新互动协调共同促进绿色经济发展提供一定经验借鉴。

一、理论分析与研究假说

(一) 双向 FDI 协调发展对 GEE 的影响

借鉴 Grossman 和 Krueger (1995) 的思想,双向 FDI 会通过规模效应、结构效应和技术效应对 GEE 产生影响,同时,还会通过经济要素、研发要素的空间流动产生空间溢出效应。

1. 规模效应

IFDI 的进入会扩大东道国资本存量和产出规模,在拉动经济增长的同时也在一定程度上增加了污染物排放,从而对 GEE 产生影响。但引进外资的规模收益递增效应也会使单位产出能耗降低。与此同时,在外资企业的带动下,本土企业也开始进行跨国投资并设立子公司,通过吸收、汲取国外企业的先进技术和研发资源,不断扩大生产规模,并为母公司研发活动提供资金支持,从而使母公司不断提高技术创新能力,降低能源消耗,使 GEE 水平得到提升。

2. 结构效应

IFDI 会增加东道国资本供给,根据雷布津斯基定理,这会使资本密集型产品增加,从而影响产业结构,加剧污染排放,抑制 GEE 提升(盛斌和吕越,2012),但是随着资本密集型产业所带来的利润率不断降低,外资企业开始将注意力转向技术密集型产业,这会减少对 GEE 的不利影响。本土跨国企业为提高母国企业和产品的国际竞争力,会将国外先进的清洁生产技术、管理理念或高素质人才等知识资本带回母国,促进母国产业升级和发展,使 GEE 水平得到提升。

3. 技术效应

外资进入加剧了东道国市场竞争,企业为了生存会不断进行技术创新,提高生产效率和能源利用率,还会通过“干中学”或“看中学”学习模仿外资企业的先进清洁技术和经验,外资企业由于生产需要也会对东道国劳动力进行技术培训并对上下游企业提供生产技术支持,最终通过技术溢出效应提升东道国 GEE 水平;母国跨国企业通过 OFDI 进入国际市场,为了抢占国际市场,母国本土企业会不断进行技术革新,跨国企业也会间接引进、吸收当地先进绿色生产技术,并雇佣当地高科技人才,通过逆向技术转移将先进技术、人才、管理经验带回母国,从而促进 GEE 的提高。

4. 空间溢出效应

本土企业通过双向 FDI 的技术溢出或逆向技术溢出学习外资企业的绿色生产技

术、生产工艺和管理理念,在企业的技术交流与合作、科研人员的跨企业流动中,会存在知识的溢出和扩散,且这种扩散不会局限在本区域企业内,而是会存在跨区域的人员和资本流动,从而对周边地区 GEE 产生促进效应。因此,提出假说 1a。

假说 1a:双向 FDI 通过规模效应、结构效应、技术效应和空间溢出效应对 GEE 产生正向促进作用。

东部地区作为我国改革开放前沿阵地,率先融入全球产业链分工,并通过双向 FDI 的规模效应、结构效应和技术效应使经济发展水平、产业结构和自主创新能力得到改善,进而对 GEE 产生促进作用,但随着 GEE 水平的不断提高,对绿色创新能力、研发技术的要求进一步提升,双向 FDI 所能带来的边际溢出效应逐渐减弱。而在中西部地区,绿色生产技术和工艺水平都相对较低,本土企业与外资企业的技术差距相对较大,通过对外资企业的先进技术、管理经验进行消化吸收,自身绿色技术创新能力得到一定提升,从而对 GEE 产生较大的促进作用。据此,提出假说 1b。

假说 1b:双向 FDI 对 GEE 的影响存在区域异质性,在 GEE 水平较低的地区促进作用可能更为显著。

(二) 技术创新影响下双向 FDI 对 GEE 的影响机制:非线性视角

1. 自主创新下双向 FDI 对 GEE 的影响

自主创新是通过自身内部研发来拥有核心技术,在提高自身技术创新能力的同时也增强了对外资企业技术溢出的吸收能力(李梅和柳士昌,2012),随着对先进技术和生产工艺的学习,本土企业有意识地进一步加大创新投入,在与外资企业竞争中形成良性循环,不断提升自身绿色生产技术和清洁工艺,在实现经济增长的同时减少能源消耗、降低生态环境损害,从而促进 GEE。但是,自主创新带来的技术进步具有双重性,在技术优势较好、技术创新能力较强的地区反而会产生“能源回弹”效应(国涓等,2010;Lin & Liu,2012),甚至产生明显的“回火效应”(黄纯灿和胡日东,2013),从而抑制 GEE 水平提升。据此,提出假说 2。

假说 2:自主创新对双向 FDI 的绿色经济效应具有调节作用和门槛效应,随着自主创新能力的提升呈现边际效应递减的非线性特征。

2. 模仿创新下双向 FDI 对 GEE 的影响

改革开放以来,模仿式创新使我国在较短时间内取得了较快的技术进步,在“干中学”和“看中学”中减少了研发可能产生的试错成本,通过对引进绿色工艺、清洁技术进行消化、吸收并模仿再创新,促进 GEE 提高,这种创新成本节约效应在初始创新水平较低阶段表现得更为凸显。随着我国技术创新能力的不断提升,与发达国家技术差距不断缩小,发达国家为继续保持技术垄断优势,攫取超额利润(江小涓,2004),对我国进行技术封锁,设置技术壁垒,使得我国模仿创新成本加大,学习溢出效应逐渐减弱,从而抑制了 GEE 水平的提升,这一现象在技术创新能力更强的地区表现得更为明显。据此,提出假说 3。

