

分类号 \_\_\_\_\_  
U D C \_\_\_\_\_

密级 \_\_\_\_\_  
编号 10741



# 硕士学位论文

论文题目 双向 FDI 技术溢出对中国绿色全要素  
生产率的影响研究

研究生姓名: 王辉

指导教师姓名、职称: 安占然 教授

学科、专业名称: 应用经济学 国际贸易学

研究方向: 国际贸易理论与政策

提交日期: 2022年6月6日

## 独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名： 王辉 签字日期： 2022年6月6日

导师签名： 史占琳 签字日期： 2022.6.6

## 关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定，\_\_\_\_\_（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；

2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分內容。

学位论文作者签名： 王辉 签字日期： 2022年6月6日

导师签名： 史占琳 签字日期： 2022.6.6.

# **Study on the Impact of Bidirectional FDI Technology Spillover on Green Total Factor Productivity of China**

**Candidate :Wang Hui**

**Supervisor:An Zhanran**

## 摘 要

十九大报告明确指出，中国经济发展已由高速增长转向高质量发展阶段，这就意味着经济发展方式要由原先过度依赖要素能源投入的粗放式增长，转变为以提升绿色全要素生产率（GTFP）为中心的集约绿色增长。在驱动绿色全要素生产率提升的影响因素中，外商直接投资（IFDI）和对外直接投资（OFDI）产生的技术溢出不容忽视。随着对外开放的不断加深，中国双向 FDI 发展迅速，2020 年双向 FDI 流量规模均跃居世界第一。因此，研究双向 FDI 技术溢出对绿色全要素生产率的影响对中国经济高质量发展具有重要意义。

本文围绕双向 FDI 技术溢出对绿色全要素生产率的影响这一核心问题，首先分析了中国双向 FDI 发展现状，数据表明，中国 IFDI 已由“规模化发展”转向“效率发展”阶段，增长速度逐步趋稳，OFDI 依旧保持快速增长，双向 FDI 整体呈现区域集中化现象，在国际上集中在亚洲地区，国内集中在东部地区，但中、西部地区发展潜力较大；其次，本文利用非参数混合径向 EBM 模型同时结合 Malmquist-Luenberger 生产率指数，测度中国绿色全要素生产率，结果表明，在样本研究期内，中国绿色全要素生产率整体以年平均 2% 的速度增长，其中，东部地区年平均增长率为 6%，中部地区没有明显的恶化或改善，西部地区年平均下降 2%；最后，为考察双向 FDI 技术溢出对中国绿色全要素生产率的具体影响，本文构建动态模型并利用系统 GMM 的方法进行实证分析，结果表明，样本期内，IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出以及双向 FDI 技术溢出的协同效应对绿色全要素生产率均有积极影响；在经济发展水平较高的地区，双向 FDI 技术溢出对绿色全要素生产率的积极影响小于经济发展水平较低的地区；在人力资本水平较高的地区，双向 FDI 技术溢出及协同效应对绿色全要素生产率的影响高于人力资本水平较低的地区。基于此，本文提出促进双向 FDI 发展，扩大技术溢出效应；依据发展差异，促进绿色协调发展；强化人力资本积累；发展技术交易市场，提升绿色技术水平及完善环境规制政策的相关建议，以期为中国推动经济高质量发展提供对策思路。

**关键词：**双向 FDI 技术溢出 绿色全要素生产率 协同效应

## Abstract

The report of the 19th National Congress clearly pointed out that China's economic development has shifted from high-speed growth to high-quality development, which means that the mode of economic development should change from extensive growth that originally relied too much on factor energy input to intensive green growth centered on improving green total factor productivity (GTFP). Among the factors drive the improvement of green total factor productivity, the technology spillovers caused by inward foreign direct investment (IFDI) and outward foreign direct investment (OFDI) can not be ignored. With the deepening of China's opening to the outside world, bidirectional FDI has developed rapidly. In 2020, the scale of bidirectional FDI flow jumped to the first in the world. Therefore, the study of the impact of bidirectional FDI technology spillover on green total factor productivity is of the great significance to the high-quality development of China's economy.

This dissertation focuses on the core issue of the impact of bidirectional FDI technology spillover on GTFP. Firstly, this dissertation analyzes the development status of China's bidirectional FDI. It is found that China's IFDI has changed from "large-scale development" to "efficiency development", the growth rate has gradually stabilized, OFDI still maintains rapid growth, and the bidirectional FDI as a whole presents the phenomenon of regional concentration, which is concentrated in Asia

internationally and in the eastern region domestically, but in China The western region has great development potential. Secondly, this dissertation uses the non parametric mixed radial EBM model and Malmquist-Luenberger productivity index to measure China's GTFP. It is found that within the sample study, China's green total factor productivity increased at an average annual rate of 2%, of which the average annual growth rate in the eastern region was 6%, and there was no obvious deterioration or improvement in the central region, The average annual decline in the western region is 2%. In order to investigate the specific impact of bidirectional FDI technology spillover on China's green total factor productivity, this dissertation uses the systematic GMM method to construct a dynamic empirical model. It is found that IFDI technology spillover, OFDI technology spillover and directional FDI technology spillover have a positive impact on green total factor productivity. In areas with high economic development level, the positive impact of bidirectional FDI technology spillover on green total factor productivity is less than that in areas with low economic development level. In areas with high human capital level, the impact of bidirectional FDI technology spillover and synergy on green total factor productivity is higher than that in areas with low human capital level. Based on this, this dissertation proposes to promote the development of bidirectional FDI and expand the technology spillover effect. Promote the coordinated development of

green according to the development differences. Strengthen the accumulation of human capital. Develop technology trading market, improve green technology level and improve environmental regulation policies, in order to provide countermeasures and ideas for China to promote high-quality economic development.

**Keywords:** Bidirectional FDI; Technology spillover; Green total factor productivity; Synergy effect

# 目 录

<b>1 引 言</b> .....	<b>1</b>
1.1 研究背景.....	1
1.2 研究目的与意义.....	2
1.2.1 研究目的.....	2
1.2.2 研究意义.....	2
1.3 研究内容与思路.....	3
1.3.1 研究内容.....	3
1.3.2 研究思路.....	4
1.4 研究方法与可能的创新点.....	6
1.4.1 研究方法.....	6
1.4.2 创新与不足.....	6
<b>2 文献综述</b> .....	<b>8</b>
2.1 绿色全要素生产率的相关研究.....	8
2.1.1 绿色全要素生产率测算.....	8
2.1.2 绿色全要素生产率影响因素.....	9
2.2 双向 FDI 技术溢出的相关研究.....	11
2.2.1 IFDI 技术溢出.....	11
2.2.2 OFDI 逆向技术溢出.....	12
2.3 双向 FDI 技术溢出影响绿色全要素生产率的相关研究.....	13
2.3.1 IFDI 技术溢出对绿色全要素生产率的影响.....	13
2.3.2 OFDI 逆向技术溢出对绿色全要素生产率的影响.....	13
2.3.3 双向 FDI 技术溢出协同效应对绿色全要素生产率的影响.....	14
2.4 文献简评.....	14
<b>3 中国双向 FDI 发展现状与绿色全要素生产率测度</b> .....	<b>16</b>
3.1 中国 IFDI 发展现状.....	16
3.1.1 IFDI 规模.....	16
3.1.2 IFDI 区位分布.....	17

3.2 中国 OFDI 发展现状 .....	20
3.2.1 OFDI 规模 .....	20
3.2.2 OFDI 区位分布 .....	22
3.3 绿色全要素生产率测度 .....	26
3.3.1 绿色全要素生产率测度方法 .....	26
3.3.2 绿色全要素生产率指标的选取 .....	28
3.3.3 绿色全要素生产率测度结果分析 .....	29
3.4 本章小结 .....	32
<b>4 理论机制与研究假说 .....</b>	<b>33</b>
4.1 IFDI 技术溢出对绿色全要素生产率的影响机制 .....	33
4.2 OFDI 逆向技术溢出对绿色全要素生产率的影响机制 .....	33
4.3 双向 FDI 技术溢出对绿色全要素生产率的影响机制 .....	34
<b>5 双向 FDI 技术溢出对中国绿色全要素生产率影响的实证分析 .....</b>	<b>35</b>
5.1 模型设定与指标选取 .....	35
5.1.1 计量模型设定 .....	35
5.1.2 变量说明及指标测度 .....	35
5.2 基准回归结果分析 .....	38
5.3 稳健性检验 .....	40
5.3.1 替换核心解释变量 .....	40
5.3.2 替换被解释变量 .....	41
5.4 异质性分析 .....	42
5.4.1 基于经济发展异质性分析 .....	42
5.4.2 基于人力资本异质性分析 .....	44
5.5 本章小结 .....	46
<b>6 结论与政策建议 .....</b>	<b>47</b>
6.1 研究结论 .....	47
6.2 政策建议 .....	48
<b>参考文献 .....</b>	<b>50</b>

后 记 ..... 58

# 1 引言

## 1.1 研究背景

改革开放以来，特别是加入 WTO 之后，中国经济实现跨越式发展，2000—2020 年，中国 GDP 年平均增速高达 12.38%，GDP 规模连续 10 年稳居世界第二。但是，中国经济高速增长是以高能耗、高污染为代价的。2020 年，中国能源消费总量达 49.8 亿吨标准煤，二氧化碳排放量占全球总排放量的 30.9%<sup>①</sup>。随着能源产品价格的不断上涨和生态环境的恶化，这种粗放式的增长方式显然是不可持续的。十九大报告指出，当前中国正处于经济高质量发展阶段，要建立健全绿色低碳循环发展的经济体系；“十四五”规划也明确提出，新时期，我国要提高资源效率，推进绿色发展，究其本质，就是提升绿色全要素生产率（GTFP）。

在经济全球化背景下，绿色全要素生产率的提高不仅来源自身技术进步，还来源于国际技术溢出（汪丽娟等，2019）。外商直接投资（IFDI）和对外直接投资（OFDI）是获取国际溢出的主要渠道（蒋冠宏等，2017）。2020 年，中国 IFDI 和 OFDI 流量分别为 1443.69 亿美元和 1537.1 亿美元，均位居世界第一。庞大的 IFDI 和 OFDI 规模，使通过双向 FDI 获取国际技术溢出更加不容忽视。从 IFDI 来看，IFDI 的流入可以带来先进的生产和管理技术，提升当地技术创新水平（周杰琦等，2021），但外商投资企业出于自身利益的保护，可能并不会向其他国家转移核心技术（刘灿雷等，2018），此外，中国引入的往往是劳动密集型技术，具有附加值低、高污染的特征（杜江和谢正娟，2019），只有在“以市场换技术”情况下，才能促进绿色技术进步（韩科振，2021）。从 OFDI 来看，本土企业以“绿地投资”或跨国并购等形式实现对外直接投资，可以通过技术集群吸收等途径从当地学习先进技术反馈给母国，从而提升母国的技术水平（汪丽娟等，2019），但 OFDI 对技术进步的影响存在时空差异（胡琰欣等，2016）。从双向 FDI 协同效应来看，IFDI 和 OFDI 的良性互动可以促进技术进步和劳动要素配置效率，但并不促进资本要素配置的提高（傅元海和林剑威，2021）。因此，探究 IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出及其协同效应对 GTFP 的具体影响，对未来更为有

<sup>①</sup> 数据来源：《BP 世界能源统计年鉴（2021）》。

效地制定和落实“引进来”、“走出去”战略，促进中国经济绿色、可持续发展具有重要意义。

## 1.2 研究目的与意义

### 1.2.1 研究目的

本文主要研究目的是通过系统分析中国双向 FDI 及 GTFP，总结我国目前经济高质量发展现状；在阐明 IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出及双向 FDI 技术溢出协同效应对 GTFP 影响机制后，运用实证分析双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的具体影响，并针对性的提出政策建议。具体研究目的分为以下三个部分：

- (1) 通过查阅相关数据，分析中国双向 FDI 及绿色全要素生产率发展现状；
- (2) 通过回归结果分析双向 FDI 技术溢出对中国绿色全要素生产率的具体影响；
- (3) 基于理论分析和实证分析，提出推动中国绿色全要素生产率提高的政策建议。

### 1.2.2 研究意义

本文的研究意义分为：

1.从理论意义看，本文通过 IFDI 技术溢出和 OFDI 逆向技术溢出这两个重要因素，紧密结合中国经济发展的现实情况，实证研究双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的影响，不仅丰富了已有的研究成果，还可以为中国 GTFP 的提升提供一定的理论支撑。

