

# “双碳”愿景下双向 FDI 协调发展助推 区域绿色转型的实证研究： 本地效应与空间溢出

刘 乾<sup>1</sup>, 程洪乾<sup>2</sup>, 邵砾群<sup>1</sup>, 陈海滨<sup>1</sup>, 刘新仪<sup>1</sup>

(1. 西北农林科技大学经济管理学院, 陕西 杨陵 712100; 2. 青岛城市学院工商管理学院, 山东 青岛 266109)

**摘要:** 基于 2004—2021 年省级数据, 以绿色全要素生产率 (GTFP) 衡量区域绿色低碳转型, 运用空间杜宾模型检验双向 FDI 协调发展与 GTFP 的因果关系和作用机制。研究发现: (1) 双向 FDI 协调发展既能提升本地 GTFP, 也存在空间溢出效应; (2) 本地效应与空间溢出效应在沿海和南方地区更明显; (3) 技术创新是重要影响机制, 模仿创新在短期内发挥积极作用, 自主创新才是提升 GTFP 的“长久之计”; (4) 高质量的政府治理正向调节双向 FDI 协调发展对 GTFP 的积极影响。研究结果既为高水平对外开放的绿色经济效应提供了新证据, 也为借力高质量“双循环”新发展格局建设、助推区域绿色低碳转型提供了理论参考。

**关键词:** 双向 FDI 协调发展; 绿色全要素生产率; 技术创新; 空间杜宾模型

**中图分类号:** F0621 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2024)02-0104-09

## Empirical study on the effects of coordinated development of two-way FDI on regional green transformation under the carbon peaking and carbon neutrality goals: Local and spatial spillovers

LIU Qian<sup>1</sup>, CHENG Hongqian<sup>2</sup>, SHAO Liqun<sup>1</sup>, CHEN Haibin<sup>1</sup>, LIU Xinyi<sup>1</sup>

(1. School of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China

2. School of Management, Qingdao City University, Qingdao 266109, China)

**Abstract:** Based on provincial-level data from 2004 to 2021, the regional green and low-carbon transformation is measured by Green Total Factor Productivity (GTFP). The Spatial Durbin Model is applied to test the causal relationship and mechanism between the coordinated development of two-way FDI and GTFP. The research finds that coordinated development of two-way FDI can enhance local GTFP and also has a spatial spillover effect; both local and spatial spillover effects are more pronounced in coastal and southern regions; technological innovation is a significant influencing mechanism, with imitation innovation playing a positive role in the short term, while independent innovation is the “long-term strategy” for enhancing GTFP; high-quality government governance positively moderates the positive impact of impact of coordinated development of two-way FDI on GTFP. This article not only provides new evidence for

收稿日期: 2023-08-12 修回日期: 2023-12-27

**基金项目:** 国家自然科学基金项目 (72273104, 71873098, 72103107); 教育部人文社会科学基金项目 (23YJA790066); 陕西省社会科学基金项目 (2020R050); 江苏省社会科学基金项目 (23EYD002)。

**作者简介:** 刘乾 (1996—), 男, 江苏盐城人, 西北农林科技大学经济管理学院博士生, 研究方向为资源经济与环境管理。通信作者: 邵砾群。

the green economic effects of high-level open policies but also offers theoretical references for leveraging the high-quality “dual circulation” new development pattern to promote regional green and low-carbon transformation.

**Key words:** coordinated development of two-way FDI; green total factor productivity; technological innovation; spatial Dubin model

全球气候变化的加剧和极端灾害事件的频繁发生表明,以“高投入、高耗能、高污染”为特征的粗放式经济增长方式不可持续<sup>[1]</sup>。要想化解资源枯竭、人口老龄化等多元风险和如期实现“双碳”目标,中国急需加快形成绿色低碳循环发展的新方式。全面提高绿色全要素生产率(green total factor productivity, GTFP)是在能耗约束下实现高速低碳发展的关键。然而,当前 GTFP 增速不升反降<sup>[2-4]</sup>。外商直接投资(inward foreign direct investment, IFDI)和对外直接投资(outward foreign direct investment, OFDI)是优化资源配置、获取技术与市场等资源的重要举措,深刻影响中国“双循环”新发展格局和经济增长绿色动能<sup>[5-6]</sup>。得益于外向型经济发展战略,中国 IFDI 稳步增长,OFDI 迅猛增长,并在 2014 年首超 IFDI;进入新常态后,中国由以吸收外资为主逐渐转向双向投资同步发展(见图 1)。中国的国际化战略已进入“双向 FDI 质量、结构、效益并重”的发展阶段<sup>[7]</sup>,而以“污染天堂假说”和“污染光环假说”为代表的国际投资环境效应的争论从未停止。那么,双向 FDI 协调发展能否成为经济绿色发展的“两翼”?这是借力中国新一代高水平对外开放赋能绿色发展需要深入思考的问题。