假说 3:模仿创新对双向 FDI 的绿色经济效应具有调节作用,并存在门槛效应,在模仿创新初期,双向 FDI 对 GEE 会产生显著的促进作用,随着技术差距的

缩小，这种促进作用会逐渐减弱，甚至转为抑制作用。

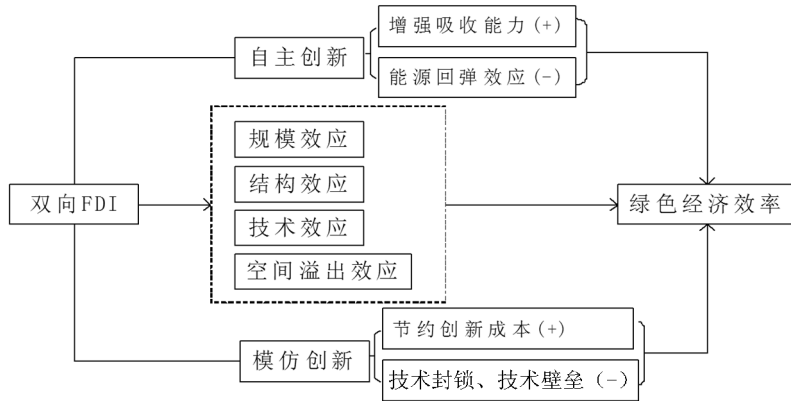


图 1 双向 FDI、技术创新与绿色经济效率的作用机制

二、模型设定、变量选取及数据说明

(一) 模型设定

1. 面板空间模型

基于数据可得性和可操作性，采用 2003~2018 年我国 30 个省、自治区、直辖市的面板数据，系统分析双向 FDI 对 GEE 的影响，并纳入技术创新考察二者的非线性关系。已有研究表明，区域间绿色经济效率存在空间相关性（王裕瑾和于伟，2016），忽视空间效应的研究结论可能与实际情况存在偏误，故采用空间面板模型进行分析。传统空间滞后模型主要考察由内生空间交互作用产生的空间外溢效应，空间误差模型考察随机干扰过程的空间依赖性，但在现实情况中，两种情况可能同时存在，空间交叉模型（Spatial Autocorrelation Model, SAC）则同时考虑了两种效应，因此本文采取 SAC 作为基本模型。同时引入双向 FDI 与技术创新的交叉项，分析双向 FDI 对 GEE 的影响中技术创新的调节效应。模型设定如下：

$$\begin{cases} GEE_{it} = \alpha + \rho W \times GEE_{it} + \beta_1 oifdi_{it} + \delta X_{it} + u_{it} \\ u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (1)$$

$$\begin{cases} GEE_{it} = \alpha + \rho W \times GEE_{it} + \beta_1 oifdi_{it} + \beta_2 oifdi_{it} \times lninnov_{itk} + \delta X_{it} + u_{it} \\ u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (2)$$

式（1）考察了双向 FDI 对 GEE 的影响。 GEE_{it} 为绿色经济效率； $oifdi_{it}$ 为双向 FDI 协调发展水平； ρ 和 λ 分别是被解释变量和随机误差项的空间滞后效应系数。

式（2）纳入双向 FDI 与技术创新的交叉项。 $lninnov_{itk}$ 分别代表自主创新和模仿创新； X_{it} 表示控制变量； W 为空间权重矩阵。由于双向 FDI 会通过促进研发人员、研发资本等要素流动对 GEE 产生影响，因而运用引力模型构建基于研发人员要素流动的空间权重矩阵（白俊红和蒋伏心，2015），定义如下：

$$W_{RD} = \begin{cases} \frac{KP_i P_j}{D_{ij}}, & i \neq j \\ 0 & i = i \end{cases} \quad (3)$$

式(3)中, W_{RD} 为研发人员空间权重矩阵; K 为常数, 取其值为 1; P_i 和 P_j 分别为 i 和 j 地区的研发人员数; D_{ij} 为两区域中心位置距离。

2. 面板门槛模型

借鉴 Hansen (1999) 的方法, 以自主创新和模仿创新为门槛变量, 分析双向 FDI 对 GEE 的非线性影响。设定如下面板门槛模型:

$$\begin{aligned} GEE_{it} = & \alpha + \beta_1 oifdi_{it} \times I(\ln innov_{itk} \leq \gamma_1) + \beta_2 oifdi_{it} \times \\ & I(\gamma_1 < \ln innov_{itk} \leq \gamma_2) + \dots + \beta_n oifdi_{it} \times I(\gamma_{n-1} < \ln innov_{itk} \leq \gamma_n) + \\ & \beta_{n+1} oifdi_{it} \times I(\ln innov_{itk} > \gamma_n) + \theta Z_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)中, γ 为待估门槛值; $I(\cdot)$ 为示性函数。

(二) 变量选取

1. 被解释变量: 绿色经济效率

采用考虑非期望产出的非径向方向距离函数法对 GEE 进行测算。劳动力投入 (L), 选取各省份年末就业人员; 资本投入 (K), 采用通过永续盘存法计算的资本存量数据, 基期数据使用单豪杰 (2008) 的估算结果; 折旧率 (δ_{it}), δ_{it} 取 10.96%; 能源投入 (E), 使用能源消耗总量表示; 期望产出 (Y), 以 2003 年不变价的地区生产总值表示; 非期望产出, 选取工业废水 (W)、工业二氧化硫 (S) 和工业烟 (粉) 尘 (D) 排放量。所用数据来自历年的《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国固定资产投资统计年鉴》^①, 个别缺失数据用各省份统计年鉴予以补齐。