2.从现实意义看，在中国经济高质量发展的背景下，提高 GTFP 是实现经济绿色可持续发展的正确选择。科学测算分析中国 GTFP 发展现状和系统考察双向 FDI 技术溢出对中国 GTFP 的具体影响，可以为政府制定“引进来”、“走出去”政策提供一定的现实依据，进而有效推动经济绿色可持续发展。

## 1.3 研究内容与思路

### 1.3.1 研究内容

在经济高质量发展的背景下，如何提升绿色全要素生产率，实现经济绿色可持续发展十分重要。本文从技术溢出角度研究双向 FDI 对 GTFP 的影响，以期提出更为针对性的政策建议。主要研究内容包括以下部分：

第一部分为引言部分。引言部分主要描述选题依据、研究目的及意义、阐述本文的研究框架。

第二部分为文献综述。本文首先对研究对象绿色全要素生产率、IFDI 技术溢出和 OFDI 技术溢出的相关文献进行总结，其次径向梳理 IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出以及双向 FDI 技术溢出协同效应对绿色全要素生产率影响的相关研究，并作出文献评述。

第三部分为中国双向 FDI 发展现状及绿色全要素生产率测度。首先，本文分别对中国 IFDI、OFDI 整体发展现状及当前 IFDI 与 OFDI 来源与流向现状进行分析，接着利用混合径向的 EBM 模型，结合 Malmquist-Luenberger 测度中国绿色全要素生产率，并依据测度结果对整体及个体动态发展现状分析。

第四部分为理论机制与研究假说。本文根据双向 FDI 技术溢出与 GTFP 之间的关系，对相关理论进行分析。首先，IFDI 技术溢出通过示范—模仿、产业关联、人员流动和竞争效应对 GTFP 产生影响；其次，OFDI 逆向技术溢出经由产业集聚、人员流动、研发费用分摊和研发成果反馈对 GTFP 的产生影响；再次，双向 FDI 技术溢出协同效应对 GTFP 的影响，主要依赖技术水平和资源配置效率两个途径；最后依据理论机制，构建研究假说，为本文后续实证研究提供重要的理论基石。

第五部分为实证分析部分。本文首先对模型的建立、数据的处理进行详细的介绍；其次进行基准回归分析，即分别对 IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出以及两者的协同效应对 GTFP 的影响进行实证分析；同时，为了确保研究结论的准确性，以替换解释变量和被解释变量方式，进行稳健性检验；最后根据发展差异，分经济发展和人力资本异质性分析，得出相应的实证结论。

第六部分为结论与政策建议。对文章的研究成果进行总结，在理论机理分析

和对样本数据进行经验检验的前提下得出文章的研究结论,并以研究结论为依据,结合实际原因分析,最终提出相关政策建议。

### 1.3.2 研究思路

本文的研究思路如图 1.1 技术路线图所示:

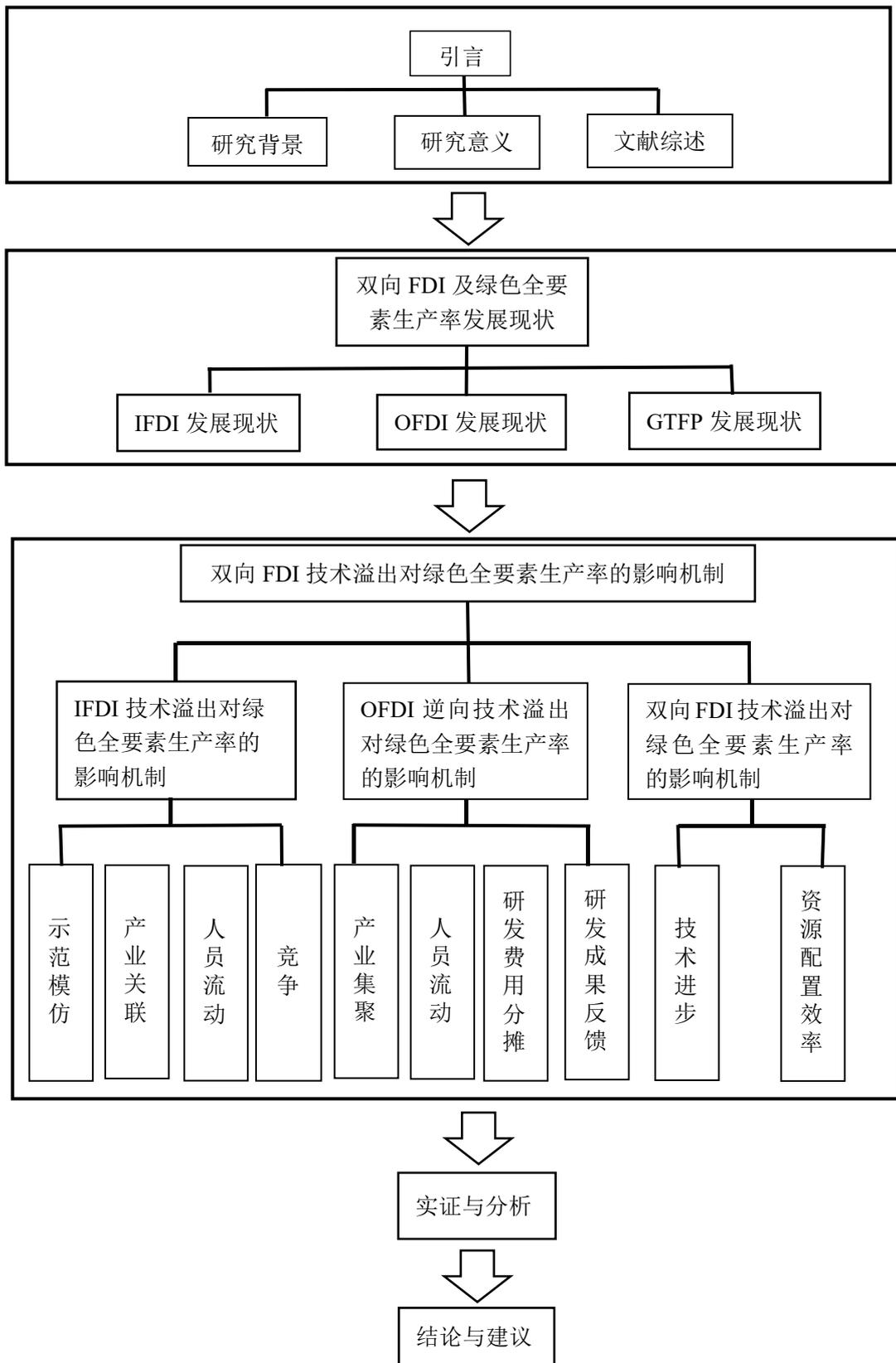


图 1.1 技术路线图

## 1.4 研究方法与创新点

### 1.4.1 研究方法

本文主要采用三种研究方法：

(1) 文献分析法。本文通过对现有文献进行梳理，归纳国内外学者对于 GTFP、IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出、双向 FDI 技术溢出分别及协同效应对 GTFP 影响的相关文献，并在此基础上发现前人的研究中存在进一步拓展的可能，以此形成本文相关的研究思路与框架。

(2) 定量与定性分析。在定性分析上，本文在国际投资理论与绿色投入产出理论的基础上，分别阐释 IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出以及双向 FDI 技术溢出协同对 GTFP 的影响机制。在定量分析上，本文通过历年统计年鉴等相关数据，测算分析了中国双向 FDI 及 GTFP 发展现状。其次，通过构建动态面板实证分析双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的具体影响，并利用替代解释变量和被解释变量进行稳健性检验，确保结论更加合理。

(3) 对比分析法。在研究绿色全要素生产率及双向 FDI 发展现状时，根据区位因素进行详细对比。在实证分析部分，根据各省发展差异，评价不同经济发展水平及不同人力资本条件下，双向 FDI 技术溢出对中国绿色全要素生产率影响结果的不同。

### 1.4.2 创新与不足

本文在前人的研究基础上，分析双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的影响，结合了文献分析、定性与定量分析、对比分析等方法进行深入研究，努力从研究视角等方面寻找突破口，可能存在如下创新与不足：

(1) 创新点：一方面，相较于以往利用传统 DEA 模型测算生产效率的方法，本文采用贴合实际生产过程的混合径向 EBM 模型结合 Malmquist-Luenberger 生产率指数（EBM-ML 指数法），在以中国各省市为基础单位的总体层面上，考虑能源消耗，环境破坏以及经济产出，全面衡量在资源和环境两个系统约束下经济系统的运转效率。另一方面，现有的关于 GTFP 影响因素的文献中，鲜有文献

将 IFDI 技术溢出和 OFDI 逆向技术溢出的协同效应作为 GTFP 的影响因素研究分析。现实情况下,中国经济实现可持续发展,不能仅仅依靠“走出去”或“引进来”单方面发展,而应将二者结合,协调发展。因此,本文在 IFDI 技术溢出和 OFDI 逆向技术溢出作为 GTFP 影响因素的同时,将双向 FDI 技术溢出协同效应作为 GTFP 的影响因素,丰富了现有研究。

(2) 不足: 由于客观条件所限,本文仅从省市层面测算 GTFP,并考量双向 FDI 技术溢出对其 GTFP 的具体影响。在现实情况下,不同企业发展路径不同,双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的影响也不相同,因而本文仍有从微观视角研究的空间。

## 2 文献综述

### 2.1 绿色全要素生产率的相关研究

绿色全要素生产率是在全要素生产率的基础上演进而来的,全要素生产率是 Solow (1957) 首次提出,用于衡量要素投入转化为产出的总体效率。随着国际社会对环境的重视,在全要素生产率的基础上,将资源和环境因素加入到产出的核算中,得到的同时反映质和量的要素生产率为绿色全要素生产率。关于绿色全要素生产率的相关研究,主要集中在 GTFP 的测算及其影响因素方面。

#### 2.1.1 绿色全要素生产率测算

自 Pittman (1983) 最初把污染物排放作为不良产出引入生产函数进行核算要素生产率后,其包含“坏”产出的 GTFP 得到学者的广泛应用。GTFP 的测算主要包括:参数法和非参数分析法。由于非参数分析法无需设定具体函数形式,可以同时模拟多种投入和产出,因此非参数法相较参数法更为适合 GTFP 的测算。非参数法中,数据包络分析(DEA)是最常用的方法,该方法的基础模型有两种:规模报酬不变的 CCR 模型、可变规模报酬的 BBC 模型,但两种模型均无法同时考虑“好”产出与“坏”产出的绿色全要素生产率。

随着 DEA 的应用与发展, Tone (2001) 提出了基于松弛程度的非径向、非角度的 SBM 效率测度, Fukuyama and Weber(2009)对其加以更为规范的改造,该模型可以考虑污染排放等“坏”产出,有效避免了传统 CCR、BBC 模型有径向和角度带来的偏差(Zhang 等, 2015)。此后,运用 SBM 的方法测算 GTFP 得到众多学者们的应用。运用此方法,学者们从区域和产业角度对绿色全要素生产率进行测算分析。在区域层面, Li Lin 和 Liu Yin (2017) 测量了长江流域 108 个省市的工业绿色全要素生产率,发现长江流域 GTFP 呈现核心—外围的特征。刘晓洁和刘洪(2018)、朱广印等(2020)发现中国各省份整体绿色全要素生产率呈现上升趋势,但东、中、西部差异较大;孟望生等(2020)以二氧化硫、烟尘、废水为“坏”产出,发现其在中国东、中、西三大区域中呈现增大趋势;李占风等(2019)测算并分解城市环境约束下的全要素生产率,发现其具有正向连

续的“空间溢出效应”。在产业层面，葛鹏飞等（2018）对中国各省份的农业绿色全要素生产率分析，发现中部地区农业碳排放强度最高，西部地区最低。程慧等（2021）分析中国旅游绿色全要素生产率，发现东部地区旅游绿色全要素生产率最优，但区域间差异呈现缩小趋势。

当存在环境污染等“坏”产出时，资源、能源消耗等与污染排放存在密切关系，两者呈现出同一径向变化，而劳动力、资本等与经济产出呈现出“可分”的非径向关系，此时，SBM 模型应用能力较弱（胡晓琳，2016）。为此，学者们开始采用 Tone 和 Tsutsui（2010）提出的兼容径向比例和非径向两类距离函数的 EBM 模型，该模型充分考虑了要素投入目标值与要素投入实际值之间的径向比例，可以较为真实的反应单元的环境效率（李兰冰和刘秉廉，2014）。鉴于 EBM 模型的优点，国内学者利用 EBM 模型从不同层面对绿色全要素生产率进行测算。在区域层面，周鹏飞等（2021）运用 EBM—ML 指数测算了中国 30 个省份的城市绿色经济效率。童昀等（2021）融合多源数据，借助 EBM—GML 模型测度中国 284 个地级市的绿色全要素生产率，发现东、西部地区 GTFP 上升趋势显著高于中部地区。在产业层面，王慧等（2020）对中国 33 个行业利用 EBM—ML 模型测度其低碳生产率，发现行业间低碳生产率差异明显。郭海红和刘新民（2020）从动态和静态两个维度，利用 EBM—ML 分析中国农业 GTFP 的时空演变，认为，在样本期内，中国农业 GTFP 呈波动上升趋势，且具有空间集聚特性。徐薛飞等（2020）将能源消耗和环境污染纳入考量，借助 EBM 模型对中国 34 个工业绿色增长指数进行测算，认为中国工业 GTFP 整体增长缓慢，技术进步是工业 GTFP 增长的源泉。杨仁发和李娜娜（2019）利用 EBM—ML 模型测度中国 30 个省份的工业绿色发展水平，并从理论与实证角度验证环境规制对其影响。