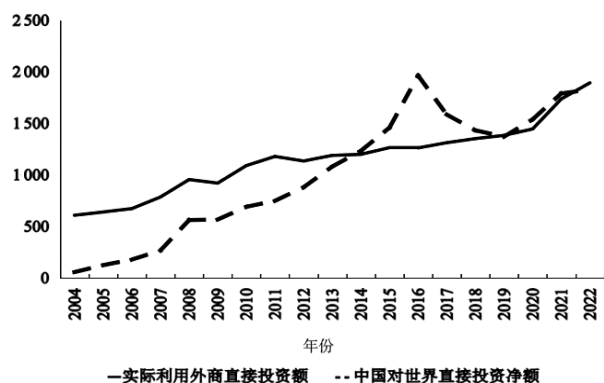


图 1 2004—2022 年中国双向投资对比

数据来源:EPS 数据库, <https://www.epsnet.com.cn/index.html#/Index>。

## 一、文献回顾

在双向 FDI 协调发展对环境污染治理的影响方面,众多学者借鉴经典的国际贸易环境效应理论<sup>[8]</sup>,以规模效应、结构效应和技术效应为分析脉络,探讨双向 FDI 协调发展的环境效应。龚梦琪等<sup>[9]</sup>发现 IFDI 只能通过技术效应抑制中国工业行业的污染排放,而 OFDI 能通过规模效应、结构效应和技术效应有效转移工业行业污染。韩永辉等<sup>[10]</sup>发现双向 FDI 的污染治理效应具有动态性:短期内,IFDI 的结构效应和技术效应占据主导地位,能抑制污染排放,长期内,IFDI 的规模效应占据主导地位,恶化了环境质量;OFDI 对污染治理的长短期影响与 IFDI 恰好相反。上述学者将 IFDI 和 OFDI 作为两个独立变量,纳入同一框架分析对环境污染治理的影响,却忽视了双向 FDI 的互动机制。刘海云等<sup>[11]</sup>利用联立方程模型初步探究了双向 FDI 的交互环境效应,认为要素市场扭曲和 OFDI 是 IFDI 扩大环境污染的重要影响因素。此后,有学者开始采用耦合协调度模型测度双向 FDI 协调发展水平,发现双向 FDI 协调发展显著改善了环境质量,产业结构、经济增长和技术创新是关键的影响机制<sup>[12]</sup>。但朱于珂等<sup>[13]</sup>却发现现阶段规模效应较大,双向 FDI 协调发展的碳减排效应并不存在。污染排放会随自然气候条件变化、要素流动和产业转移的方式在空间扩散,呈现显著的空间关联效应<sup>[14]</sup>。王奕淇等<sup>[15]</sup>采用空间计量模型发现双向 FDI 协调发展存在“本地—邻地”的碳减排效应。

在双向 FDI 协调发展影响技术创新方面,IFDI 和 OFDI 对绿色创新效率具有非线性影响,会受到本地制度因素和吸收能力的制约,包括市场化水平、知识产权保护和环境规制<sup>[16-18]</sup>。然而,上述研究依旧只是考察了 IFDI 和 OFDI 各自对创新效率的影响,并未考察双向 FDI 协调发展的创新溢出效应,且创新效率只能反映技术创新的数量,无

法反映质量。宋晓玲等<sup>[19]</sup>拓展了现有研究视角,分析了创新主体的创新行为,发现双向 FDI 协调发展的策略性创新溢出效应明显高于实质性创新溢出效应。提高区域绿色创新能力的最终目的是驱动绿色经济增长,双向 FDI 协调发展能否提升 GTFP 更为重要。王恕立等<sup>[20]</sup>发现 IFDI 抑制了 GTFP,而 OFDI 则提升了 GTFP,但并未考虑双向 FDI 协调发展的作用。此后,有学者开始弥补上述研究空白,验证了双向 FDI 协调发展的绿色生产率溢出效应,发现在环境规制、技术创新、产业结构和空间溢出效应的作用下会呈现非线性特征<sup>[21]</sup>。

与现有研究相比,本文的边际贡献主要体现在以下几个方面。第一,研究方法更加合理、论证过程更加严谨,考虑到省域经济发展的空间集群效应和污染排放的“搭便车”行为,采用空间杜宾模型以规避忽略相关变量的空间相关性而产生的内生性问题,较为精准地识别了双向 FDI 协调发展与区域绿色低碳转型的因果效应。第二,研究视角聚焦于双向 FDI 协调发展的绿色生产率溢出效应上,区别于割裂 IFDI 和 OFDI 内在关联,仅仅探讨 IFDI 和 OFDI 各自对 GTFP 影响的文献,丰富了国际直接投资绿色经济效应的相关研究。第三,研究内容专注于区域绿色低碳转型的本质和关键堵点,从不同的绿色技术创新模式和有为政府对影响机制进行系统剖析,并依据中国最新区域经济发展现状探讨了区域异质性,揭示了区域发展差距收敛速度放慢的潜在原因。

## 二、理论分析与研究假说

### (一)双向 FDI 协调发展直接影响 GTFP 的机制分析

双向 FDI 的互动效应会随着一国或地区经济发展水平的提升而增强,即 IFDI 是 OFDI 的基础,OFDI 是 IFDI 更高发展的有力支持。借鉴 Allen 等<sup>[22]</sup>的思想,双向 FDI 协调发展会通过规模、结构和空间溢出直接对 GTFP 产生影响。①开放条件下的经济增长必然伴随着 IFDI 的迅速发展,在此过程中生产要素转移会带动 OFDI 的增长,而 OFDI 的发展又能进一步扩大经济规模,为经济增长增添活力。

当本国利用 OFDI 将经济实力提升至环境库兹涅茨曲线“拐点”后,会制定较为严苛的环境规制,对 IFDI 起到“筛选”作用,既抑制了 IFDI 的环境污染效应,还吸引更高质量 IFDI 的流入。“环境友好型”IFDI 和 OFDI 的交互溢出有利于改善环境质量并提高生产效率,进而提升 GTFP。②在资本边际报酬递减和本国环保意识增强的双重作用下,IFDI 会更多流向东道国战略性新兴产业,既能遏制 IFDI 带来的环境污染,又能为 OFDI 提供经验、技术和空间。本国通过顺梯度 OFDI“精洗”母国产业结构和“消化”过剩产能,有利于引导生产要素流向高新技术产业,并吸引更多清洁型 IFDI 的流入。双向 FDI 协调发展水平不断上升,促使本国产业结构由“污染密集型”转向“技术密集型”,最终提升 GTFP。③由于存在交流互动,空间关联地区在经济发展、资源配置、污染排放等方面相互影响。本地双向 FDI 协调发展水平越高,越能辐射带动空间关联地区双向 FDI 协调发展水平的提高,进而提升空间关联地区的 GTFP。此外,地区之间存在频繁跨区域的产业链关联、技术扩散、环境治理等多种经济联系。双向 FDI 协调发展给本地带来的吸收能力提升、产业结构优化和生产流程优化会通过上述机制扩散到其他地区,“第三方”也能积极学习和模仿先进绿色生产技术、生产工艺和管理理念,进而提升其他地区的 GTFP。基于此,本文提出以下假设:

假设 1:双向 FDI 协调发展既能提升本地 GTFP,也能积极作用于空间关联地区。

### (二)双向 FDI 协调发展间接影响 GTFP 的机制分析:技术创新视角

技术创新是对生产要素的重新配置和“二次创造”的过程,是经济绿色发展的重要引擎<sup>[23]</sup>。技术创新意味着培育先进排污处理技术、减少传统生产要素的使用和增加新能源的投入,有效降低单位经济产出的能源消耗与污染排放,提升 GTFP。双向 FDI 协调发展将引致“IFDI 技术溢出效应与 OFDI 逆向技术溢出效应的协调发展效果”,能够在一定程度上解决国内创新要素不足的问题,从而助推本国技术创新。因此,本文提出以

下假设:

假设 2:双向 FDI 协调发展通过技术创新对 GTFP 产生影响。

技术创新主要分为模仿创新和自主创新,两种创新模式在双向 FDI 协调发展与 GTFP 间扮演不同“角色”。一国或地区在进行双向跨境投资时,会通过“干中学”或“看中学”这一低成本方式吸纳和模仿国外先进的绿色生产技术,提升本国技术创新能力。随着与发达国家生产技术前沿面日益接近,发达国家为了防止东道国“弯道超车”会筑起技术壁垒<sup>[24]</sup>。本国以海外资本为载体模仿国外绿色生产技术的困难日益增大,若继续依赖模仿创新,会弱化双向 FDI 协调发展的技术溢出效应,难以实现高水平的技术进步。此时本国往往会重新选择要素驱动经济增长的路径,抑制 GTFP。自主创新是一个“从无到有”的过程,既能提升自身研发能力,也能增强对海外先进技术的吸收能力,但其固有的成本高、周期长、正外部性等风险容易降低国内企业自主创新的动力。本土企业利用双向 FDI 获取经营收益和技术溢出,能够在一定程度上弥补自主创新的固有风险。随着本土企业资本的丰裕和吸收能力的增强,会有意识地加大创新投入,进行二次研发,形成良性循环,不断提高自身绿色生产技术和清洁工艺研发与应用能力,并在较大范围内产生积极的示范和扩散效果,

最终提升 GTFP。基于此,本文提出以下假设:

假设 2a:在模仿创新初期,双向 FDI 协调发展会显著提升 GTFP;若长期依赖模仿创新,这种促进作用会被削弱,甚至转为抑制作用。

假设 2b:双向 FDI 协调发展的 GTFP 提升效应随着自主创新能力的提高而增强。

### (三)政府治理水平的调节作用

中国经济体制市场化改革呈“渐进式”特征,地区间政府治理水平差异明显<sup>[25]</sup>。因此,双向 FDI 协调发展对 GTFP 的作用可能会受到政府治理水平的影响。第一,高质量的政府治理通过制定合理的环境规制和增加环保投资,既能直接提升环境质量,也会对双向 FDI 起到“筛选”作用,不断提高双向 FDI 协调发展水平,增强对 GTFP 的提升作用。第二,高质量的政府治理通过完善法制建设、优化营商环境和支持创新投入,有效降低企业跨境投资的交易成本和内外源风险,这既能增强双向 FDI 协调发展的技术溢出效应,也会提高本土企业技术创新积极性。第三,双向 FDI 协调发展的技术溢出效应在经济发展水平较高、吸收能力较强的地区容易产生“能源回弹效应”,甚至是“回火效应”,政府的有效治理与引导能够在一定程度上遏制负面效应。基于此,本文提出以下假设:

假设 3:政府治理水平能够正向调节双向 FDI 协调发展对 GTFP 的促进作用。

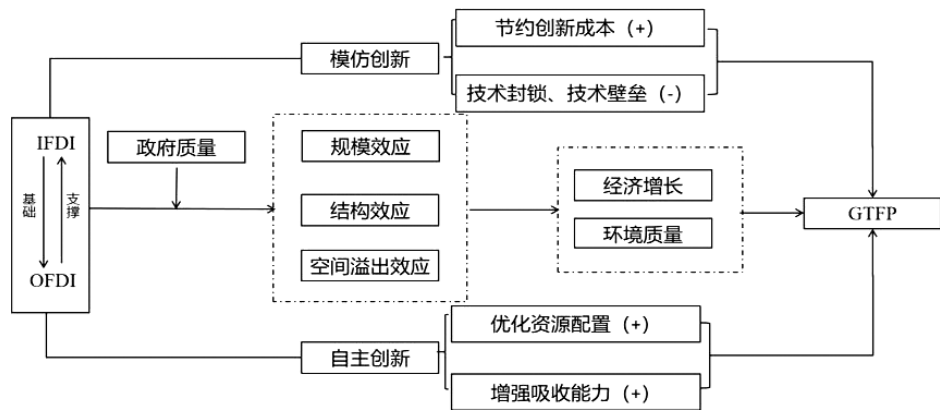


图2 理论机制框架

## 三、变量选取与数据来源

### (一)变量选取

(1)被解释变量:GTFP。选取各省实际 GDP

和 CO<sub>2</sub> 的排放量作为期望产出和非期望产出,以城镇单位年末就业人数、固定资产投资和能源消耗量作为投入,采用 EBM-GML 模型进行测度。

(2) 解释变量: 双向 FDI 协调发展。第一, OFDI 存量可以直接获取, IFDI 存量无法直接获取, 借助永续盘存法估算<sup>[26]</sup>, 用人民币兑美元的年均汇率转化为人民币单位, 并以 2004 年为基期平减得到实际值。第二, 对双向 FDI 进行平稳性检验、脉冲响应检验和格兰杰因果检验, 验证二者的互动效应。第三, 采用耦合协调度模型进行测度, 如式(1)和式(2)所示。

$$C_{it}(IO) = IFDI_{it} \times OFDI_{it} / (0.5IFDI_{it} + 0.5OFDI_{it})^2 \quad (1)$$

$$IDFDI_{it} = D_{it}(IO) = [C_{it}(IO) \times \frac{IFDI_{it} + OFDI_{it}}{2}]^{\frac{1}{2}} = [\frac{IFDI_{it} \times OFDI_{it}}{(IFDI_{it} + OFDI_{it})/2}]^{\frac{1}{2}} \quad (2)$$