对考虑非期望产出的非径向方向距离函数模型定义如下:

$$\overrightarrow{ND}(K, L, E, Y, S, D, W; g) = \sup\{w^T \beta : ((K, L, E, Y, S, D, W) + g \times \text{diag}(\beta)) \in T(x)\} \quad (5)$$

其中, $w^T = (w_K, w_L, w_E, w_Y, w_S, w_D, w_W)^T$ 为投入和产出的标准化权重向量。根据不同的情况, 权重向量可赋予投入产出变量不同的权重 (Lin & Du, 2015)。为了准确度量净绿色经济效率, 参考 Zhang 和 Choi (2013) 的方法, 将权重向量设置为 $w^T = (w_K, w_L, w_E, w_Y, w_S, w_D, w_W)^T = (0, 0, 1/3, 1/3, 1/9, 1/9, 1/9)^T$, 将方向向量设置为 $g = (-g_K, -g_L, -g_E, g_Y, -g_S, -g_D, -g_W) = (0, 0, -E, Y, -S, -D, -W)$, $\beta = (\beta_K, \beta_L, \beta_E, \beta_Y, \beta_S, \beta_D, \beta_W)^T \geq 0$ 是松弛变量, 即期望产出可以增加或非期望产出 (投入) 可以减少的比率。则刻画 GEE 的非径向方向距离函数可通过下述模型得到:

^①国家统计局能源统计司. 中国能源统计年鉴 [M]. 北京: 统计出版社; 国家统计局, 生态环境部. 中国环境统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社; 国家统计局固定资产投资统计司. 中国固定资产投资统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社.

$$\begin{aligned} \overrightarrow{ND}(K, L, E, Y, S, D, W; g) &= \max w_E \beta_E + w_Y \beta_Y + w_S \beta_S + w_D \beta_D + w_W \beta_W \\ \text{s. t. } \sum_{n=1}^N z_n K_n &\leq K_{n'}, \quad \sum_{n=1}^N z_n L_n \leq L_{n'}, \quad \sum_{n=1}^N z_n E_n \leq E_{n'} - \beta_E g_E \\ \sum_{n=1}^N z_n Y_n &\geq Y_{n'} + \beta_Y g_Y, \quad \sum_{n=1}^N z_n S_n = S_{n'} - \beta_S g_S \\ \sum_{n=1}^N z_n D_n &= D_{n'} - \beta_D g_D, \quad \sum_{n=1}^N z_n W_n = W_{n'} - \beta_W g_W \\ z_n &\geq 0, n = 1, \dots, N \quad \beta_E, \beta_Y, \beta_S, \beta_D, \beta_W \geq 0 \end{aligned} \quad (6)$$

如果 $\overrightarrow{ND}(K, L, E, Y, S, D, W; g) = 0$ ，则被评价的决策单元 (Decision Making Unit, DMU) 在考虑到松弛变量的情况下，是位于 g 方向的最佳生产前沿上。参照 Zhou 等 (2012)、林伯强和谭睿鹏 (2019) 的研究，定义 GEE 的公式为：

$$\begin{aligned} GEE &= \frac{1}{2} \left[\frac{(E - \beta_E^* E)/(Y + \beta_Y^* Y)}{E/Y} \right] + \\ &\quad \frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{3} \left[\frac{(S - \beta_S^* S)/(Y + \beta_Y^* Y)}{S/Y} \right] + \frac{1}{3} \left[\frac{(E - \beta_D^* D)/(Y + \beta_Y^* Y)}{D/Y} \right] + \right. \\ &\quad \left. \frac{1}{3} \left[\frac{(E - \beta_W^* W)/(Y + \beta_Y^* Y)}{W/Y} \right] \right\} \\ &= \frac{1}{2} \left[\frac{1 - \beta_E^*}{1 + \beta_Y^*} \right] + \frac{1}{2} \left[\frac{1}{3} \left(\frac{1 - \beta_S^*}{1 + \beta_Y^*} \right) + \frac{1}{3} \left(\frac{1 - \beta_D^*}{1 + \beta_Y^*} \right) + \frac{1}{3} \left(\frac{1 - \beta_W^*}{1 + \beta_Y^*} \right) \right] \end{aligned} \quad (7)$$

GEE 的取值范围在 0 和 1 之间，取值越大，说明绿色经济效率越好。

2. 核心解释变量：双向 FDI 协调发展水平

现有关于双向 FDI 协同效应的测度主要有两种，一是利用耦合系统模型测度双向 FDI 协调发展水平 (黄凌云等, 2018)；另一种是利用 IFDI 和 OFDI 的交叉项来测度 (张林, 2016)。利用耦合协调模型能够更好地测度双向 FDI 协同对 GEE 的影响，因此首先对双向 FDI 之间的互动关系进行检验^①。通过单位根检验和格兰杰因果检验，发现 IFDI 和 OFDI 存在显著的双向互动关系，故采用耦合系统模型测度二者之间的协调发展水平。公式如下：

$$\begin{cases} OIFDI_{it} = \left[C_{it}(OI) \times \frac{IFDI_{it} + OFDI_{it}}{2} \right]^{\frac{1}{2}} = \left[\frac{IFDI_{it} \times OFDI_{it}}{(IFDI_{it} + OFDI_{it})/2} \right]^{\frac{1}{2}} \\ C_{it}(OI) = (IFDI_{it} \times OFDI_{it}) / (\alpha IFDI_{it} + \beta OFDI_{it})^\gamma \end{cases} \quad (8)$$