### 2.1.2 绿色全要素生产率影响因素

绿色全要素生产率在一定程度上代表了绿色经济增长水平，促进绿色全要素生产率的提高是众多研究关注的内容，目前学者们对影响 GTFP 的因素主要从产业结构、环境规制、人口密度、对外贸易依存度和技术市场等五个方面展开。

在产业结构方面，Li C（2021）和余志伟（2022）认为，产业结构高级化水平的提升能降低该地区的碳排放强度，逯进和李婷婷（2021）认为产业结构升级

能促进 GTFP 的提高, 但存在省际差异。任阳军等 (2019) 认为省际视角下的生产性服务业集聚对东部 GTFP 的促进作用弱于中西部地区, 而制造业集聚正好相反。制造业集聚对 GTFP 的正向影响边际递减 (朱风慧和刘立峰, 2021)。

在环境规制方面, 部分学者认为环境管制与工业、制造业 GTFP 之间存在 U 型曲线关系, 即环境管制在短期内对企业 GTFP 存在抑制作用, 长期中有利于提升 GTFP (李鹏升等, 2019; 杜龙政等, 2019; 龚梦琪等, 2020)。工具类型的不同也会导致环境管制对 GTFP 产生不同的影响 (伍格致等, 2019)。此外, 对不同企业而言, 环境规制的影响也不相同。林伯强等 (2021) 基于微观企业视角, 发现环境规制对重污染企业的能源效率的影响并不显著, 但对资源禀赋较高地区的企业, 有较明显的改善。

在人口密度方面, Liddle B (2013)、Ohlan R (2015) 认为, 人口密度与能源的集约排放密切相关, 稳定的人口密度能促进经济可持续增长。王风云 (2020) 和杨柳青青等 (2019) 认为, 当经济发展达到一定水平时, 人口密度能正向促进生态效率的提高。而部分学者认为人口密度与经济绿色发展呈现倒 U 型关系, 即在一定范围内, 人口密度促进经济绿色发展, 超过一定程度, 人口密度对绿色经济发展具有抑制作用。

在对外贸易依存度方面, 部分学者认为进出口贸易的增加带来了先进的技术和管理经验, 促进了 GTFP 的提升 (宋晓玲, 2021; 邵军等, 2020)。也有学者认为, 在对外贸易过程中, 各国为降低贸易成本, 保持市场竞争力而降低环境质量标准。张建清和董洁明 (2019) 在对中国“一带一路”沿线省份 GTFP 研究时, 发现对外贸易抑制了沿线省份 GTFP 的提高, 但其抑制作用随着对外贸易规模的提高而降低。此外, 陈芳和杨梅君 (2021) 认为, 农产品国际贸易正向促进农业绿色全要素生产率的提高, 而陈燕翎等 (2021) 认为, 在不同研发投入水平下, 农产品的国际贸易与农业绿色全要素生产呈倒 U 型关系。

在技术市场方面, 张林 (2022) 认为技术市场通过技术成果转化, 促进产业结构升级和合理配置研发要素市场提高 GTFP。孙博文等 (2020) 认为技术市场的发展主要是促进创新效率的提高, 进而促进 GTFP 发展。朱诗怡等 (2021) 认为技术市场除了可以通过创新效率, 还可以通过绿色经济间接促进经济可持续发展。而叶祥松和刘敬 (2018) 认为技术市场有利于疏通知识与技术创新之间的梗

塞，进而促进绿色技术水平的提高。

## 2.2 双向 FDI 技术溢出的相关研究

自 Mac Dougall (1960) 首次提出国际资本流动具有技术溢出效应后，学者们便围绕 IFDI 技术溢出和 OFDI 逆向技术溢出进行了大量的理论和实证研究。

### 2.2.1 IFDI 技术溢出

Caves (1974) 首次提出 IFDI 技术溢出概念，他认为跨国公司通过设立跨国子公司，并且将技术转移到子公司，进而促进东道国的企业技术进步与社会生产率的提高。此后，学者们便从 IFDI 技术溢出的存在性、发生条件及特征差异性进行深入研究。

在 IFDI 技术溢出的存在上，Sjöholm (1999) 以印度尼西亚为研究对象，研究结果显示，技术差距越大，技术溢出效应也就越显著。其主要原因是较大的技术差距空间为消化和吸收先进技术提供了可能，进而能够促使当地企业的劳动生产率和技术得到很大的提高；赵莉等 (2018) 从制造业角度分析，认为 IFDI 存在正向技术溢出，且对其创新能力产生显著影响。但是，陈颂和卢晨 (2019) 以技术相似度作为权重，衡量 IFDI 技术溢出时，认为只有在使用技术相近的情况下才能产生显著的外溢效应；唐宜红等 (2019) 研究发现，IFDI 在中国后向关联企业中存在显著创新效益而在前向企业中效益并不显著。

在 IFDI 技术溢出的发生条件及差异上。Blomstrom 等 (1997) 认为，IFDI 技术溢出效应主要通过三种途径实现，即行业间的溢出效应、行业内的溢出效应和人员流动产生的溢出效应。也有研究认为，IFDI 通过示范、竞争、关联效应以及人力资本流动对投资目的国产生技术溢出效应 (Gorg H 等, 2004)。冯华等 (2020) 则认为，IFDI 技术溢出效应存在于跨国公司内部，母公司与子公司之间的技术溢出，和跨国子公司外部性引发其对当地公司的技术溢出。王林辉等 (2019) 认为技术溢出方式不同，其传递效应也不相同，前向溢出的技术进步传递较弱，水平溢出和后向溢出引发中国制造业技术进步偏向资本。实证分析中，部分学者认为，IFDI 对东道国的正向技术溢出取决于东道国的制度环境、潜在技术差异以及某些特定的阈值条件 (Damijian 等, 2005; Keller 等, 2009; Kukulski

等, 2011)。Nahom (2019) 以南非样本, 研究认为 IFDI 技术溢出显著提高了自然资源禀赋企业的技术创新。

### 2.2.2 OFDI 逆向技术溢出

OFDI 逆向技术溢出是指通过对外投资, 获取东道国先进技术、知识等进而提升母国技术水平。Kogut B 和 Chang S (1991) 以日本企业为研究对象, 首次研究发现 OFDI 逆向技术溢出的存在, 并认为 OFDI 逆向技术溢出的获得途径为投资国通过知识、人力资本的交流、转移和共享。之后, 学者们对其存在性进行了大量检验。Lichtenberg 和 Potterie (2001) 将 OFDI 作为溢出渠道引入 Coe D 和 Helpman E (1995) (简称 C-H) 提出的国际 R&D 溢出模型来检验其溢出效应的存在, 结果表明, R&D 密集国家的投资显著提高了母国的生产率, OFDI 是技术溢出的重要渠道。陈培如等 (2020) 利用中国省域数据对 OFDI 进行二元边际检验, 发现中国 OFDI 具有积极的逆向技术溢出, 往期和新增的 OFDI 对中国技术创新能力均有提升作用。但是, 雷红 (2019) 从区域分析中国 OFDI 逆向技术溢出发现, OFDI 逆向技术溢出在东部地区相较中西部地区更为明显。刘洁等 (2019) 利用中国省级面板数据, 发现 OFDI 整体呈现消极的逆向技术溢出效应。

在 OFDI 逆向技术溢出效应的发生条件及差异上。尹华和朱绿乐 (2008) 提出, 企业可以通过模仿、产业联系、人员流动效应和平台效应获得 OFDI 逆向技术溢出; 梁文化和刘宏 (2017) 认为后发国家的 OFDI 可以通过研发费用分摊、研发成果反馈、产业集聚和人才流动四种方式推动母国技术水平的提高; 阮敏等 (2018) 从制度环境角度, 研究其对 GTFP 的影响, 研究发现, 母国制度环境的改善对 OFDI 逆向技术溢出有促进作用, 但东部地区和西部地区技术溢出效应明显高于中部地区; 陈浦秋杭等 (2020) 认为企业通过研发费用分摊、逆向技术转移、平台利用三个方面获得正向的 OFDI 逆向技术溢出。冯彦明和赵阳 (2020) 研究发现 OFDI 逆向技术溢出存在两阶段效率, 且效率在中国区域间存在较大差异, 此外, 中西部地区对 OFDI 逆向技术溢出二次创新依赖高于东部地区。

## 2.3 双向 FDI 技术溢出影响绿色全要素生产率的相关研究

### 2.3.1 IFDI 技术溢出对绿色全要素生产率的影响

IFDI 技术溢出对 GTFP 的影响，学者们持不同的观点。部分学者认为，IFDI 技术溢出显著促进中国 GTFP 的提高（陈昭等，2020）。尹元元（2018）通过构建 EKC 技术创新环境效应，表示污染与 IFDI 技术溢出的关系，研究发现，IFDI 技术溢出不仅降低了所在地的污染水平，还降低了毗邻地的污染水平。相反，另一部分学者认为 IFDI 技术溢出对 GTFP 的影响并不显著。齐绍洲（2011）分析了各个区域 IFDI 技术溢出效应及其对当地能源强度的影响，认为其具有区域差异性，技术溢出对东部地区的影响并不显著，对中部地区显著促进，而对西部地区呈现显著抑制的特征。傅京燕等（2018）研究不同来源 IFDI 对绿色全要素生产率的影响，实证结果表明，整体 IFDI 技术溢出对中国绿色全要素生产率影响并不显著，但不同来源的 IFDI 技术溢出回归系数存在较大差异。屈海涛（2018）认为 IFDI 技术溢出的不同维度，对企业绿色创新的影响存在差异，示范和关联效应相较于竞争和流动效应的积极影响更显著。

### 2.3.2 OFDI 逆向技术溢出对绿色全要素生产率的影响

相较于 IFDI 技术溢出，学者们关于 OFDI 逆向技术溢出对 GTFP 的影响探讨较少。贾军（2017）从东道国异质性视角出发，认为投资到不同经济发展水平的国家均能促进母国绿色技术的提高。赵鑫磊（2019）认为 OFDI 逆向技术溢出可以通过国内研发投入和人力资本促进制造业 GTFP 的提升。龚新蜀等（2019）研究发现 OFDI 通过逆向技术溢出与结构优化改善 GTFP。OFDI 逆向技术溢出在不同金融发展水平下，其对 GTFP 的影响也不相同，在金融发展水平较低时，其促进作用不明显（章志华等，2021）；此外，自主创新和人力资本水平越高，OFDI 逆向技术溢出对 GTFP 的推动作用越强（韩科振，2020）。在区域方面，OFDI 逆向技术溢出对 GTFP 的促进作用，存在显著差异，OFDI 逆向技术溢出显著促进了东部、沿海地区 GTFP 的增长，而对西部、内陆地区的影响不显著（朱文涛，2019；张建和李占风，2020）；协天紫光等（2019）运用双固定效应模型

等方法,实证结果表明,中国 OFDI 逆向技术溢出促进对“一带一路”沿线国家绿色全要素生产率提升。而汪克亮等(2020)通过构建 GML 指数分析中国各省 GTFP,认为 OFDI 逆向技术溢出抑制了 GTFP 的提高。