(3) 控制变量: 为尽可能减少遗漏变量导致的估计偏误, 引入相关控制变量, 如表 1 所示。

表 1 变量说明及描述性统计

| 变量类别  | 变量名称        | 单位      | 变量定义                    | 均值    | 标准差   |
|-------|-------------|---------|-------------------------|-------|-------|
| 被解释变量 | 绿色全要素生产率    | ——      | EBM - GML 指数            | 1.870 | 0.948 |
| 解释变量  | 双向 FDI 协调发展 | ——      | 见式(2)                   | 0.486 | 0.326 |
| 控制变量  | 能源消耗        | 千克标准煤/人 | 各省份人均能源消费量              | 9.104 | 0.959 |
|       | 经济发展        | 万元      | 各省份实际人均收入水平             | 8.633 | 0.455 |
|       | 国有化         | %       | 规模以上国有工业企业个数/规模以上工业企业个数 | 0.508 | 0.164 |
|       | 政府干预        | %       | 财政总支出/GDP               | 0.221 | 0.097 |
|       | 人力资本        | 年       | 平均受教育年限                 | 9.532 | 1.317 |
|       | 金融发展        | %       | 金融机构存贷款余额/GDP           | 1.249 | 0.449 |

4. 空间权重矩阵的设定

(1) 地理距离矩阵。地理位置是影响经济活动空间外溢性的首要原因, 地理距离越近, 空间关联度越高。故本文依据各省份距离关系构建的地理距离权重矩阵为:

$$W_{ij}^d = e^{-\alpha d_{ij}} \\ W_{ij}^{\prime d} = \begin{cases} \frac{W_{ij}^d}{\sum_j W_{ij}^d}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases} \quad (3)$$

式(3)中,  $W_{ij}$  表示第  $i$  行  $j$  列的矩阵元素;  $d_{ij}$  表示省份  $i$  和  $j$  的省会城市(首府)几何中心点之间的欧氏距离。

(2) 人力资本矩阵。人力资本是创新要素空间流动的关键载体, 在一定程度上决定国家或地区的吸收能力。故本文构建人力资本空间权重矩阵为:

$$W_{ij} = W_d \cdot \text{diag}(\bar{y}_1/\bar{y}, \bar{y}_2/\bar{y}, \dots, \bar{y}_i/\bar{y}) \quad (4)$$

式(4)中,  $\bar{y}_i$  为地区  $i$  在所有时期的平均人力资本存量,  $\bar{y}$  为所有地区在所有时期的平均人力资本存量, 以地区平均受教育年限与就业人数的乘积表示。

(二) 数据来源

研究样本为 2004—2021 年 30 个省份(不含西

藏及港澳台)的面板数据, 数据主要来源于 EPS 数据库和《中国碳核算数据库》, 缺失数据从相应省份的统计年鉴、《中国能源统计年鉴》等年鉴补齐。

四、计量模型与实证结果

(一) 计量模型设定

本文借助似然比检验、沃尔德检验、拉格朗日乘子检验, 选择空间杜宾模型进行实证分析。此外, 对所有变量取对数以减轻异方差干扰, 模型设定如式(5)所示。

$$\ln GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln IDFDI_{it} + \alpha_2 \ln X_{it} + \theta_1 W \ln IDFDI_{it} + \theta_2 W \ln X_{it} + \rho W \ln GTFP_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中,  $GTFP_{it}$  为地区  $i$  在  $t$  年的  $GTFP$ ;  $W$  表示空间权重矩阵;  $\rho$  为  $GTFP$  的空间自相关系数;  $IDFDI_{it}$  为双向 FDI 协调发展;  $X_{it}$  为控制变量;  $\lambda_i$  和  $\mu_t$  分别为地区和时间固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为误差项。

(二) 空间杜宾模型回归结果

表 2 为式(5)的回归结果。GTFP 空间自相关系数均显著大于零, 说明 GTFP 存在“一荣俱荣”的空间溢出效应。模型 1 ~ 模型 6 显示, 双向 FDI 协调发展的一般回归系数和空间回归系数显著为正, 表明双向 FDI 协调发展对 GTFP 既有直接促进作用, 也存在正向空间溢出效应。

表 2 空间杜宾模型回归结果

| 变量                    | 地理距离矩阵               |                     |                     | 人力资本矩阵               |                      |                      |
|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                       | 模型 1                 | 模型 2                | 模型 3                | 模型 4                 | 模型 5                 | 模型 6                 |
| 双向 FDI 协调             | 0.602 ***<br>(3.53)  | 0.704 ***<br>(4.22) | 0.574 ***<br>(3.51) | 0.787 ***<br>(4.49)  | 0.751 ***<br>(4.41)  | 0.649 ***<br>(3.87)  |
| 空间权重矩阵 ×<br>双向 FDI 协调 | 0.371 *<br>(1.87)    | 0.799 ***<br>(2.93) | 0.499 *<br>(1.75)   | -0.013<br>(-0.06)    | 0.727<br>(1.60)      | 0.323 *<br>(1.68)    |
| 空间权重矩阵 ×<br>GTFP      | 0.555 ***<br>(13.24) | 0.460 ***<br>(9.54) | 0.428 ***<br>(8.56) | 0.698 ***<br>(14.86) | 0.634 ***<br>(10.59) | 0.636 ***<br>(10.54) |
| 控制变量                  | 否                    | 是                   | 是                   | 否                    | 是                    | 是                    |
| 时间固定效应                | 否                    | 否                   | 是                   | 否                    | 否                    | 是                    |
| 省份固定效应                | 否                    | 否                   | 是                   | 否                    | 否                    | 是                    |
| 观测值                   | 540                  | 540                 | 540                 | 540                  | 540                  | 540                  |
| R <sup>2</sup>        | 0.630                | 0.818               | 0.828               | 0.636                | 0.825                | 0.833                |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$  时有统计学意义;括号内为  $t$  值。下同。