式 (8) 中， $C_{it}(OI)$ 为耦合度公式， α 和 β 分别表示 IFDI 和 OFDI 的权重，将其均设置为 0.5。 γ 为调节系数，设定为 2。IFDI 和 OFDI 采用流量数据，利用人民币汇率年均价将美元数据转化为人民币后再进行核算，并利用 GDP 平减指数对数据进行平减。数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国对外直接投资统计公报》。^②

^①限于篇幅，单位根检验、协整检验及 Granger 因果检验结果未列示，备索。

^②国家统计局. 中国统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社; 商务部, 国家统计局, 国家外汇管理局. 中国对外直接投资统计公报[R/OL]. (2020-9-16) [2020-9-18]. <http://fec.mofcom.gov.cn/article/tjsj/tjgh/>; 访问日期: 2020-09-18.

3. 门槛变量：技术创新 (*lninnov*)

技术创新资金的投入可以反映对某种技术创新模式的偏好。基于数据可得性，自主创新 (*lninnov1*) 采用 R&D 经费支出，R&D 资本投入可以有效提升自主创新能力 (孙早和韩颖, 2018)；模仿创新 (*lninnov2*) 采用技术引进经费和技术改造经费支出之和表示，数据来源于历年的《中国科技统计年鉴》。^① 考虑到创新投入的累积性和创新产出的时滞性，利用永续盘存法计算存量数据 (白俊红和蒋伏心, 2015)，如式 (9) 所示。

$$K_{it} = (1 - \delta) \times K_{i(t-1)} + E_{i(t-1)} \quad (9)$$

式 (9) 中， K_{it} 为自主创新和模仿创新的资本存量； δ 为折旧率，取 15%； $E_{i(t-1)}$ 为 i 地区第 $t-1$ 期实际经费支出，利用创新价格指数^②将经费支出平减为以 2003 年为基期。2003 年资本存量的估算公式为： $K_{i0} = E_{i0}/(g + \delta)$ 。其中， K_{i0} 为基期资本存量； E_{i0} 为基期实际经费支出； g 为样本期内经费支出的平均增长率。

4. 控制变量

为了避免因遗漏变量带来的估计偏差，参照傅京燕等 (2018)、龚梦琪和刘海云 (2020) 的做法，选取以下变量为控制变量。(1) 环境规制 (*er*)：用环境污染治理投资额占 GDP 比重表示。环境规制与污染治理、经济发展之间一直存在“遵循成本”效应和“创新补偿”效应的争论，是影响 GEE 的重要因素。(2) 产业结构 (*indus*)：用第二产业占 GDP 的比重表示。第二产业是中国能源消耗和污染排放的主体，其比重越高，带来的污染越严重，从而对 GEE 产生不利影响。(3) 经济发展水平 (*lnpgdp*)：用人均国民生产总值表示，并进行取对数处理，环境库兹涅茨曲线 (EKC) 表明环境质量与收入增长之间存在倒 U 型关系。(4) 贸易开放度 (*trade*)：用进出口总额占 GDP 比重表示，依据当年人民币兑美元的平均汇率将进出口总额单位转化为人民币，贸易开放度的提高能够带来先进的技术、设备和管理经验，从而对 GEE 产生影响。(5) 人力资本水平 (*edu*)：用劳动力平均受教育年限表示，人力资本是提高技术创新能力的关键，人力资本提升能够帮助企业提高生产效率进而对 GEE 产生影响。以上数据来自历年的《中国环境统计年鉴》《中国统计年鉴》及《中国劳动统计年鉴》。^③

三、实证结果与分析

(一) 基本模型回归结果

采用极大似然估计法对空间交叉模型进行估计，Hausman 检验拒绝随机效应模型，固定效应又分为时间固定效应、空间固定效应和时空双固定效应，在对模型估

^①国家统计局社会科技和文化产业统计司，科学技术部创新发展司. 中国科技统计年鉴 [M]. 北京：中国统计出版社。

^②创新价格指数 = 居民消费价格指数 × 0.55 + 固定资产投资价格指数 × 0.45。

^③国家统计局人口和就业统计司，人力资源和社会保障部规划财务司. 中国劳动统计年鉴 [M]. 北京：中国统计出版社。

计结果的对数似然函数、拟合优度进行比较后,采用时空双固定效应进行估计。为保证估计结果的稳健性,同时用面板固定效应模型进行了估计结果如表1所示。

模型(4)显示在全样本下,双向FDI对GEE的回归系数显著为正,且在1%的水平上通过显著性检验,双向FDI促进了GEE的提高,假说1a得到验证。IFDI通过技术溢出效应给东道国经济发展带来了清洁生产技术、管理理念和先进工艺,并加快了本土企业“走出去”的步伐。为了不断提高国际市场竞争力,对外投资企业不断学习模仿国外企业研发活动,并通过产业关联嵌入其研发网络,合理利用东道国产业集聚平台,从而获取逆向技术溢出,提升母国GEE(王恕立等,2017)。同时,SAC的空间项系数 ρ 和 λ 具有较高显著性,说明GEE具有较高的空间相关性,双向FDI的间接效应系数也显著为正,说明双向FDI存在空间溢出效应,先进的绿色工艺、清洁技术和管理经验会通过研发要素的跨区域流动进行扩散、转移,从而通过空间溢出效应提升相邻地区的清洁生产技术,进而促进相邻地区GEE的提升,进一步说明了本文构建空间面板模型进行分析是必要的。