### 2.3.3 双向 FDI 技术溢出协同效应对绿色全要素生产率的影响

目前所涉及双向 FDI 技术溢出对 GTFP 影响的文章较少,大部分从双向 FDI 角度分析其对 GTFP 的影响。郑强等(2018)构建动态面板模型,从中国省际角度出发,研究发现双向 FDI 的良性互动显著促进了 GTFP 的增长,双向 FDI 对中国 GTFP 的影响呈现区域非均衡特征。韩永辉等(2019)利用中国污染排放数据,认为短期内,双向 FDI 正向促进了环境效应的提升;长期内,双向 FDI 对环境的影响呈负向作用。但是,王慧等(2020)从双向 FDI 广度和深度考量结果表明,总体上,IFDI、OFDI 抑制了 GTFP 的提升,但双向 FDI 间存在的互补效应有利于降低碳排放。龚梦琪和刘海云(2018)认为双向 FDI 协调发展有利于要素的全球配置,且能显著抑制污染排放,但在不同产出规模的行业中,双向 FDI 对污染排放的影响不相同,双向 FDI 抑制低产出规模行业的污染排放而促进高产出规模的污染排放,在不同要素禀赋行业中,双向 FDI 抑制劳动密集型行业污染排放,促进资本密集型行业污染排放。宋晓玲等(2021)研究认为双向 FDI 对中国 GTFP 总体上和东部地区呈现显著的负向影响,而在中西部地区呈现显著的正向影响,随着创新支出的增多,双向 FDI 的促进作用逐渐减弱。杨世迪等(2021)基于门槛回归技术,发现中国绿色发展呈现 OFDI 驱动、IFDI 拖累的两级分化特征,环境规制对双向 FDI 绿色发展具有显著的动态“纠偏效应”。

## 2.4 文献简评

综上所述,在绿色全要素生产率的测算上,国内外学者都进行了完善和修正,使得绿色全要素生产率测算的值更为精确,并在行业和区域层面得到广泛应用;在影响 GTFP 的因素上,学者们采用跨国面板数据实证分析产业结构、环境规制、人口密度、对外贸易依存度和技术市场等对 GTFP 的影响,这对提升我国 GTFP 具有重要意义;在双向 FDI 技术溢出的存在性上,通过宏观、行业、企业性质等方面的深入探讨,得到了较为一致的结论。

但现有研究仍存在不足之处。一是从研究视角来看，现有文献主要从 IFDI 技术溢出或 OFDI 逆向技术溢出单向视角研究其对 GTFP 的影响，从双向 FDI 技术溢出的二维层面探讨其对 GTFP 的影响还比较少，实际上，双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的影响是存在的，并且这种影响程度伴随着国际资本流动速度的提升而不断加深；二是 IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出以及其协同效应对 GTFP 的影响程度如何、是否积极等方面还存在较大分歧，仍需要深入的探究。因此，本文将利用混合径向 EBM 模型，结合 Malmquist-Luenberger 指数测算中国 GTFP，并对其分区域对比分析。在回归模型设计中，将 IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出以及双向 FDI 技术溢出协同都纳入到回归模型中，从理论和实证两个方面探讨双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的影响，丰富 GTFP 影响因素的研究。

### 3 中国双向 FDI 发展现状与绿色全要素生产率测度

当前,我国对外开放战略从“引进来”为主体转变为“引进来”与“走出去”相结合的历史阶段,经济发展也从高能耗、低效率向低能耗、高效率转变。本章将详细分析中国双向 FDI 发展现状,并测度分析中国 GTFP。

#### 3.1 中国 IFDI 发展现状

##### 3.1.1 IFDI 规模

自加入 WTO 以来,中国实际利用外资规模迅猛发展,表 3.1 为中国 2004—2020 年实际使用外资规模及其增长率情况。如表 3.1 所示,2004—2020 年,中国年平均实际使用外资达 1083.62 亿美元,平均增长率为 5.94%。其中,2020 年中国实际利用外资为 1443.69 亿美元,是 2004 年的 2.25 倍,利用外资规模居全球第一。整体来看,中国实际使用外资规模呈现稳步上升的态势,增长率也逐渐趋于平稳。

表 3.1 2004—2020 年中国实际使用外资情况

单位:亿美元

年份	金额	增长率 (%)	年份	金额	增长率 (%)
2004	640.72	14.13	2013	1187.21	4.79
2005	638.05	-0.42	2014	1197.05	0.83
2006	698.76	9.51	2015	1262.67	5.48
2007	783.40	12.11	2016	1260.01	-0.21
2008	952.53	21.59	2017	1310.35	4.00
2009	918.04	-3.62	2018	1349.66	3.00
2010	1088.20	18.54	2019	1381.35	2.35
2011	1176.98	8.16	2020	1443.69	4.51
2012	1132.94	-3.74	平均	1083.62	5.94

数据来源:《中国统计年鉴(2021)》。

根据增长率情况,如图 3.1 所示,中国 IFDI 发展大致分为 2004—2012 年,2013—2020 年两个阶段。在 2004—2012 年间,中国 IFDI 规模快速增长,年平均增长率达 8.47%,在这一阶段,受加入 WTO 的影响,中国积极出台相应的招商引资政策,IFDI 由“被动接受”进入到“主动发展”阶段,巨大的消费市场和资源禀赋受国际市场青睐,IFDI 规模逐渐扩大,即使在全球金融危机的影响

下，中国 IFDI 也很快恢复为正向增长。在 2013—2020 年间，中国 IFDI 规模稳定增长，年平均增长率为 3.84%，在这一阶段，中国由“规模发展”逐步转为“效率发展”，不再盲目追求规模，更加注重技术资本的引进，IFDI 质量得到提高。



图 3.1 2004—2020 年中国实际使用外资情况

数据来源：《中国统计年鉴（2021）》。

### 3.1.2 IFDI 区位分布

#### (1) 国家（地区）分布

从中国 IFDI 国际区域构成来看，IFDI 来源呈现明显的区域集中特征。表 3.2 为 2013—2020 年中国 IFDI 来源地区构成情况<sup>①</sup>，如表所示，亚洲地区是中国 IFDI 来源主要地区，2013—2020 年，中国 IFDI 来源于亚洲地区的规模从 946.72 亿美元，增长到 1240.25 亿美元，所占比重也从 80.51% 增长到 86.02%。从现实情况来看，亚洲地区为世界最大的陆地板块，国家数量相对较多，此外，亚洲地区的国家与中国地理距离较近，文化环境相似，经贸往来较其他地区更为密切。在其

<sup>①</sup> 本文以该时间段分析中国 IFDI 国际区域分布的原因在于，一方面，2013—2020 年，中国 IFDI 由“规模发展”转为“效率发展”，IFDI 增长较为稳定，另一方面，随着 2013 年“一带一路”倡议的提出，中国对外开放进入新阶段。因而，本文在后续分析 IFDI、OFDI 在国际范围内分布情况，均以 2013 年为起始时间。

他 IFDI 来源地区中，拉丁美洲、欧洲和北美洲也占据较大比重。从拉丁美洲来看，近年来，随着南南合作的深入，拉丁美洲已成为中国 IFDI 重要来源地，2020 年，中国 IFDI 来源于拉丁美洲的规模为 80.53 亿美元，所占比重达 5.58%，已成为中国 IFDI 第二大来源区域。从欧洲和北美洲来看，该区域的国家经济基础较好，技术水平较高，且中国庞大的消费市场对该区域的企业极具吸引力，随着中国投资环境的改善，中国 IFDI 来源于该区域的规模逐渐扩大，2013—2016 年，中国 IFDI 来源于这两个地区的规模从 109.77 亿美元增长到 163.41 亿美元，所占比重也从 9.33% 增长到 12.1%，但受国际经济环境的影响，2020 年中国 IFDI 来源于欧洲和北美洲地区的比重有微弱下降。中国 IFDI 来源于非洲和大洋洲的规模占比较小，且有下降趋势，2013—2020 年，中国 IFDI 来源于这两地区的规模从 37.06 亿美元下降至 19.56 亿美元，占整体的比重也从 3.15% 下降至 1.35%。

表 3.2 2013—2020 年中国 IFDI 来源地区构成情况

单位：亿美元

地区	2013		2016		2018		2020	
	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%
亚洲	946.72	80.51	988.31	78.44	1070.13	79.29	1240.25	86.02
拉丁美洲	82.07	6.98	122.16	9.70	90.26	6.69	80.53	5.58
欧洲	68.93	5.86	94.34	7.49	111.93	8.29	74.70	5.18
北美洲	40.84	3.47	31.04	2.46	51.48	3.81	26.78	1.85
非洲	13.79	1.17	11.27	0.89	6.10	0.45	7.07	0.49
大洋洲	23.27	1.98	12.68	1.01	19.75	1.46	12.49	0.86
其他	0.25	0.03	0.21	0.01	0.01	0.01	1.87	0.02

数据来源：根据 2014-2021 年《中国统计年鉴》整理所得。

从具体国家来看，如表 3.3 所示，2013—2020 年，中国 IFDI 主要来源国家（地区）对华投资规模从 1105.72 亿美元增长到 1407.96 亿美元，IFDI 规模所占整体比重也从 2013 年的 94.04% 增长到 2020 年的 97.54%，IFDI 来源呈现国家（地区）集中现象，且集中化趋势愈加明显。其中，香港、澳门、台湾三个地区对华投资规模较大，2013—2020 年，三个地区对华投资规模从 759.45 亿美元增长到 1539.9 亿美元，增长幅度达 102.77%，所占整体比重也从 64.59% 增长到 75.5%，从实际情况来看，这三个地区与中国大陆历史、文化、语言相通，尤其是中国香港，长期以来与中国大陆保持密切往来。此外，新加坡、美国、德国等发达国家的 IFDI 规模也位居前列，这些国家经济发展较好，技术水平较高，表现出中国

吸引技术水平高的国家外资能力较强。

表 3.3 2013-2020 年中国 IFDI 主要来源国家（地区）情况

单位：亿美元

国家	2013		2016		2018		2020	
	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%
中国香港	733.97	62.42	814.65	64.65	899.17	66.62	1507.93	73.28
新加坡	72.29	6.15	60.47	4.80	52.10	3.86	76.81	5.32
英国属维京群岛	61.59	5.24	67.39	5.35	47.12	3.49	52.00	3.60
韩国	30.54	2.60	47.51	3.77	46.67	3.46	36.14	2.50
日本	70.58	6.00	30.96	2.46	37.98	2.81	33.74	2.34
开曼群岛	16.68	1.42	51.51	4.09	40.68	3.01	27.74	1.92
荷兰	12.75	1.08	5.56	0.44	12.73	0.94	25.55	1.77
美国	28.19	2.40	23.86	1.89	26.89	1.99	23.05	1.60
中国澳门	4.60	0.39	8.18	0.65	12.79	0.95	22.02	1.53
德国	20.48	1.74	27.10	2.15	36.74	2.72	13.55	0.94
中国台湾	20.88	1.78	19.63	1.56	13.91	1.03	9.95	0.69
英国	3.919	0.33	13.54	1.07	24.82	1.84	9.78	0.68
萨摩亚	18.58	1.58	8.73	0.69	15.54	1.15	8.04	0.56
瑞士	3.15	0.27	5.48	0.43	6.04	0.45	6.54	0.45
法国	7.52	0.64	8.69	0.69	10.11	0.75	5.13	0.36
总计	1105.72	94.04	1193.26	94.69	1283.29	95.07	1407.96	97.54

数据来源：根据 2014-2021 年《中国统计年鉴》整理所得。

## （2）省市分布

从分地区实际使用外资区域分布情况来看，由于中国各地区经济发展水平、要素禀赋的差异，中国东、中、西部地区 IFDI 发展存在差异<sup>①</sup>。表 3.4 为 2004—2020 年中国各区域实际使用外资情况。从各地区 IFDI 所占比重来看，2004 年，中国东部地区的 IFDI 占比为 82.5%，而中部和西部地区的 IFDI 占比仅为 12.82% 和 4.68%，IFDI 集中在东部地区。随着经济的发展，东部地区土地和劳动力成本不断上升，资源禀赋优势不再显著，而中、西部地区随着技术水平的提高，吸引外资能力不断增强。2020 年，东部地区的 IFDI 规模为 1539 亿美元，所占比重为 59.38%，相较于 2004 年下降了 23.12%，而中部和西部地区 IFDI 发展迅速，

<sup>①</sup> 本文参考国家统计局的划分标准，将中国 30 个省份划分为东、中、西三大区域（由于数据原因，西藏剔除）。东部地区包括：北京、天津、山东、河北、福建、广东、辽宁、上海、江苏、浙江、海南；中部地区包括：安徽、陕西、吉林、黑龙江、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括：广西、内蒙古、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

2020 年, 中部地区的 IFDI 规模为 715.8 亿美元, 相较于 2004 年, IFDI 规模增加了 6.99 倍, 地区占比也增长到了 27.62%; 西部地区 IFDI 增长也较为明显, 2020 年, 西部地区的 IFDI 规模为 336.9 亿元, 相较于 2004 年, IFDI 规模增加了 9.30 倍, 地区占比也增长到了 13%。此外, 从增长率来看, 相较于东部地区, 中、西部地区增长较快, 2004—2020 年, 中、西部地区的平均增长率分别为 14.77% 和 17.70%, 高于东部地区的 6.7%, 虽然中国东部地区实际使用外资仍占据较高比重, 但中、西部地区具有较大的增长潜力。