### (三) 空间溢出效应分解结果

考虑到空间滞后项对估计结果的影响,本文对式(5)求偏微分得到双向 FDI 协调发展的直接和间接效应。直接效应反映双向 FDI 协调发展对本地 GTFP 的影响,间接效应反映对空间关联地区的影响。由表 3 可知,直接效应和间接效应均在 1% 的水平显著为正,间接效应强于直接效应,说明双向 FDI 协调发展有助于提升本地和空间关联地区的 GTFP,验证了假设 1。说明本地双向 FDI 协调发展水平越高,对空间关联省份的“辐射”效应便越大,产生杠杆效应,通过改善空间关联省份要素禀赋结构的质量来助推绿色低碳转型,这与向宇等<sup>[1]</sup>的研究结论相一致。

表 3 空间杜宾模型的溢出效应分解结果

| 变量        | 地理距离矩阵              |                     |                     | 人力资本矩阵              |                     |                    |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
|           | 直接效应                | 间接效应                | 总效应                 | 直接效应                | 间接效应                | 总效应                |
|           | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (1)                 | (2)                 | (3)                |
| 双向 FDI 协调 | 0.644 ***<br>(3.88) | 1.214 ***<br>(2.81) | 1.857 ***<br>(4.04) | 0.875 ***<br>(4.08) | 1.734 ***<br>(1.51) | 2.607 **<br>(2.01) |

注:表中仅报告核心解释变量的估计结果。下同。

### (四) 稳健性检验结果

第一,鉴于经济社会发展具有一定的“惯性”,控制滞后一期 GTFP,构建动态空间杜宾模型,同时,考虑到不同空间权重矩阵影响,加入经济地理嵌套矩阵和地理邻接矩阵。第二,考虑到金融危机和新冠病毒感染疫情的外生冲击,剔除 2008 年和 2020 年数据。由表 4 和表 5 可知,实证结果与基准回归较为接近,印证了基准结论的稳健性。进一步观察表 4 可知,双向 FDI 协调发展的 GTFP 提升作用具有显著的动态性,长期内促进作用更大。

### (五) 内生性检验结果

本文采用广义空间两阶段最小二乘法来处理

可能存在的双向因果关系和遗漏变量带来的内生性问题。鉴于双向 FDI 协调发展的动态连续性,将其滞后一期作为工具变量;由于与海外市场接近度是企业进行国际投资时不可忽视的重要因素,且海外市场地理距离是由自然因素决定的,故计算与海外市场距离作为另一工具变量,保证工具变量的“强相关”与“严格外生”的假定。由表 6 可知,核心变量的估计结果与基准回归较为一致,故基准结论的可靠性较强。

表 4 动态空间杜宾模型的回归结果

| 矩阵       | 短期效应                  |                       |                        | 长期效应                 |                     |                      |
|----------|-----------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
|          | 直接效应                  | 间接效应                  | 总效应                    | 直接效应                 | 间接效应                | 总效应                  |
|          | (1)                   | (2)                   | (3)                    | (1)                  | (2)                 | (3)                  |
| 地理距离矩阵   | -0.425 ***<br>(-5.11) | -0.750 ***<br>(-6.74) | -1.176 ***<br>(-12.14) | 0.851 ***<br>(6.08)  | 2.378 ***<br>(9.52) | 3.229 ***<br>(11.48) |
| 人力资本矩阵   | -0.312 ***<br>(-3.75) | -1.397 ***<br>(-9.13) | -1.709 ***<br>(-12.68) | 0.609 ***<br>(4.25)  | 4.475 ***<br>(8.27) | 5.084 ***<br>(8.70)  |
| 经济地理嵌套矩阵 | -0.140 *<br>(-1.67)   | -0.711 ***<br>(-5.10) | -0.851 ***<br>(-6.52)  | 0.713 ***<br>(16.67) | 0.161 *<br>(1.84)   | 0.874 ***<br>(6.51)  |
| 地理邻接矩阵   | -0.335 ***<br>(-4.23) | -0.734 ***<br>(-6.91) | -1.068 ***<br>(-10.33) | 1.047 ***<br>(4.78)  | 2.738 ***<br>(6.89) | 3.785 ***<br>(8.37)  |

表 5 剔除特殊年份的回归结果

| 变量        | 地理距离矩阵              |                     |                      | 人力资本矩阵              |                     |                      |
|-----------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|           | 直接效应                | 间接效应                | 总效应                  | 直接效应                | 间接效应                | 总效应                  |
|           | (1)                 | (2)                 | (3)                  | (1)                 | (2)                 | (3)                  |
| 双向 FDI 协调 | 0.674 ***<br>(3.59) | 1.310 ***<br>(6.17) | 1.985 ***<br>(16.13) | 0.824 ***<br>(4.16) | 1.461 ***<br>(5.69) | 2.285 ***<br>(12.28) |

表 6 内生性检验结果

| 变量               | 地理距离矩阵              |                     | 人力资本矩阵              |                      |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                  | 模型 1                | 模型 2                | 模型 3                | 模型 4                 |
| 空间权重矩阵 ×<br>GTFP | 0.556 ***<br>(6.63) | 0.440 ***<br>(7.15) | 0.686 ***<br>(9.88) | 0.817 ***<br>(12.31) |
| 双向 FDI 协调        | 0.885 ***<br>(6.63) | 1.409 ***<br>(9.16) | 0.828 ***<br>(5.49) | 1.461 ***<br>(5.69)  |
| F 检验             | 183.120             | 150.906             | 218.417             | 198.980              |
| P 值              | (0.000)             | (0.000)             | (0.000)             | (0.000)              |
| Wald 检验          | 1 464.960           | 1 207.250           | 1 747.339           | 1 591.843            |
| P 值              | (0.000)             | (0.000)             | (0.000)             | (0.000)              |
| 控制变量             | 是                   | 是                   | 是                   | 是                    |
| 时间固定效应           | 是                   | 是                   | 是                   | 是                    |
| 省份固定效应           | 是                   | 是                   | 是                   | 是                    |
| 观测值              | 540                 | 540                 | 540                 | 540                  |
| R <sup>2</sup>   | 0.568               | 0.689               | 0.657               | 0.586                |