表1 空间交叉模型估计结果

项目	固定效应模型			空间交叉模型		
	(1) 全样本	(2) 东部	(3) 中西部	(4) 全样本	(5) 东部	(6) 中西部
<i>oifdi</i>	0.003 6*** (0.00)	0.000 8 (0.00)	0.004 2*** (0.00)	0.003 1*** (0.00)	0.0001 (0.00)	0.003 8*** (0.00)
<i>er</i>	-0.020 5*** (0.01)	-0.025 8 (0.02)	-0.015 6*** (0.00)	-0.020 1*** (0.01)	-0.026 0 (0.02)	-0.015 8*** (0.00)
<i>struc</i>	0.000 3 (0.10)	-0.208 4 (0.36)	-0.103 6*** (0.04)	-0.176 9** (0.07)	-0.975 3*** (0.28)	-0.056 2* (0.03)
<i>lnpgdp</i>	-0.088 0* (0.05)	-0.301 9** (0.14)	0.129 4*** (0.02)	-0.006 8 (0.01)	-0.027 3 (0.04)	0.075 8*** (0.02)
<i>trade</i>	0.065 4* (0.04)	0.066 3 (0.07)	0.091 0*** (0.03)	0.025 7 (0.03)	0.073 5 (0.06)	0.103 1*** (0.03)
<i>edu</i>	0.027 0 (0.02)	0.083 6* (0.05)	-0.007 7 (0.01)	0.019 5** (0.01)	0.057 5* (0.03)	-0.0035 (0.01)
<i>oifdi</i> 直接效应	—	—	—	0.003 2*** (0.00)	0.000 1 (0.00)	0.003 9*** (0.00)
<i>oifdi</i> 间接效应	—	—	—	0.004 3** (0.00)	-0.000 1 (0.00)	0.000 3 (0.00)
<i>rho</i>	—	—	—	0.579 7*** (0.07)	0.277 4* (0.17)	0.007 2 (0.20)
<i>lambda</i>	—	—	—	-0.818 9*** (0.14)	-0.395 0 (0.26)	0.642 8*** (0.10)
<i>R</i> ²	0.495	0.418	0.901	0.799	0.368	0.837
<i>Log-lik</i>	672.010	173.098	803.685	667.806	165.495	783.223
<i>N</i>	480	176	304	480	176	304

注：“*”“**”“***”分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；括号内为标准误；Log-lik为Log-likelihood。下表同。

分区域看,在东部地区双向 FDI 对 GEE 具有不显著的正向作用,因为东部地区 GEE 水平相对较高,继续提升 GEE 需要更为先进的绿色生产技术,从而需要更多的资金投入来配备清洁生产工业、技术设备,节能降耗成本上升,外资企业进行投资的主要动机还是获取利润,本土企业也会更多地考虑生产成本,因此在没有足够激励的情况下企业进行绿色生产的意愿降低,从而双向 FDI 对 GEE 的影响不显著。在中西部地区,双向 FDI 每上升 1 个单位,GEE 上升 0.003 8 个单位,双向 FDI 协调发展对 GEE 具有显著的促进作用,中西部地区整体技术创新水平相对较低,通过双向 FDI 的模仿示范效应、技术溢出效应仍是获取清洁型生产技术的重要渠道,因此双向 FDI 在地区绿色经济发展过程中扮演着重要角色。分区域下,双向 FDI 的间接效应均不显著,主要是由于 R&D 人员流动更多是追求自身效用最大化(白俊红等,2017),在东部或中西部地区内部流动能够获取的效用并无太大差异,因此双向 FDI 对 GEE 的空间溢出效应并不显著。总之,双向 FDI 的绿色经济效应在东部和中西部地区存在一定差异,假说 1b 得以验证。

(二) 双向 FDI 对 GEE 的非线性分析:基于技术创新视角

表 2,全样本下,双向 FDI 与自主创新的交叉项系数在 1% 水平上显著为负,即自主创新具有负向调节作用,自主创新与双向 FDI 相互融合,提升了技术创新水平,但技术创新对节能减排具有双重性,其刺激生产规模扩大所带来的新的能源需求远高于能源节约量,技术创新引起的能源效率提升会增加而不是减少能源消费,即存在“能源回弹”效应,自主创新能力的提升反而抑制了双向 FDI 对 GEE 的促进作用;模型(8)显示双向 FDI 与模仿创新的交叉项系数显著为负,模仿创新支出的增多,抑制了双向 FDI 对 GEE 的激励作用,究其原因:(1)模仿创新更多是通过购买、引进等方式获取西方发达国家的先进生产技术,短期内可通过追赶效应实现经济发展或 GEE 提升,并与双向 FDI 形成一种互动效应,但长期来看这种促进作用是不可持续的,并且最终会阻碍 GEE 水平的提高;(2)随着我国技术创新水平的不断提高,西方发达国家为了保持技术垄断优势对我国进行技术封锁(沈春苗和郑江淮,2019),调整 IFDI 投资战略,中国跨国企业获取先进技术的难度加大,将我国企业生产禁锢在价值链低端,在模仿创新下使双向 FDI 对 GEE 水平的提升产生了抑制作用。