表 3.4 2004—2020 年中国各区域实际使用外资区域分布情况

单位: 亿美元

年份	东部			中部			西部		
	金额	比重/%	同比/%	金额	比重%	同比/%	金额	比重%	同比/%
2004	576.2	82.50	—	89.5	12.82	—	32.7	4.68	—
2005	652.9	80.81	13.31	110.6	13.69	23.53	44.4	5.50	35.82
2006	772.7	79.34	18.35	140.7	14.45	27.25	60.5	6.21	36.27
2007	913.5	76.91	18.23	196.0	16.50	39.30	78.2	6.59	29.27
2008	1033.3	74.60	13.11	230.5	16.64	17.61	121.4	8.76	55.26
2009	1021.4	72.19	-1.15	251.0	17.74	8.92	142.5	10.07	17.33
2010	1114.5	69.97	9.12	303.5	19.06	20.90	174.8	10.97	22.72
2011	1277.0	65.88	14.58	405.9	20.94	33.73	255.4	13.18	46.12
2012	1402.8	65.71	9.85	486.7	22.80	19.92	245.3	11.49	-3.98
2013	1476.4	63.76	5.24	565.6	24.43	16.20	273.4	11.81	11.46
2014	1517.2	62.38	2.77	639.8	26.31	13.13	275.1	11.31	0.62
2015	1566.4	61.53	3.24	702.3	27.59	9.77	276.9	10.88	0.68
2016	1444.1	59.34	-7.81	756.8	31.10	7.76	232.5	9.55	-16.03
2017	1573.4	60.56	8.95	799.3	30.76	5.60	225.4	8.68	-3.05
2018	1377.8	54.29	-12.43	866.6	34.14	8.43	293.6	11.57	30.23
2019	1360.6	53.65	-1.24	928.3	36.61	7.11	247.0	9.74	-15.86
2020	1539.0	59.38	13.11	715.8	27.62	-22.89	336.9	13.00	36.38
平均	1212.9	67.22	6.70	481.7	23.13	14.77	195.1	9.65	17.70

数据来源: 根据 2005-2021 年《中国统计年鉴》数据整理。

## 3.2 中国 OFDI 发展现状

### 3.2.1 OFDI 规模

相较于 IFDI, 中国 OFDI 起步较晚, 但发展迅速。表 3.5 为中国 OFDI 流量

与存量情况。从中国 OFDI 流量来看, 2004—2020 年, 中国 OFDI 投资流量从 55 亿美元增长到 1537.1 亿美元, 和 2004 年相比, 2020 年的 OFDI 流量增加了 26.95 倍, 年平均投资流量达 925.8 亿美元, 年平均增长率达 28.10%, 全球位次也由 2004 年的第 20 位, 跃升为全球第 1 位。从同比增长率来看, 2004—2016 年, 中国 OFDI 流量均为正向增长, 其中, 2005 年和 2008 年同比增长率超 110%, 增长幅度较大。2017 年, 受国际大环境影响, 中国 OFDI 流量开始呈现下降态势, 同比下降幅度达 19.3%。但随着国际投资环境的改善, OFDI 投资流量下降趋势放缓, 至 2020 年, 中国 OFDI 流量投资流量呈正向增长, 增长幅度达 12.27%。

从中国 OFDI 存量来看, 2004—2020 年, 中国 OFDI 存量规模从 448 亿美元增长到 25806.6 亿美元, OFDI 存量增加了 56.60 倍, 年平均投资存量达 8578.5 亿美元, 年平均增长率达 29.44%, 全球位次也由 2004 年的第 27 位上升为 2020 年的第 3 位。从同比增长率来看, 2004 年—2020 年, 中国 OFDI 存量均为正向增长, 但整体波动较大, 其中, 2006 年和 2008 年同比增长分别为 58.44%和 56.03%, 增长幅度较大, 2018 年增长幅度最小, 仅为 9.85%, 随着投资环境的改善, 2019 年和 2020 年, 中国 OFDI 存量同比增长率逐渐增加。

表 3.5 2004-2020 年中国 OFDI 流量和存量情况

单位: 亿美元

年份	流量		存量	
	金额	同比/%	金额	同比/%
2004	55.0	—	448.0	—
2005	122.6	122.91	572.0	27.68
2006	211.6	72.59	906.3	58.44
2007	265.1	25.28	1179.1	30.10
2008	559.1	110.90	1839.7	56.03
2009	565.3	1.11	2457.5	33.58
2010	688.1	21.72	3172.1	29.08
2011	746.5	8.49	4247.8	33.91
2012	878.0	17.62	5319.4	25.23
2013	1078.4	22.82	6604.8	24.16
2014	1231.2	14.17	8826.4	33.64
2015	1456.7	18.32	10978.6	24.38
2016	1961.5	34.65	13573.9	23.64
2017	1582.9	-19.30	18090.4	33.27
2018	1430.4	-9.63	19822.7	9.58

续表 3.5

2019	1369.1	-4.29	21988.8	10.93
2020	1537.1	12.27	25806.6	17.36
平均	925.8	28.10	8578.5	29.44

数据来源：根据《中国统计年鉴（2021）》整理所得。

### 3.2.2 OFDI 区位分布

#### （1）国家（地区）分布

从中国对外直接投资国际区域构成来看，中国 OFDI 同样呈现明显的区域高度集中特征。从 OFDI 流量来看，如表 3.6 所示，与 IFDI 一样，地理距离相近、文化环境相似的亚洲地区是中国 OFDI 流向主要集中地。2013—2020 年，中国 OFDI 流向亚洲地区的规模从 756.04 亿美元增长到 1123.44 亿美元，增长幅度达 48.60%，所占比重也从 70.1%增长到 73.09%，增长速度明显。2013—2020 年，中国 OFDI 流向欧洲地区的规模从 59.49 亿美元增长到了 126.96 亿美元，增长幅度达 113.41%，所占比重也从 5.52%增长到了 8.26%。从现实情况来看，欧洲和亚洲是“一带一路”倡议主要地区，随着“一带一路”建设的深入，中国与沿线国家的经贸往来愈发紧密，对外直接投资也逐渐向该地区倾斜。此外，拉丁美洲也是中国 OFDI 主要流向区域，2013—2020 年，中国 OFDI 流向拉丁美洲的规模从 143.59 亿美元增长到 166.57 亿美元，长期保持在中国 OFDI 流向第二大区域位置。而其余地区受贸易摩擦、经济不确定性等因素的影响，中国 OFDI 流向该地区的波动较大。

表 3.6 2013—2020 年中国 OFDI 流量地区构成情况

单位：亿美元

地区	2013		2016		2018		2020	
	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%
亚洲	756.04	70.10	1302.68	66.41	1055.05	73.76	1123.44	73.09
拉丁美洲	143.59	13.31	272.27	13.88	146.08	10.21	166.57	10.84
欧洲	59.49	5.52	106.93	5.45	65.88	4.61	126.96	8.26
北美洲	49.01	4.54	203.51	10.38	87.24	6.10	63.43	4.13
非洲	33.71	3.13	23.99	1.22	53.89	3.77	42.26	2.75
大洋洲	36.60	3.39	52.12	2.66	22.23	1.55	14.46	0.94

数据来源：根据 2014-2021 年《中国统计年鉴》整理所得。

从中国 OFDI 存量地区构成来看, 如表 3.7 所示, 同中国 OFDI 流量区域构成一样, OFDI 存量呈区域集中现象。2013—2020 年, 中国对拉丁美洲 OFDI 存量从 860.96 亿美元增长到 6298.10 亿美元, OFDI 存量增长了 6.32 倍, 所占比重也从 13.04% 增长到 24.41%, 增长幅度最为明显。从现实情况来看, 拉丁美洲多为新兴国家, 外资需求旺盛, 深入推进的南南合作也进一步加大了我国对拉丁美洲地区的投资力度。相较中国 OFDI 存量日益增长的拉丁美洲, 其他区域 OFDI 存量虽有所增长, 但所占比重受国际投资环境的影响呈现不同程度下降。

表 3.7 2013—2020 年中国 OFDI 存量地区构成情况

单位: 亿美元

地区	2013		2016		2018		2020	
	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%
亚洲	4474.08	67.74	9094.45	67.00	12761.34	64.38	16448.94	63.74
拉丁美洲	860.96	13.04	2071.53	15.26	4067.71	20.52	6298.10	24.41
欧洲	531.62	8.05	872.02	6.42	1127.96	5.69	1224.32	4.74
北美洲	286.10	4.33	754.72	5.56	963.48	4.86	1000.16	3.88
非洲	261.86	3.96	398.78	2.94	461.04	2.33	433.99	1.68
大洋洲	190.17	2.88	382.41	2.82	441.11	2.22	401.07	1.55

数据来源: 根据 2014-2021 年《中国统计年鉴》整理所得。

从具体国家来看, 如表 3.8 所示, 同 IFDI 一样, 中国 OFDI 国别集中度较高, 具有明显的国别偏好的特征。从 OFDI 流量来看, 如表 3.8 所示, 2013—2020 年, 中国对主要国家(地区)的 OFDI 流量规模从 912 亿美元增长到 1352 亿美元, 增长幅度达 48.25%。其中, 香港是中国 OFDI 流向的首要地区, 2013—2020 年, 中国对香港地区的 OFDI 流量规模占整体的比例均超一半。此外, 开曼群岛、英属维京群岛在中国整体 OFDI 流量中占比也相对较高, 这说明, 以避税为目的在中国对外投资中占比较重。

表 3.8 2013-2020 年中国对主要国家(地区) OFDI 流量

单位: 亿美元

国家	2013		2016		2018		2020	
	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%
中国香港	628.2	58.3	1142.3	58.2	868.7	60.7	891.5	58
开曼群岛	92.5	8.6	135.2	6.9	54.7	3.8	85.6	5.6
英属维京群岛	32.2	3.0	122.9	6.3	71.5	5.0	69.8	4.5
美国	38.7	3.6	169.8	8.7	74.8	5.2	60.2	3.9

续表 3.8

新加坡	20.3	1.9	31.7	1.6	64.1	4.5	59.2	3.9
荷兰	2.4	0.2	11.7	0.6	10.4	0.7	49.4	3.2
印度尼西亚	15.6	1.4	14.6	0.7	18.6	1.3	22	1.4
瑞典	1.7	0.2	1.3	0.1	10.6	0.7	19.3	1.3
泰国	7.6	0.7	11.2	0.6	7.4	0.5	18.8	1.2
越南	4.8	0.4	12.8	0.7	11.5	0.8	15.5	1.0
阿联酋	10.2	0.9	12.9	0.7	7.3	0.5	5.7	0.37
老挝	7.8	0.7	3.3	0.2	12.4	0.9	13.8	0.9
德国	9.1	0.8	23.8	1.2	14.7	1.0	15.5	1.0
马来西亚	6.2	0.6	18.3	0.9	16.6	1.2	13.7	0.9
澳大利亚	34.6	3.2	41.9	2.1	19.9	1.4	12	0.8
总计	912.0	84.6	1753.7	89.4	1263.2	88.3	1352.0	88.0

数据来源：根据 2014-2021 年《中国统计年鉴》整理所得。

从中国对主要国家（地区）OFDI 存量来看，如表 3.9 所示，与 OFDI 流量一样，香港、开曼群岛和英属维京群岛这类“避税天堂”在中国 OFDI 存量中占据较大比重，2020 年，中国在这三个地区的 OFDI 存量规模为 20512 亿美元，是 2013 年的 4.52 倍，所占比重也从 2013 年的 68.65% 增长到 2020 年的 79.4%。此外，美国、新加坡、澳大利亚、德国等经济发达、技术水平较高的国家在中国 OFDI 存量中也占据较高比重，表现出中国倾向于向技术水平较高的国家投资的特征。

从中国对主要国家（地区）OFDI 流量与存量对比来看，中国对新加坡、印度尼西亚等东盟国家的 OFDI 流量占整体的比重均高于其 OFDI 存量比重。从现实情况来看，一方面，随着“一带一路”倡议的推进和中国—东盟自贸区的建立，中国与东盟的经贸往来愈发紧密，另一方面，随着劳动力成本的上升，中国部分传统产业不再具备比较优势，而东盟地区劳动力成本较低，且与中国地理距离较近，具备承接转移产业的能力，因而中国向东盟地区的投资逐渐增多。

表 3.9 2013-2020 年中国对主要国家（地区）OFDI 存量

单位：亿美元

国家	2013		2016		2018		2020	
	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%	金额	比重/%
中国香港	3770.9	57.15	7807.4	57.5	11003.9	55.5	14385.3	55.7
开曼群岛	423.2	6.4	1042.1	7.7	2592.2	13.1	4570.3	17.7
英属维京群岛	339.0	5.1	887.7	6.5	1305.0	6.6	1556.4	6.0