### (六) 区域异质性检验结果

本文基于工业进程视角将样本划分为沿海、沿边和内陆<sup>①</sup>,基于区域创新能力视角将样本划分

① 沿海地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东等 10 个省份,内陆地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏等 13 个省份,沿边地区包括吉林、黑龙江、内蒙古、广西、海南、云南、新疆等 7 个省份。

为南北区域<sup>②</sup>,考察双向 FDI 协调发展对 GTFP 的区域异质性影响。回归结果如表 7 所示。模型 1 ~ 模型 3 表明,双向 FDI 协调发展的 GTFP 提升效应在沿海地区最大,其次是内陆地区,最后是沿边地区。沿海地区处于工业化进程后期阶段,凭借便利的海运更广泛参与全球分工,产业结构不断升级优化,具有丰富的人力资源和完善的工业配套,双向 FDI 协调发展水平更高,对 GTFP 的提升作用也更强。内陆地区处于工业化中期阶段,积极承接沿海地区产业转移,依托地理优势发展大数据等新兴产业,产业结构合理化进程加快。而沿边地区处于工业化前中期阶段,双向 FDI 规模较小、协调性低,对 GTFP 的提升作用也最小,空间溢出效应也不明显。模型 4 ~ 模型 5 表明,双向 FDI 协调发展的 GTFP 促进效应在南方更为显著。南方经济总量大、市场化程度高、创新能力强,能够高效吸收、转化和利用双向 FDI 协调发展带来的绿色溢出效应。北方地区双向 FDI 规模小、市场化程度低、创新能力弱、产业结构以资源加工型和劳动密集型为主,难以充分提升 GTFP。此外,间接效应在北方不显著,主要是由于北方的发展资源集中在少数“大规模”城市,导致对空间关联地区的虹吸效应大于辐射作用。

表 7 区域异质性检验结果

| 变量     | 沿海                  | 内陆                   | 沿边                 | 南方                   | 北方                  |
|--------|---------------------|----------------------|--------------------|----------------------|---------------------|
|        | 模型 1                | 模型 2                 | 模型 3               | 模型 4                 | 模型 5                |
| 地理距离矩阵 |                     |                      |                    |                      |                     |
| 直接效应   | 0.968 ***<br>(3.79) | 0.550 ***<br>(3.59)  | 0.782 **<br>(2.16) | 0.915 **<br>(2.49)   | 0.447 ***<br>(3.46) |
| 间接效应   | 1.319 ***<br>(4.00) | 1.526 ***<br>(7.72)  | 0.250<br>(0.67)    | 1.418 ***<br>(3.72)  | 0.564<br>(1.39)     |
| 总效应    | 2.286 ***<br>(7.56) | 2.075 ***<br>(14.45) | 1.031 **<br>(2.10) | 2.333 ***<br>(16.09) | 1.012 ***<br>(2.12) |
| 人力资本矩阵 |                     |                      |                    |                      |                     |
| 直接效应   | 1.025 ***<br>(3.46) | 0.416 ***<br>(2.84)  | 1.050 **<br>(2.35) | 0.757 **<br>(1.96)   | 0.637 ***<br>(4.23) |
| 间接效应   | 2.170 **<br>(2.24)  | 2.503 ***<br>(3.55)  | 0.922<br>(1.17)    | 1.559 *<br>(1.83)    | 0.965<br>(1.08)     |
| 总效应    | 3.195 ***<br>(2.93) | 2.919 ***<br>(3.94)  | 1.972 **<br>(1.99) | 2.317 ***<br>(2.68)  | 1.602 *<br>(1.69)   |

五、拓展性讨论

(一)影响机制分析

本文采用半中介模型来检验技术创新的作用

机制,如式(6)所示。

$$\ln Innovation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln IDFDI_{it} + \gamma_1 \ln X_{it} + \theta_1 W \ln IDFDI_{it} + \gamma_2 W \ln X_{it} + \rho W \ln Innovation_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中,  $Innovation_{it}$  为机制变量,包括自主创新(R&D 经费支出)和模仿创新(规模以上工业企业获取和技术改造中的技术引进、技术消化吸收以及技术改造支出之和),估计结果见表 8。

模型 1 和模型 3 表明,双向 FDI 协调发展对模仿创新产生了抑制作用,说明当中国的绿色生产技术前沿面日益接近国际顶尖前沿面时,容易遭受国际上的技术封锁,难以继续依赖以模仿创新为动机的国际投资实现技术进步,“干中学”这一低成本方式不可持续。模型 2 和模型 4 表明,双向 FDI 协调发展会提升自主创新能力。地理距离和人力资本距离越接近,产业集聚越明显,且以人力资本为载体的研发要素流动性越高,更容易实现空间溢出,验证了假设 2。

表 8 双向 FDI 协调发展影响机制检验结果

| 变量   |           | 地理距离矩阵                |                     | 人力资本矩阵                |                     |
|------|-----------|-----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
|      |           | 模仿创新                  | 自主创新                | 模仿创新                  | 自主创新                |
|      |           | 模型 1                  | 模型 2                | 模型 3                  | 模型 4                |
| 直接效应 | 双向 FDI 协调 | -0.387 ***<br>(-2.85) | 0.242 ***<br>(3.66) | -0.250 *<br>(-1.85)   | 0.298 ***<br>(4.17) |
| 间接效应 | 双向 FDI 协调 | -1.230 ***<br>(-5.22) | 0.542 **<br>(2.13)  | -1.702 ***<br>(-5.83) | -0.034<br>(-0.07)   |
| 总效应  | 双向 FDI 协调 | -1.617 ***<br>(-7.51) | 0.783 ***<br>(2.77) | -1.952 ***<br>(-7.44) | 0.264<br>(0.50)     |

(二)基于不同技术创新模式的面板门槛分析

为探讨在不同技术创新水平的阈值下,双向 FDI 协调发展对 GTFP 的异质性影响,本文以模仿创新和自主创新作为门槛变量,构建以下面板门槛模型:

$$\ln GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln IDFDI_{it} \times I(\ln Innovation_{it} \leq \delta_1) + \alpha_2 IDFDI_{it} \times I(\delta_1 < \ln Innovation_{it} \leq \delta_2) + \dots + \alpha_n IDFDI_{it} \times I(\delta_{n-1} < \ln Innovation_{it} \leq \delta_n) + \alpha_{n+1} IDFDI_{it} \times I(\ln Innovation_{it} > \delta_n) + \gamma X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(7)中,  $\delta$  为待估门槛值,  $I$  为示性函数。