在东部地区,双向 FDI 与自主创新的交叉项系数至少在 5% 的水平上显著为负,自主创新支出增多导致双向 FDI 对 GEE 的抑制作用相较于全国表现得更为明显,更进一步印证了前文所说“能源回弹”效应的存在,因为“能源回弹”效应在东部发达省份表现得更为明显(冯烽和叶阿忠,2015)。同时,在这些地区,自主创新支出规模相对较高,在边际报酬递减规律的作用下,会增强负向调节作用。双向 FDI 与模仿创新的交互项也显著为负,东部地区技术创新处于较高水平,与发达国家差距更小,在逆全球化和贸易保护主义愈演愈烈的情况下,西方发达国家对中国实施技术封锁对东部地区影响相对更大,双向 FDI 的技术溢出效应不明显,进而难以通过模仿创新提升 GEE 水平。

在中西部地区,双向 FDI 与自主创新的交叉项系数显著为正,即自主创新具有

正向调节作用,双向FDI的技术溢出或逆向技术溢出效应会受地区吸收能力的影响,中西部省份自主创新能力相对较弱,会减弱双向FDI对GEE的促进作用,但随着自主创新支出的增多,对双向FDI的技术溢出或逆向技术溢出吸收能力不断增强,有效提升了GEE水平。双向FDI与模仿创新的交叉项系数也显著为正,在中西部地区经济发展水平相对较低的现阶段,通过自主研发清洁生产技术提升自身GEE水平难度很大,模仿创新在短期内对GEE水平提升的作用更大。

表2 交互项模型回归结果

项目	全样本		东部		中西部	
	(7) 自主创新	(8) 模仿创新	(9) 自主创新	(10) 模仿创新	(11) 自主创新	(12) 模仿创新
<i>oifdi</i>	0.0428*** (0.01)	0.0355*** (0.01)	0.1045*** (0.02)	0.0615*** (0.02)	-0.0718*** (0.01)	-0.0796*** (0.01)
<i>lninnov1</i>	-0.0157 (0.01)	—	-0.0905** (0.04)	—	-0.0098** (0.00)	—
<i>oifdi</i> × <i>lninnov1</i>	-0.0024*** (0.00)	—	-0.0061*** (0.00)	—	0.0049*** (0.00)	—
<i>lninnov2</i>	—	-0.0324*** (0.01)	—	-0.0342 (0.03)	—	-0.0332*** (0.00)
<i>oifdi</i> × <i>lninnov2</i>	—	-0.0020** (0.00)	—	-0.0038*** (0.00)	—	0.0053*** (0.00)
<i>er</i>	-0.0231*** (0.01)	-0.0227*** (0.01)	-0.0346* (0.02)	-0.0248 (0.02)	-0.0126*** (0.00)	-0.0162*** (0.00)
<i>struc</i>	-0.1852** (0.07)	-0.0929 (0.08)	-0.9389*** (0.28)	-0.8545*** (0.28)	-0.0414 (0.03)	-0.0476* (0.03)
<i>lnpgdp</i>	0.0036 (0.02)	-0.0048 (0.01)	0.0721 (0.07)	-0.0152 (0.05)	0.0683*** (0.01)	0.0795*** (0.02)
<i>trade</i>	0.0030 (0.03)	0.0103 (0.03)	0.0214 (0.06)	0.0718 (0.06)	0.1032*** (0.03)	0.1129*** (0.03)
<i>edu</i>	0.0240** (0.01)	0.0203** (0.01)	0.0965** (0.04)	0.0491 (0.03)	-0.0014 (0.00)	0.0016 (0.01)
<i>rho</i>	0.5959*** (0.07)	0.5072*** (0.08)	0.1222 (0.23)	0.2480 (0.16)	0.2910*** (0.09)	0.0779 (0.17)
<i>lambda</i>	-0.6974*** (0.17)	-0.7565*** (0.16)	0.0375 (0.32)	-0.3826 (0.28)	0.3418** (0.15)	0.6182*** (0.10)
<i>R</i> ²	0.482	0.491	0.452	0.391	0.912	0.863
<i>Log-lik</i>	676.083	674.951	179.407	169.113	839.526	821.762
<i>N</i>	480	480	176	176	304	304

(三) 进一步的面板门槛分析

前文论述了在技术创新的影响下,双向FDI对GEE的影响呈现非线性关系,但交互项难以真实刻画影响变量之间关系的结构变化,因此,进一步以自主创新和模仿创新为门槛变量,使用面板门槛模型对双向FDI的绿色经济效应进行门槛检验和估计。

1. 门槛效应检验

从表3检验结果和表4门槛回归结果可以得出,自主创新通过了单一门槛检验,门

槛值为 16.465，模仿创新通过了双重门槛检验，门槛值分别为 15.986 和 16.107。

表 3 门槛存在性检验

门槛变量	门槛数	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
					10%	5%	1%
自主创新	单一门槛	136.66	0.006	500	35.513	59.318	105.707
模仿创新	单一门槛	222.00	0.000	500	40.369	58.457	94.782
	双重门槛	44.73	0.044	500	33.139	42.007	69.653

表 4 门槛估计值和置信区间

门槛变量	门槛数	估计值	置信区间
自主创新	单一门槛	16.465	[16.410, 16.527]
模仿创新	双重门槛	15.986	[15.981, 16.004]
		16.107	[16.095, 16.109]