续表 3.9

美国	219	3.3	605.8	4.5	755.1	3.8	800.5	3.1
新加坡	147.5	2.2	334.5	2.5	500.9	2.5	598.6	2.3
澳大利亚	174.5	2.6	333.5	2.5	383.8	1.9	344.4	1.3
荷兰	31.9	0.5	205.9	1.5	194.3	1.0	260.4	1.0
印度尼西亚	46.6	0.7	95.5	0.7	128.1	0.6	179.4	0.7
英国	117.9	1.8	176.1	1.3	198.8	1.0	176.5	0.7
卢森堡	104.2	1.6	87.8	0.6	153.9	0.8	160.0	0.6
德国	39.8	0.6	78.4	0.6	136.9	0.7	145.5	0.6
加拿大	61.9	0.9	127.6	0.9	125.2	0.6	124.9	0.5
俄罗斯联邦	75.8	1.1	129.8	1.0	142.1	0.7	120.7	0.5
瑞典	27.4	0.4	35.5	0.3	69	0.3	106.0	0.4
中国澳门	34.1	0.5	67.8	0.5	88.6	0.4	105.3	0.4
总计	5613.7	84.9	12015	88.6	17777.8	89.6	23634.2	91.5

数据来源：根据 2014-2021 年《中国统计年鉴》整理所得。

## (2) 省市分布

从中国地方对外直接投资构成来看，如表 3.10 所示<sup>①</sup>，2004—2020 年，东部地区平均投资存量为 2337.8 亿美元，占比达 81.54%，中部地区为 240.7 亿美元，占比为 9.82%，西部地区为 236.5 亿美元，占比为 8.64%，东部地区占有较大比重。这与地区间要素禀赋差异息息相关，东部地区经济基础较好，人力资本水平较高，对外直接投资能力相较于中、西部地区更强。从平均增长率来看，2004—2020 年，东部地区投资存量平均增长 36.57%，低于中部和西部地区的 41.42% 和 44.86%。从现实情况来看，随着“西部大开发”和“中部崛起”建设的深入，中国加大对中、西部地区的经济发展力度，为中、西部地区对外直接投资提供资金支持和优惠政策，中、西部地区迸发较大发展潜力。

表 3.10 2004—2020 年地方对外直接投资存量区域分布情况

单位：亿美元

年份	东部			中部			西部		
	金额	比重/%	同比/%	金额	比重%	同比/%	金额	比重%	同比/%
2004	58.3	90.59	—	3.6	5.56	—	2.5	3.85	—
2005	80.5	86.92	38.08	7.8	8.42	117.86	4.3	4.66	73.99
2006	114.0	85.49	41.65	12.5	9.35	60.07	6.9	5.16	59.51
2007	178.4	83.41	56.44	19.7	9.20	57.69	15.8	7.39	129.49
2008	213.6	78.86	19.75	29.1	10.74	47.89	28.2	10.40	78.32

<sup>①</sup> 由于中、西部地区对外直接投资流量很少，所占比例不易表述，因此表中采用中国对外直接投资存量进行区域分析。

续表 3.10

2009	296.3	75.66	38.72	54.3	13.87	86.71	41.0	10.47	45.54
2010	452.8	75.89	52.79	77.5	12.99	42.61	66.4	11.12	61.83
2011	637.1	75.54	40.69	108.8	12.90	40.42	97.5	11.56	46.88
2012	930.8	75.42	46.10	151.6	12.28	39.31	151.7	12.30	55.71
2013	1252.6	76.27	34.58	202.5	12.33	33.61	187.3	11.40	23.41
2014	1857.9	79.17	48.32	247.3	10.54	22.15	241.4	10.29	28.91
2015	2791.8	81.32	50.27	332.8	9.69	34.55	308.6	8.99	27.81
2016	4365.1	83.37	56.35	447.3	8.54	34.39	423.4	8.09	37.23
2017	6247.8	86.01	43.13	496.1	6.83	10.91	520.0	7.16	22.81
2018	6286.3	84.14	0.62	577.8	7.73	16.47	606.8	8.12	16.68
2019	6549.3	83.54	4.18	637.1	8.13	10.26	653.6	8.34	7.71
2020	7429.5	84.59	13.44	687.1	7.82	7.86	665.8	7.58	1.87
平均	2337.8	81.54	36.57	240.7	9.82	41.42	236.5	8.64	44.86

数据来源：根据 2005—2021 年《中国统计年鉴》整理所得。

### 3.3 绿色全要素生产率测度

#### 3.3.1 绿色全要素生产率测度方法

参考相关研究（王慧等，2020），本文采取非参数混合径向 EBM 模型同时结合 Malmquist-Luenberger 生产率指数（EBM-ML 指数法）对中国绿色全要素生产率进行测度分析。本文将每一个省份作为一个决策单元（DMU）构造生产前沿，共有  $K(k=1,2,3,\dots)$  个，在  $T(t=1,2,\dots)$  时间内生产，每个省份投入  $M$  种要素，则  $x=(x_1,\dots, x_m)\in R_m^+$ ，生产出  $R$  种“好”产出，则  $y=(y_1,\dots, y_r)\in R_r^+$ ，和  $S$  种“坏”产出，则  $b=(b_1,\dots, b_s)\in R_s^+$ ，生产可能性集  $P(x)$  为：

$$P(x)=\{(y, b): x \text{ 可生产}(y, b)\}, x \in R_m^+ \quad (3-1)$$

假设第  $k$  省在  $t$  时期的投入产出值为  $(x_{kt}, y_{kt}, b_{kt})$ ，且满足联合弱可处置性、零结合性、投入与“好”产出强可处置性和“坏”产出弱可处置性，则运用数据包络分析法（DEA），生产可能性集合模型化为：

$$P^t(x^t)=\left\{(y^t, b^t): \sum_{k=1}^K q_k^t y_{kr}^t \geq y_{kr}^t, \sum_{k=1}^K q_k^t b_{ks}^t \leq b_{ks}^t, \sum_{k=1}^K q_k^t x_{km}^t \leq x_{km}^t \right\} \quad (3-2)$$

其中,  $\sum_{k=1}^K q_k^t$  表示横截面观察值权重, 若  $\sum_{k=1}^K q_k^t = 1$ , 表示规模报酬可变 (VRS)。

由于本文涉及污染排放等“坏”产出, 本文参考周鹏飞 (2021) 的研究, 构建的 EBM 模型为:

$$\gamma^* = \min \frac{\theta - \varepsilon_x \sum_{i=1}^m \frac{w_i^- s_i^-}{x_{ik}}}{\varphi - \varepsilon_y \sum_{r=1}^s \frac{w_r^+ s_r^+}{y_{rk}} + \varepsilon_b \sum_{p=1}^q \frac{w_p^{b-} s_p^{b-}}{b_{pk}}}$$

s.t.

$$\sum_{j=1}^n X_{ij} \lambda_j + s_i^- = \theta x_{ik}, \quad i=1, \dots, m$$

$$\sum_{j=1}^n y_{ij} \lambda_j - s_i^+ = \varphi y_{rk}, \quad r=1, \dots, n$$

$$\sum_{j=1}^n b_{ij} \lambda_j + s_p^{b-} = \varphi b_{pk}, \quad p=1, \dots, q$$

$$\lambda_j \geq 0, \quad s_i^-, \quad s_j^+, \quad s_p^{b-} \geq 0 \quad (3-3)$$

其中,  $\gamma^*$  表示决策单元的最佳效率,  $0 \leq \gamma^* \leq 1$ ;  $m$ 、 $n$ 、 $q$  表示投入、产出、“坏”产出数量;  $x_{ik}$ 、 $y_{rk}$ 、 $b_{ik}$  表示第  $k$  个决策单元的第  $i$  种投入、第  $r$  种“好”产出及第  $t$  种“坏”产出;  $s_i^-$ 、 $s_r^+$  和  $s_p^{b-}$  分别表示第  $i$  种投入、第  $r$  种“好”产出和第  $p$  种“坏”产出的松弛量;  $\lambda$  为权重向量;  $w_r^+$  和  $w_p^{b-}$  为“好”产出与“坏”产出的权重,  $w_i^-$  表示投入指标权重, 且  $\sum_{i=1}^m w_i^- = 1$ ;  $\theta$  为径向参数,  $\varepsilon$  为综合径向和非径向参数, 当  $\varepsilon = \theta = 1$  时, 该模型转变为 SBM 模型。

根据方向距离函数, 本文基于产出角度构造的从  $t$  期到  $t+1$  期的 ML 指数为:

$$ML(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; x^t, y^t, b^t) = \left[ \frac{\vec{E}_v^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{\vec{E}_v^t(x^t, y^t, b^t)} \times \frac{\vec{E}_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{\vec{E}_v^{t+1}(x^t, y^t, b^t)} \right]^{1/2}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\vec{E}_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{\vec{E}_v^t(x^t, y^t, b^t)} \times \left[ \frac{\vec{E}_v^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{\vec{E}_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \times \frac{\vec{E}_v^t(x^t, y^t, b^t)}{\vec{E}_v^t(x^t, y^t, b^t)} \right]^{1/2} \\
&= TC(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; x^t, y^t, b^t) \times EC(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; x^t, y^t, b^t) \quad (3-4)
\end{aligned}$$

其中，ML 为 Malmquist—Luenberger 指数，表示 t 到 t+1 期 GTFP 的变化，EC 表示 t 到 t+1 期绿色技术效率变化，TC 表示 t 到 t+1 期绿色技术进步变化。若 ML、EC、TC 指数大于 1，则表示绿色全要素生产率的增长、绿色技术进步水平提高和绿色技术效率改善，反之则表示为下降。绿色技术进步和绿色技术效率改善是 GTFP 增长的源泉，绿色技术效率改善是资源配置效率的提高引起的生产向最前沿靠近，绿色技术进步是指由技术水平的提高而引起的生产可能性边界外移。

### 3.3.2 绿色全要素生产率指标的选取

鉴于数据可得性，本文选取 2003—2019 年中国大陆 30 个省份（西藏由于数据缺失严重，故剔除。）数据作为研究样本进行 GTFP 测算及实证分析。

GTFP 的投入和产出指标为：

#### (1) 投入指标

参考已有文献，本文的投入指标为：劳动力（L）、资本（K）、能源投入（E）三个要素。其中，劳动力（L）以各地区年末就业人数进行统计（单位：万人）。资本存量（K）参考张军等（2004）做法，以 2000 年为基期，利用永续盘存法计算物质资本存量，即  $K_{it} = K_{it-1}(1-\sigma) + I_{it}$ ，其中： $\sigma$  表示折旧率，取 9.6%； $K_{it}$  表示  $i$  地区第  $t$  期的资本存量； $K_{it-1}$  表示  $i$  地区  $t-1$  年的资本存量； $I_{it}$  表示平减后的资本存量（单位：亿元）。能源投入（E），各省市当年末能源消费总量（单位：万吨标准煤）。

#### (2) 产出指标

产出主要分为“好”产出和“坏”产出。本文以 2000 年为基期的地区生产总值表示“好”产出（单位：亿元）。对于“坏”产出，鉴于数据可获得性，以各地区工业  $SO_2$  排放和废水耗氧量（COD）表示（单位：万吨）。

投入与产出数据来源于 2003—2019 年《中国环境统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》及各地区统计年鉴，个别缺失数据以线性插值法进行补齐。

### 3.3.3 绿色全要素生产率测度结果分析

本文利用 Maxdea7.0 软件测算了中国 30 个省份的 EBM—Malmquist—Luenberger 指数，即中国绿色全要素生产率（GTFP）动态变化的情况，表 3.11 为 2003-2019 年中国 GTFP 动态变化及其分解情况。