由表 9 和表 10 可知,模仿创新和自主创新均通过单一门槛检验,阈值分别为 1.033 和 3.794。当模仿创新低于 1.033 时,双向 FDI 协调发展的估

② 北方包括北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 15 个省份,南方包括上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南 15 个省份。

计系数为 0.295 ( $P < 0.01$ );而当模仿创新跨过门槛值时,回归系数转变为  $-0.119$  ( $P < 0.05$ )。可见,受模仿创新水平的制约,双向 FDI 协调发展和 GTFP 呈倒“U”型关系。当自主创新低于 3.794 时,双向 FDI 协调发展对 GTFP 并无显著影响,跨越门槛值时,回归系数显著为正,说明双向 FDI 协调发展的 GTFP 提升效应随着自主创新能力的提高而增强验证了假设 2a 和 2b。这是因为,模仿创新更多的是一种短期内引进国外先进技术实现促进作用,长期来看容易遭受发达国家的技术壁垒和陷入技术路径依赖,并挤占自主创新的投入。要想为双向 FDI 协调发展的 GTFP 提升效应提供源源不断的动力,关键在于通过模仿创新奠定良好吸收能力后,积极发挥主观能动性,加强自主研发并完全掌控国际前沿绿色生产技术。

表 9 门槛模型检验结果

| 门槛变量 | 原假设  | F 值   | P 值   | 置信区间   |        |        | 门限值   |
|------|------|-------|-------|--------|--------|--------|-------|
|      |      |       |       | 1%     | 5%     | 10%    |       |
| 模仿创新 | 单一门槛 | 62.20 | 0.003 | 46.540 | 36.412 | 32.374 | 1.033 |
|      | 双重门槛 | 27.87 | 0.137 | 81.209 | 46.324 | 31.940 |       |
| 自主创新 | 单一门槛 | 41.92 | 0.060 | 69.997 | 43.083 | 38.379 | 3.794 |
|      | 双重门槛 | 32.63 | 0.167 | 73.251 | 47.613 | 38.802 |       |

表 10 面板门槛模型的估计结果

| 变量                            | 模仿创新                 | 自主创新                 |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|
| 双向 FDI × 示性函数<br>(技术创新 ≤ 门槛值) | 0.295 ***<br>(3.29)  | 0.205<br>(0.44)      |
| 双向 FDI × 示性函数<br>(技术创新 > 门槛值) | -0.119 **<br>(-2.56) | 2.314 ***<br>(10.03) |
| 控制变量                          | 是                    | 是                    |
| 观测值                           | 540                  | 540                  |
| R <sup>2</sup>                | 0.722                | 0.752                |

### (三) 政府治理水平的调节作用分析

为验证政府治理水平对双向 FDI 协调发展和 GTFP 关系的调节作用,本文在基准回归模型中加入两者的交互项,如式(8)所示。

$$\ln GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln IDFDI_{it} + \alpha_2 \ln GQ_{it} + \alpha_3 \ln IDFDI_{it} \times \ln GQ_{it} + \gamma_1 \ln X_{it} + \theta_1 W \ln IDFDI_{it} + \theta_2 W \ln GQ_{it} + \theta_3 W \ln IDFDI_{it} \times \ln GQ_{it} + \gamma_2 W \ln X_{it} + \rho W \ln GTFP_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式(8)中,GQ 为政府治理水平。选取《中国市场化指数》中减轻企业的税外负担指数、对生产者合法权益的保护指数、减少政府对企业的干预指数和知识产权保护指数等 4 个指标,求取平均值后得出地方政府治理水平综合指数。回归结果见表 11。

由模型 1 ~ 模型 6 可知,不论是否考虑空间效应,双向 FDI 协调发展与政府治理水平交互项的回归系数均显著为正,说明地方政府治理水平越高,双向 FDI 协调发展越能提升 GTFP,假说 3 得到验证。政府通过投资型、市场型和命令型环境规制倒逼企业进行绿色技术创新,在降低碳排放强度的同时产生积极的示范效应,并有效降低能源“回弹效应”,进一步强化技术创新的产出增长效应和资源节约效应,提升 GTFP。

表 11 调节效应检验结果

| 变量                          | 不考虑空间效应             |                     | 考虑空间效应              |                     |                     |                     |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                             | 模型 1                | 模型 2                | 地理距离矩阵              |                     | 人力资本矩阵              |                     |
|                             |                     |                     | 模型 3                | 模型 4                | 模型 5                | 模型 6                |
| 双向 FDI 协调                   | 1.318 ***<br>(8.12) | 1.066 ***<br>(6.76) | 0.574 ***<br>(3.51) | 1.351 **<br>(9.62)  | 0.649 ***<br>(3.87) | 0.569 ***<br>(3.21) |
| 政府治理水平                      | —                   | 0.142 ***<br>(5.40) | —                   | -0.006<br>(-0.33)   | —                   | 0.030 **<br>(2.14)  |
| 双向 FDI 协调 × 政府治理水平          | —                   | 0.173 ***<br>(4.55) | —                   | 0.100 *<br>(1.86)   | —                   | 0.202 ***<br>(5.36) |
| 空间权重矩阵 × 双向 FDI 协调          | —                   | —                   | 0.499 *<br>(1.75)   | 0.408 *<br>(1.66)   | 0.323 *<br>(1.68)   | 0.401 *<br>(1.65)   |
| 空间权重矩阵 × 政府治理水平             | —                   | —                   | —                   | 0.112 **<br>(2.54)  | —                   | 0.100 **<br>(2.23)  |
| 空间权重矩阵 × 双向 FDI 协调 × 政府治理水平 | —                   | —                   | —                   | 0.312 ***<br>(2.75) | —                   | 0.649 ***<br>(3.97) |
| 控制变量                        | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   |
| 观测值                         | 540                 | 540                 | 540                 | 540                 | 540                 | 540                 |
| R <sup>2</sup>              | 0.723               | 0.750               | 0.571               | 0.603               | 0.762               | 0.745               |