从面板门槛模型估计结果可知（见表 5），当自主创新支出低于门槛值 16.465 时，双向 FDI 的估计系数为 0.010 1，且通过 1% 的显著性检验，当门槛值高于 16.465 时，估计系数为 -0.000 1，双向 FDI 对 GEE 的促进作用弱化，假说 2 双向 FDI 对 GEE 的影响存在自主创新的门槛效应得以验证。可见，双向 FDI 的绿色经济效应会受到自主创新的影响，随着自主创新支出的增多，双向 FDI 对 GEE 的影响呈现边际递减的非线性规律。从现实情况看，自主创新大于门槛值的区域主要集中在广东、浙江、福建等东部省份，自主创新能力相对较高，有些技术甚至已经达到世界领先水平。

表 5 面板门槛模型的估计结果

项目	(13) 自主创新	(14) 模仿创新
<i>er</i>	-0.025 8*** (0.01)	-0.025 5*** (0.01)
<i>struc</i>	-0.352 2*** (0.06)	-0.238 0*** (0.07)
<i>lnpgdp</i>	0.024 5* (0.02)	0.036 0** (0.01)
<i>trade</i>	0.024 1 (0.03)	-0.008 7 (0.03)
<i>edu</i>	0.036 3*** (0.01)	0.033 3*** (0.01)
<i>oifdi_1</i>	0.010 1*** (0.00)	0.008 3*** (0.00)
<i>oifdi_2</i>	-0.000 1 (0.00)	-0.003 5** (0.00)
<i>oifdi_3</i>	—	0.000 8 (0.00)
<i>cons</i>	-0.172 5* (0.09)	-0.283 2*** (0.09)
R^2	0.583	0.579

“能源回弹”效应、西方国家的技术封锁等原因都会使双向 FDI 的绿色经济效应在自主创新的影响下逐渐减弱。

从模仿创新看,当模仿创新低于门槛值 15.986 时,OFDI 估计系数为 0.008 3,且通过 1%显著性水平检验,此时双向 FDI 对 GEE 具有显著的促进作用;当门槛值处于 15.986 和 16.107 之间时,双向 FDI 对 GEE 具有显著的抑制作用;而当门槛值大于 16.107 时,双向 FDI 对 GEE 具有不显著的促进作用,假说 3 双向 FDI 对 GEE 的影响存在模仿创新的门槛效应得以验证。随着模仿创新支出的增多,双向 FDI 对 GEE 的影响由正转负,可能的原因在于,在技术引进和模仿创新初期,加大创新支出对 GEE 的边际促进效应较高,但模仿创新并不能真正引进关键核心技术,反而容易陷入技术路径依赖中,从而抑制了 GEE 的提升。

四、结论及政策建议

(一) 结论

实证检验双向 FDI 对 GEE 的影响,主要结论如下:

(1) 样本期内,双向 FDI 显著促进了 GEE 的增长,能够成为新时代促进 GEE 的重要驱动力量。分区域实证结果表明,双向 FDI 对 GEE 的影响存在区域异质性,双向 FDI 对中西部地区 GEE 具有显著的促进作用,但在东部地区的影响不显著。

(2) 双向 FDI 对 GEE 的影响存在基于自主创新的单一门槛,随着自主创新支出的增多,双向 FDI 对 GEE 的促进作用呈现边际递减的非线性特征。

(3) 双向 FDI 对 GEE 的影响存在基于模仿创新的双重门槛,在模仿创新初期,双向 FDI 对 GEE 具有正向影响,但随着模仿创新支出增多,双向 FDI 对 GEE 具有抑制作用。

(二) 建议

(1) 继续实施“引进来”和“走出去”战略,加大技术获取型双向 FDI 的引进力度和投资力度,加快发展模式从“数量型”向“质量型”转变的速度,学习和引进国外先进的技术和资源,完善地区清洁生产工艺和生产设备,提升清洁生产技术,使双向 FDI 成为新时期激励 GEE 提升的重要驱动力量。

(2) 在发挥双向 FDI 绿色经济效应的同时,不能忽略本地区技术创新能力的影响。在东部地区,在加大自主创新支出的同时要谨防“能源回弹”效应的发生,促进双向 FDI 与自主创新的良性互动,实现“1+1>2”的效果;在中西部地区,要更加注重提升地区技术吸收能力,从而增强双向 FDI 对 GEE 的激励作用。

(3) 提升自主创新能力是增强双向 FDI 绿色经济效应的主要驱动力,同时,在模仿创新阶段要避免形成技术路径依赖,陷入“技术引进”陷阱,尤其是在中西部地区,在本土自主创新能力还不够强的情况下,不能为了创新而创新,造成引进技术的“水土不服”,而应加大对引进技术再创新的支持力度。

[参考文献]