整体来看，2003—2019 年，中国的 EBM—ML 指数平均为 1.02，即中国的 GTFP 以每年 2% 的速度增长。整体 GTFP 的增长情况大致可以分为 2003—2012 年和 2012—2019 年两个阶段。2003—2012 年，中国的 EBM—ML 指数平均为 0.986，即每年以 1.4% 的速度下降。从现实情况来看，在该段时间内，中国经济规模不断扩大，但是以高能耗、高污染为代价。同时，本文注意到，2006—2008 年间，中国的 EBM—ML 指数平均值为 1.01，即 2006—2008 年，中国的 GTFP 平均增长了 1%，这可能是因为 2006 年中国出台了《利用外资十一五规划》和《对外经济技术合作专项资金支持政策》，这些政策为双向 FDI 发展提供了政策支持，促进了双向 FDI 技术溢出的提高，进而提高了 GTFP。但受金融危机的影响，全球范围内资本流动不景气，2009—2012 年，中国 GTFP 呈现轻微下降态势。2013—2019 年，中国的 EBM—ML 指数均大于 1，表明 2013—2019 年，中国的 GTFP 呈增长态势。一方面，随着对经济高质量发展的重视，中国逐步改变以往粗放式增长的发展方式，另一方面，2013 年，中国提出共建“一带一路”倡议，开启了中国双向 FDI 发展的新阶段，在这一阶段，中国加大双向 FDI 投资规模、提高双向 FDI 投资质量，双向 FDI 的协调发展促进了中国 GTFP 的提高。从分解情况来看，2003—2019 年，中国技术进步的年平均增长率为 4%，而中国技术效率表现为年平均下降 2%，可见，中国 GTFP 的提高得益于技术进步，而资源配置效率阻碍了 GTFP 的发展。

分区域来看，2003—2019 年，中国东部地区的 EBM—ML 指数平均为 1.06，表现出中国东部地区的 GTFP 得到显著改善，期间，GTFP 增速年平均增长 6%。从时间维度来看，除个别年份，东部地区 GTFP 一直保持增长态势。2003—2019

年，中国中部地区的 EBM—ML 指数平均为 1.00，表明中国中部地区 GTFP 没有明显改善或恶化，分时段来看，2004—2013 年，东部地区的 EBM—ML 指数均小于 1，平均值为 0.96，即在该时段内，中部地区的 GTFP 每年以 4% 的速度下降，但从 2014 年开始，中部地区的 GTFP 呈现稳步上升趋势。2003—2019 年，中国西部地区的 EBM—ML 指数平均为 0.98，表明西部地区 GTFP 显著恶化，期间 GTFP 年平均下降 2%。整体来看，中国东中西三大区域的 GTFP 存在显著差异，东部地区改善较为明显，西部地区恶化较为严重。从分解来看，中国东中西三大区域的技术进步指数均大于 1、技术效率指数均小于 1，三大区域的绿色技术进步对 GTFP 均具有积极影响，而绿色技术效率对 GTFP 具有阻碍作用。

表 3.11 2003—2019 年中国 GTFP 动态变化及其分解

年份	全国			东部			中部			西部		
	ML	EC	TC									
2003-2004	0.98	0.98	1.01	1.03	0.99	1.05	1.02	1.04	0.98	0.91	0.92	0.99
2004-2005	0.96	0.97	0.99	1.01	1.00	1.01	0.96	1.00	0.96	0.90	0.92	0.98
2005-2006	1.00	0.96	1.04	1.05	0.99	1.06	0.97	0.94	1.04	0.98	0.95	1.03
2006-2007	1.02	0.97	1.05	1.07	0.99	1.08	0.99	0.97	1.02	1.00	0.96	1.04
2007-2008	1.01	0.98	1.03	1.06	0.98	1.08	0.98	0.98	1.00	0.99	0.98	1.02
2008-2009	0.99	0.98	1.01	1.03	0.99	1.04	0.95	0.96	0.99	0.98	0.98	0.99
2009-2010	0.99	0.96	1.04	1.02	0.95	1.08	0.97	0.97	1.00	0.98	0.96	1.02
2010-2011	0.94	0.93	1.01	0.95	0.93	1.02	0.92	0.94	0.98	0.94	0.93	1.02
2011-2012	0.99	0.96	1.03	1.04	0.98	1.06	0.96	0.97	0.99	0.97	0.94	1.03
2012-2013	1.00	0.95	1.05	1.05	0.97	1.09	0.95	0.95	1.00	0.98	0.95	1.04
2013-2014	1.00	0.96	1.05	1.04	0.96	1.09	1.00	0.97	1.03	0.97	0.96	1.01
2014-2015	1.04	0.97	1.07	1.08	0.97	1.12	1.04	0.99	1.05	0.99	0.95	1.04
2015-2016	1.14	1.06	1.07	1.26	1.13	1.11	1.10	1.05	1.05	1.05	1.01	1.04
2016-2017	1.02	0.92	1.12	1.06	0.89	1.20	1.02	0.94	1.09	0.99	0.94	1.06
2017-2018	1.09	1.05	1.04	1.12	1.06	1.08	1.08	1.07	1.02	1.06	1.04	1.02
2018-2019	1.11	0.97	1.14	1.12	0.95	1.18	1.05	0.97	1.08	1.15	0.99	1.16
平均	1.02	0.98	1.04	1.06	0.99	1.08	1.00	0.99	1.01	0.98	0.96	1.02

数据来源：作者测算整理所得。

从各省份具体情况来看，如表 3.12 所示，2003—2019 年，中国东部地区各省份的 EBM—ML 指数均大于 1，即东部各省份 GTFP 均呈增长态势，其中，北京、福建、天津 GTFP 增长速度最快，年平均增长率超 10%，河北 GTFP 增长速度较慢，年平均增长率仅为 1%，低于东部地区平均值。分解来看，东部各省份

GTFP 增长源泉差异也较为明显, 在技术效率方面, 除北京、上海、山东三个省份没有明显改变外, 其余省份均呈现不同程度下降。在技术进步方面, 东部各省的技术水平均呈现不同程度的上升。整体看来, 技术水平的提高是东部各省绿色全要素生产率的主要增长动力。

2003—2019 年, 中部各省 GTFP 发展存在明显差异, 如表 3.12 所示, 除黑龙江、湖北、山西的 EBM—ML 指数小于 1, 即 GTFP 呈现不同程度下降, 其余各省的 EBM—ML 指数均大于 1, GTFP 呈现上升态势。其中, 吉林的 GTFP 增长速度最快, EBM—ML 指数为 1.04, 即吉林 GTFP 年平均增长速度达 4%, 而湖北的 GTFP 下降最为明显, 其 EBM—ML 指数为 0.94, 即 GTFP 年平均下降速度达 6%。此外, 中部各省份 GTFP 的影响因素也存在较大差异。黑龙江和湖北的 GTFP 虽然呈现不同程度的下降, 但 TC 小于 EC, 表明技术进步下降对湖北和黑龙江 GTFP 的消极影响更大。其他省份的 TC 均大于 1, 而 EC 均小于 1, 整体看来, 中部地区各省份 GTFP 的增长得益于技术水平的提高。

2003—2019 年, 中国西部地区除重庆、四川、内蒙古、广西外, 其余省份 EBM—ML 指数均小于 1。其中, 重庆的 GTFP 增长速度最快, 其 EBM—ML 指数为 1.06, 即 GTFP 年平均增长率达 6%, 甘肃的 GTFP 下降最快, 其 EBM—ML 指数为 0.93, 即 GTFP 年平均下降 7%。分解来看, 在 GTFP 年平均增长率为正的省份中, 广西和内蒙古的技术效率小于 1, 而绿色进步指数大于 1, 表明广西和内蒙古 GTFP 的提高得益于技术水平的提高。而在 GTFP 年平均增长率为负的省份中, 各省的技术效率均小于 1, 而技术进步指数均大于 1, 表明各省 GTFP 下降的主要原因是技术效率的下降。

表 3.12 2003—2019 年中国各省份 GTFP 动态变化及其分解情况

地区	省份	ML	EC	TC	地区	省份	ML	EC	TC
东部	北京	1.10	1.00	1.10	中部	江西	1.01	0.99	1.02
	福建	1.13	0.99	1.16		山西	0.99	0.98	1.02
	广东	1.03	0.97	1.06		西部	甘肃	0.93	0.93
	海南	1.02	0.95	1.08	广西		1.01	0.98	1.04
	河北	1.01	0.99	1.03	贵州		0.99	0.99	1.01
	江苏	1.04	0.99	1.05	内蒙古		1.05	0.98	1.07
	辽宁	1.03	0.99	1.04	宁夏		0.94	0.94	1.01
	山东	1.08	1.00	1.09	青海		0.94	0.93	1.01
	上海	1.04	1.00	1.04	陕西	0.96	0.93	1.02	

续表 3.12

东部	天津	1.11	0.99	1.13	西部	四川	1.02	1.00	1.02
	浙江	1.08	0.99	1.09		新疆	0.94	0.93	1.01
中部	安徽	1.01	0.99	1.02		云南	0.99	0.97	1.02
	河南	1.03	0.98	1.05		重庆	1.06	1.00	1.05
	黑龙江	0.95	0.99	0.96	平均	东部	1.06	0.99	1.08
	湖北	0.94	0.98	0.96		中部	1.00	0.99	1.01
	湖南	1.00	0.99	1.02		西部	0.98	0.96	1.02
吉林	1.04	0.99	1.05	全国		1.02	0.98	1.04	

数据来源：作者测算整理所得。

### 3.4 本章小结

本章首先对中国 FDI 发展现状和 OFDI 发展现状进行分析，随后通过构建 EBM 模型结合 Malmquist-Luenberger 生产率指数对中国绿色全要素生产率进行测度分析，得到以下结论：

从中国 IFDI 发展现状来看，2004—2020 年，中国 IFDI 从“规模发展”转变为“效率发展”。在国际上，IFDI 主要集中在亚洲地区，表现出吸引经济发展较好，技术水平较高的国家外资的特征。在国内，IFDI 集中在东部地区，但中、西部地区发展更为迅速。

从中国 OFDI 发展现状来看，2004—2020 年，中国 OFDI 发展较为迅速，OFDI 流量和存量年平均增长率达 28.10%和 29.44%。从区域来看，在国际上，OFDI 主要集中在亚洲地区，但拉丁美洲有明显的增长趋势；在国内，集中在东部地区，但中、西部地区也有较大发展潜力。

从中国 GTFP 发展现状来看，2004—2020 年，中国 GTFP 年平均增长率为 2%，东部地区 GTFP 年平均增长率为 6%，而中部地区 GTFP 增长并不明显，西部地区 GTFP 年平均下降 2%。分解来看，中国整体及各地区 GTFP 的增长得益于技术进步，而技术效率对中国 GTFP 产生消极影响。

## 4 理论机制与研究假说

### 4.1 IFDI 技术溢出对绿色全要素生产率的影响机制

IFDI 技术溢出主要是通过 IFDI 流入所带来的技术扩散作用于东道国企业技术进步,进而影响绿色全要素生产率(GTFP)。IFDI 技术溢出影响 GTFP 的途径主要包括四类。第一,示范—模仿。跨国企业通过 IFDI 进入市场,能带来先进的管理经验和设备。本土企业可以通过引进先进的设备和工艺,不断学习和掌握新技术,对原有高能耗、高污染的技术和工艺进行改进,促进绿色全要素生产率的提高。第二,竞争。随着 IFDI 的流入,新进入市场的跨国企业会挤占东道国企业资源,改变原有的市场结构。此时,本土企业为避免淘汰,不断加大技术创新,而跨国企业为保持在市场竞争中的地位,不断提高技术水平,这个过程会持续产生新的竞争,逐步淘汰高投入,低产出的企业,形成新的市场均衡,从而提高市场整体的绿色全要素生产率。第三,人员流动。随着跨国企业 IFDI 规模的不断扩大,跨国公司会雇佣更多的当地员工,对其进行培训,员工在跨国企业与本土企业间的流动会带来先进技术和经验,从而促进企业技术水平的提高,进而促进市场整体绿色全要素生产率的提高。第四,产业关联。对处于同一条产业链上的企业,跨国企业会购买产业链下游本土企业原材料及零部件,这些企业为满足跨国企业需求而提高工艺水平和产品质量,处于产业链上游的本土企业可以向跨国企业购买投入品,提高自身工艺水平和产品质量,从而提升市场整体技术水平逐步淘汰高投入、低产出的技术产品,进而提高绿色全要素生产率。由此提出假说 1。

假说 1: IFDI 技术溢出对 GTFP 的提升具有促进作用。

### 4.2 OFDI 逆向技术溢出对绿色全要素生产率的影响机制

与 IFDI 技术溢出一样,OFDI 逆向技术溢出主要是通过 OFDI 带来的技术扩散促进母国企业技术进步,进而影响 GTFP。OFDI 逆向技术溢出对 GTFP 影响的途径主要包括四类。第一,产业集聚效应。在特定区域内,同一产业高度集中并不断汇聚,能带来知识溢出和外部规模经济。跨国企业通过 OFDI 进入技术发