## 六、结论与政策建议

### (一) 结论

双向 FDI 协调发展与 GTFP 均存在正空间相关性,双向 FDI 协调发展对 GTFP 有显著的本地效应和空间溢出效应;区域创新能力和工业化进程的差异导致双向 FDI 协调发展的绿色生产率溢出效应在沿海和南方地区更明显;技术创新是关键路径,且创新模式扮演着重要“角色”,模仿创新在短期内发挥积极作用,而自主创新才是提升 GTFP 的“长久之计”;高质量的政府治理水平正向调节双向 FDI 协调发展对 GTFP 的积极影响。

### (二) 政策建议

第一,坚持高水平对外开放政策,促使“高质量引进来”和“大踏步走出去”协同发展。加强对 IFDI 的筛选,主动引进更具战略价值的 IFDI,合理规划 OFDI 的投资方向,借力双向 FDI 协调发展提高国内生产资源配置效率,引导要素流向“高精尖”行业,构建绿色低碳循环发展体系。第二,重视提升自主创新能力,培育绿色低碳发展的“长久之计”。借力模仿创新为自主研发奠定基础后,政府组织实施专项技术攻关,推动形成原创性和颠

覆性创新成果。同时,要考虑到多方创新主体实现协同,加快创新要素向生态领域流动。第三,充分考虑区域异质性,发挥区域协调发展的正向溢出作用。沿海和南方地区要优化市场化和国际化的营商环境,加强 *IFDI* 和 *OFDI* 的良性互动,发挥绿色低碳技术示范作用;内陆和北方地区要以“智慧城市新体系、大数据产业链”为发展路线,实现工业智能赋能区域绿色低碳转型的辐射带动效应。第四,加强地方政府治理能力现代化建设,实现有为政府和有效市场的有机结合。地方政府要以市场激励型环境规制手段为主、命令控制型环境规制为辅的模式,如加快建立碳排放权交易市场,从总量控制和市场激励两方面遏制环境污染和鼓励绿色技术创新。此外,要便利知识产权申请专利和权利救济,提高对绿色技术创新主体尤其是中小微企业的行政保护效能,建立健全海外知识产权纠纷处理机制,为企业自主创新保驾护航。

#### 参考文献:

- [1] 向宇,代沁雯. “双碳”目标下双向 FDI 协调发展的碳减排效应及其空间溢出[J]. 金融经济研究,2022,37(2):105-121.
- [2] 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.
- [3] 滕泽伟. 中国服务业绿色全要素生产率的空间分异及驱动因素研究[J]. 数量经济技术经济研究,2020,37(11):23-41.
- [4] 张文卿,董景荣,张海涛,等. 环境政策促进中国绿色全要素生产率提升的机制、困境与对策:基于创新模式选择视角[J]. 经济评论,2023(1):126-143.
- [5] 倪红福. 全球产业结构和布局调整的主要特征及应对思路[J]. 人民论坛,2023(17):70-77.
- [6] 傅元海,林剑威. FDI 和 OFDI 的互动机制与经济增长质量提升:基于狭义技术进步效应和资源配置效应的分析[J]. 中国软科学,2021(2):133-150.
- [7] 邵玉君. FDI、OFDI 与国内技术进步[J]. 数量经济技术经济研究,2017,34(9):21-38.
- [8] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic growth and the environment[J]. Quarterly journal of economics,1995,110(2):353-377.
- [9] 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,2018,28(3):128-138.
- [10] 韩永辉,张帆,李子文. 双向 FDI 与雾霾空气污染:理论机制与中国经验[J]. 国际经贸探索,2021,37(7):100-112.
- [11] 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[J]. 中国人口·资源与环境,2018,28(10):27-35.
- [12] 黄凌云,刘冬冬,谢会强. 对外投资和引进外资的双向协调发展研究[J]. 中国工业经济,2018(3):80-97.
- [13] 朱于珂,高红贵,徐运保. 双向 FDI 协调发展如何降低区域 CO<sub>2</sub> 排放强度:基于企业绿色技术创新的中介效应与政府质量的调节作用[J]. 软科学,2022,36(2):86-94.
- [14] WANG Y, SHEN N. Environmental regulation and environmental productivity the case of China[J]. Renewable and sustainable energy reviews,2016(62):758-766.
- [15] 王奕淇,段洋洲. 中国双向 FDI 协调发展的碳减排效应[J]. 中国人口·资源与环境,2023,33(4):70-81.
- [16] KATIL R, AHUJA M. Something old, something new: a longitudinal study of search behavior and new product introduction[J]. Academy of management journal,2002,45(6):1183-1194.
- [17] KIM M, LAMPERT C M, ROY R. Regionalization of R&D activities: (dis) economies of interdependence and inventive performance[J]. Journal of international business Studies,2020,51(7):1054-1075.
- [18] 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.
- [19] 宋晓玲,李金叶. 双向 FDI 协调发展是否促进了绿色经济效率增长:基于技术创新视角[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报),2021(2):126-140.
- [20] 王恕立,王许亮,滕泽伟. 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.
- [21] 王凤彬,杨阳. 跨国企业对外直接投资行为的分化与整合:基于上市公司市场价值的实证研究[J]. 管理世界,2013(3):148-171.
- [22] ALLEN, PANTZALIS C. Valuation of the operating flexibility of multinational corporations [J]. Journal of international business studies,1996,27(4):633-653.
- [23] LAU H, CHIU Y, LIAW C. Technological diversification and organizational divisionalization: the moderating role of complementary assets[J]. British journal of management,2010,21(4):983-995.
- [24] TANG Q, FLAORA F G, EN X, et al. Exploratory and exploitative OFDI from emerging markets: impacts on firm performance[J]. International business review,2020,29(02):1-16.
- [25] 马连福,王丽丽,张琦. 混合所有制的优序选择:市场的逻辑[J]. 中国工业经济,2015(7):5-20.
- [26] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004(10):35-44.

(本文责编:默 黎)