- [1] 白俊红,蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J].经济研究,2015,50(7):174-186.
- [2] 白俊红,王钺,蒋伏心,等. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J].经济研究,2017,52(7):109-123.
- [3] 冯烽,叶阿忠. 回弹效应加剧了中国能源消耗总量的攀升吗? [J].数量经济技术经济研究,2015,32(8):104-119.
- [4] 傅京燕,胡瑾,曹翔. 不同来源 FDI、环境规制与绿色全要素生产率[J].国际贸易问题,2018(7):134-148.
- [5] 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[J].产业经济研究,2019(3):114-126.
- [6] 龚梦琪,刘海云. 中国双向 FDI 协调发展、产业结构演进与环境污染[J].国际贸易问题,2020(2):110-124.
- [7] 国涓,郭崇慧,凌煜. 中国工业部门能源反弹效应研究[J].数量经济技术经济研究,2010,27(11):114-126.
- [8] 胡琰欣,曲小娥,董明放. 中国对外直接投资的绿色生产率增长效应——基于时空异质性视角的经验分析[J].经济学家,2016(12):61-68.
- [9] 黄纯灿,胡日东. 技术进步、能源效率及反弹效应——基于索洛中性技术的再检验[J].宏观经济研究,2013(4):44-52.
- [10] 黄凌云,刘冬冬,谢会强. 对外投资与引进外资的双向协调发展研究[J].中国工业经济,2018(3):80-97.
- [11] 江小涓. 理解科技全球化——资源重组、优势集成和自主创新能力提升[J].管理世界,2004(6):4-13+155.
- [12] 李梅,柳士昌. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分析[J].管理世界,2012(1):21-32+66.
- [13] 李斌,祁源,李倩. 财政分权、FDI 与绿色全要素生产率——基于面板数据动态 GMM 方法的实证检验[J].国际贸易问题,2016(7):119-129.
- [14] 林伯强,谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率[J].经济研究,2019,54(2):119-132.
- [15] 彭星,李斌. 贸易开放、FDI 与中国工业绿色转型——基于动态面板门槛模型的实证检验[J].国际贸易问题,2015(1):166-176.
- [16] 申萌,李凯杰,曲如晓. 技术进步、经济增长与二氧化碳排放:理论和经验研究[J].世界经济,2012(7):83-100.
- [17] 孙海波,刘忠璐. OFDI 逆向技术溢出促进中国工业绿色转型了吗? ——来自中国省级面板数据的经验证据[J].国际贸易问题,2019(3):161-174.
- [18] 盛斌,吕越. 外商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+205-206.
- [19] 孙早,韩颖. 外商直接投资、地区差异与自主创新能力提升[J].经济与管理研究,2018,39(11):92-106.
- [20] 沈春苗,郑江淮. 中国企业“走出去”获得发达国家“核心技术”了吗? ——基于技能偏向型技术进步视角的分析[J].金融研究,2019(1):111-127.
- [21] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算:1952-2006 年[J].数量经济技术经济研究,2008,25(10):17-31.
- [22] 王恕立,王许亮,藤泽伟. 中国双向 FDI 的生产率效应研究——基于资源环境约束的视角[J].国际商务——对外经济贸易大学学报,2017(5):65-78.
- [23] 王裕瑾,于伟. 我国省际绿色全要素生产率收敛的空间计量研究[J].南京社会科学,2016(11):31-38.
- [24] 汪丽娟. 中国对外直接投资对国内经济高质量发展的影响研究[J].国际商务——对外经济贸易大学学报,2019(5):56-72.
- [25] 朱文涛,吕成锐,顾乃华. OFDI、逆向技术溢出对绿色全要素生产率的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(9):63-73.
- [26] 张林. 中国双向 FDI、金融发展与产业结构优化[J].世界经济研究,2016(10):111-124.
- [27] 张建,李占风. 对外直接投资促进了中国绿色全要素生产率增长吗——基于动态系统 GMM 估计和门槛模型的实证检验[J].国际贸易问题,2020(7):159-174.
- [28] GROSSMAN, G M, KRUEGER, A. B. Economic Growth and the Environment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(2):353-377.
- [29] HANSEN B. Threshold effects in non - dynamic panels: estimation, testing and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.

- [30] HUANG J, CHEN X, Huang B, et al. Economic and environmental impacts of foreign direct investment in China: A spatial spillover analysis[J]. *China Economic Review*, 2017, 45(1): 289-309.
- [31] LIN B, LIU X. Dilemma between economic development and energy conservation; energy rebound effect in China [J]. *Energy Policy*, 2012(45): 164-173.
- [32] LIN B, DU K. Energy and CO₂ emissions performance in China, s regional economies; do market-oriented reforms matter? [J]. *Energy Policy*, 2015, 78(3): 113-124.
- [33] LIN B, CHEN Z. Does factor market distortion inhibit the green total factor productivity in China? [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 197(10): 25-33.
- [34] ZHANG N, CHOI Y. Total-factor carbon emission performance of fossil fuel power plants in China: a metafrontier non-radial malmquist index analysis[J]. *Energy Economics*, 2013, 40(11): 549-559.
- [35] ZHOU P, WANG B, Wang H. Energy and CO₂ emission performance in electricity generation: a non-radial directional distance function approach[J]. *European Journal of Operational Research*, 2012, 221(3): 625-635.

(责任编辑 武 齐)

Does the Coordinated Development of Two-way FDI Promote Green Economic Efficiency? —From the Perspective of Technological Innovation

SONG Xiaoling, LI Jinye

(School of Economics and Management, Xinjiang University, Urumqi Xinjiang 830046)

Abstract: This paper analyzes the impact mechanism of two-way FDI, technological innovation and green economic efficiency in theory, then employs the non-radial distance function to measure the green economic efficiency (GEE) of 30 provinces in China over the period of 2003 to 2018. Based on this, we use the spatial autocorrelation model (SAC) and panel threshold model to test the impact of two-way FDI on GEE and the threshold effect of technological innovation. The results indicate that two-way FDI has promoted GEE significantly and which shows regional differences; technological innovation has a moderating effect on the green economy effect of two-way FDI. It presents a significantly negative moderating effect in the overall and eastern region, but has a positive moderating effect in mid-western region. Taking independent innovation and imitation innovation as the threshold variable, two-way FDI and GEE show typical non-linear characteristics. With the increase of independent innovation and imitation innovation expenditure, the promoting effect of two-way FDI on GEE is gradually weakened, and the inhibiting effect of imitation innovation is more obvious.

Keywords: Two-way FDI Coordinated Development; Green Economic Efficiency; Technological Innovation