达地区的产业集聚区，可以接触并寻求到绿色核心技术，最终将绿色技术溢出到母国企业，提高母国企业的绿色全要素生产率。第二，人员流动效应。跨国企业利用 OFDI 在绿色技术水平较高的国家设立研发中心，并组织员工学习先进技术，再反馈给母国企业，促进母国企业绿色技术升级，进而提升绿色全要素生产率。第三，研发费用分摊效应。研发是国家（地区）提高绿色技术水平的关键，跨国企业通过 OFDI 进行市场扩张，获得的营业收入会弥补研发投入，母国企业将有限的资源用于核心技术的研发，最终提升绿色技术水平和绿色创新能力，从而提高绿色全要素生产率。第四，研发成果反馈效应。跨国公司通过并购或设立子公司的形式，嵌入绿色技术水平较高国家的高端产业链条，将学到的经验和绿色技术反馈给母公司，进而促进母公司绿色技术升级，从而提升绿色全要素生产率。由此提出假说 2。

假说 2：OFDI 逆向技术溢出对 GTFP 的提升具有促进作用。

### 4.3 双向 FDI 技术溢出对绿色全要素生产率的影响机制

双向 FDI 技术溢出协同效应对绿色全要素生产率的影响主要是通过双向 FDI 的良性互动，促进绿色技术进步和改善资源配置效率影响绿色全要素生产率。从促进绿色技术进步来看，IFDI 进入东道国凭借技术优势抢占本土市场，会迫使本土企业通过跨国投资获取相关企业的核心技术，以人员流动、再出口等形式传递给母国。此时，本土企业技术水平的提高会提升其国内外竞争力，竞争加剧也会迫使外商直接投资企业提高技术水平，保持竞争优势，如此循环往复，从而提升绿色全要素生产率。从改善资源配置效率来看，IFDI 技术溢出促进本土企业技术进步，提高了要素边际报酬，迫使部分高投入、低产出的产业以 OFDI 形式向要素成本更低的地区转移，提升了市场整体的资源配置效率，同时，资源配置效率的提高会促进 IFDI 质量的不断提高，如此循环往复，从而提升绿色全要素生产率。由此提出假说 3。

假说 3：双向 FDI 技术溢出协同发展促进了 GTFP 的提升。

## 5 双向 FDI 技术溢出对中国绿色全要素生产率影响的实证分析

### 5.1 模型设定与指标选取

#### 5.1.1 计量模型设定

基于研究假设，本文主要考察 IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出及双向 FDI 技术溢出协同对 GTFP 的具体影响。由于本文选取的被解释变量为 GTFP，考虑到 GTFP 的变化具有路径依赖性，是连续动态的调整过程，即 GTFP 除了会被现期诸多因素影响外，也通常会被上一期 GTFP 干预。因此，本文构建动态的计量基准模型。

基于假设 1 的计量模型为：

$$\ln GTFP_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GTFP_{t-1} + \beta_2 \ln S_{it}^{ifdi} + \sum \beta_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5-1)$$

基于假说 2 的计量模型为：

$$\ln GTFP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GTFP_{t-1} + \alpha_2 \ln S_{it}^{ofdi} + \sum \alpha_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5-2)$$

基于假说 3 的计量模型为：

$$\ln GTFP_{it} = \gamma_0 + \beta_1 \ln GTFP_{it-1} + \gamma_2 \ln S_{it}^{ifdi} + \gamma_3 \ln S_{it}^{ofdi} + \gamma_4 (\ln S_{it}^{ifdi}) \times (\ln S_{it}^{ofdi}) + \sum \gamma_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5-3)$$

其中， $i$ 、 $t$  分别表示地区和时间， $GTFP$  表示绿色全要素生产率， $S_{it}^{ifdi}$  表示 IFDI 技术溢出， $S_{it}^{ofdi}$  表示 OFDI 逆向技术溢出， $\ln S_{it}^{ifdi} \times \ln S_{it}^{ofdi}$  表示双向 FDI 技术溢出协同效应， $X_{it}$  表示相关控制变量的集合， $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。

#### 5.1.2 变量说明及指标测度

##### (1) 被解释变量

绿色全要素生产率（GTFP），因为 EBM—ML 模型的估计结果为 GTFP 变化率，在进行模型回归时本文参照龚梦琪和刘海云（2018）、王慧等（2020）的方法，将 2003 年设定为基期，其值为 1，2004 年的 GTFP 等于 2004 年的值乘以 2003 年的序列 EBM-ML 指数，并以此累计得到每年的 GTFP。

## (2) 核心解释变量

IFDI 技术溢出 ( $S_{it}^{ifdi}$ )、OFDI 逆向技术溢出 ( $S_{it}^{ofdi}$ ) 与双向 FDI 技术溢出协同效应。根据 Lichtenberg 和 Pottelsberghe (2001) 的研究, 技术溢出主要是由投资国获取的东道国研究与试验发展 (R&D) 资本存量衡量, 本文借鉴该方法, 确定中国 IFDI 与 OFDI 获得的 IFDI 技术溢出 ( $S_{it}^{ifdi}$ ) 与 OFDI 逆向技术溢出 ( $S_{it}^{ofdi}$ ) 计算公式为:

$$S_{it}^{ifdi} = \sum_j \frac{IFDI_{jt}}{Y_{jt}} S_{jt}, \quad S_{it}^{ofdi} = \sum_j \frac{OFDI_{jt}}{Y_{jt}} S_{jt} \quad (5-4)$$

其中,  $IFDI_{it}$  和  $OFDI_{jt}$  表示第  $t$  年末中国对东道国  $j$  的外商直接投资流量和对外直接投资流量,  $Y_{jt}$  表示  $j$  国 (地区)  $t$  年度的国内生产总值 (GDP),  $S_{jt}$  表示  $t$  年末东道国  $j$  的 R&D 资本存量。

其中,  $S_{jt}$  具体测算方法为: 首先, 本文采用研发溢出经济体以现价美元折算的国内生产总值 (GDP), 乘以各经济当年的 R&D 投入强度, 估算得到各经济体以美元为单位的 R&D 支出; 接着, 利用各经济体以 2000 年为基期的 GDP 平减指数, 将研发投入折算为以 2000 为基期的不变价格的 R&D 资本支出, 最后, 仍借鉴张军 (2004) 的做法, 利用永续盘存法估算 2004—2019 年各经济体以 2000 年为基期的 R&D 资本存量。在技术溢出国的选择上, 本文选取世界 R&D 资金主要集中的 G7 国家<sup>①</sup>以及与中国经贸往来较为密切的俄罗斯、澳大利亚、新加坡和韩国。

省际双向 FDI 技术溢出测算: 由于没有中国省际与东道国双向 FDI 数据, 本文参考李梅和柳士昌 (2012) 的方法, 对中国各省双向 FDI 活动中获得技术溢出进行估算, 估算权重为中国各省当年末双向 FDI 与中国 30 个省份当年末双向 FDI 总和之比。中国各省份获得的 IFDI 技术溢出 ( $S_{it}^{ifdi}$ ) 和 OFDI 逆向技术溢出 ( $S_{it}^{ofdi}$ ) 为:

$$S_{it}^{ifdi} = S_{it}^{ifdi} \times \frac{IFDI_{it}}{\sum_i IFDI_{it}}, \quad S_{it}^{ofdi} = S_{it}^{ofdi} \times \frac{OFDI_{it}}{\sum_i OFDI_{it}} \quad (5-5)$$

<sup>①</sup> G7 国家包括: 美国、英国、法国、德国、意大利、加拿大、日本。

其中,  $IFDI_{it}$ 、 $OFDI_{it}$  分别表示中国  $i$  省在  $t$  时期的 IFDI 和 OFDI,  $\sum_i IFDI_{it}$  和  $\sum_i OFDI_{it}$  分别表示各省份在  $t$  时期的 IFDI 和 OFDI 总和,  $S_t^{ifdi}$  和  $S_t^{ofdi}$  分别表示中国整体获得 IFDI 技术溢出和 OFDI 技术溢出。

双向 FDI 技术溢出协同以 IFDI 技术溢出和 OFDI 逆向技术溢出交互项表示。在具体操作上, 为缓解多重共线性的影响, 本文在计算双向 FDI 技术溢出交互项之前, 对 IFDI 技术溢出和 OFDI 逆向技术溢出去中化处理, 即将各自原始数值减去各自均值后再构造交互项。

### (3) 控制变量

为了控制双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的影响, 本文选取的控制变量为: (1) 产业结构 ( $urg$ ), 以该地区第三产业与第二产业生产总值之比表示; (2) 环境规制 ( $er$ ), 以环境投资占 GDP 的比重表示; (3) 人口密度 ( $pop$ ), 利用年末常住人口数量与区域面积比值表示; (4) 对外贸易依存度 ( $open$ ), 以进出口贸易总额占 GDP 比重衡量; (5) 技术市场活跃程度 ( $mar$ ), 量化为技术市场成交额占 GDP 的比重。

本文的样本研究期为 2004—2019 年, 其中, 中国对各经济体 IFDI 与 OFDI 流量来自历年《中国统计年鉴》及《中国对外直接投资统计公报》; 各国 R&D 数据来源于 OECD 数据库, 个别经济体缺失数据以前后两年增长率均值方式进行补充; 各省双向 FDI 数据来源于《中国统计年鉴》; 控制变量相关数据均来源于历年各省市统计年鉴及《中国统计年鉴》。为了克服异方差问题, 本文对所有变量取对数处理。表 5.1 是所有变量的描述性统计。

表 5.1 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln GTFP$	480	-0.0437	0.5348	-1.4340	1.8827
$\ln S^{ifdi}$	480	3.0616	1.5578	-0.5519	5.9660
$\ln S^{ofdi}$	480	2.0438	2.1690	-5.1848	6.6578

续表 5.1

$\ln S^{ifdi} \times \ln S^{ofdi}$	480	0.3803	0.7553	-1.8193	5.3071
lnurg	480	0.0638	0.3805	-0.6404	1.6551
lner	480	-6.8072	0.8444	-10.7872	-4.6133
lnpop	480	5.4329	1.2732	2.0098	8.2720
lnopen	480	2.9020	0.9693	0.1281	5.1168
lnmar	480	-5.4075	1.3056	-8.6951	-1.8108

数据来源：作者计算整理。

## 5.2 基准回归结果分析

参考相关研究，本文采用能有效控制相关解释变量的内生性问题的系统 GMM 法进行估计。此外，该方法通过将弱外生变量的滞后项作为工具变量纳入估计方程，消除相关性，可以获得无偏一致的估计量。因此在动态面板数据模型中采用 GMM 方法较为合适。动态面板 GMM 估计方法包括一步 GMM 和两步 GMM，相较而言，两步 GMM 的标准差存在向下偏倚，使估计量近似渐进分布不可靠，而一步法较两步法误差更小，因而，本文选择一步系统 GMM 进行分析。从 GMM 模型适用性检验来看，本文所有回归结果中的 AR (1) 显著拒绝原假设，AR (2) 和 Hansen 检验不能拒绝原假设，表明模型不存在过度识别。可见，本文的模型设定合理，回归结果具有较强的可靠性。

表 5.2 为本文的基准回归结果，列 (1) — (6) 中 GTFP 滞后一期的回归系数均在 1% 的水平下显著为正，表明 GTFP 在时间上存在惯性影响，即上一期的 GTFP 显著促进本期的 GTFP 的增长，符合本文的逻辑设定。在不考虑双向 FDI 技术溢出协同效应的情况下，列 (2) 和列 (4) 的结果显示，IFDI 技术溢出和 OFDI 逆向技术溢出的回归系数分别为 0.1329 和 0.0331，且均在 1% 的显著水平下为正，即 IFDI 技术溢出每增加 1%，GTFP 增加 0.1329%；OFDI 逆向技术溢出每增加 1%，GTFP 增加 0.0331%。验证了假说 1 和假说 2。从双向 FDI 技术溢出的协同效应来看，如列 (6) 所示，双向 FDI 技术溢出交互项的回归系数为 0.0599，且在 1% 的统计水平下显著，表明双向 FDI 技术溢出的协同效应显著促进了 GTFP 的增长，验证了假说 3。

从控制变量来看,如列(6)所示,产业结构高级化(urg)的回归系数为 0.1007,且在 1%的显著水平下为正。从现实情况来看,产业结构升级,会伴随着传统高污染、高能耗的落后产业被低污染、低能耗和高附加值被新兴产业的替代,从而促进 GTFP 的提升。环境规制(er)回归系数为 0.0236,且在 5%的显著水平下为正,加大环境治理的投资,有助于激励企业技术革新,提升生产效率,实现 GTFP 的提升。人口密度(pop)的回归系数为-0.0461,且在 1%的显著水平下为负,表明聚集经济带来的“拥堵效应”占主导地位,从而阻碍了 GTFP 的增长。对外贸易依存度(open)的回归系数为-0.0261,且在 5%的显著水平下为负,从现实情况来看,中国对外贸易产品中生产效率较低,污染较大的初级产品仍占据较大比重,从而抑制了 GTFP 的提升。技术市场活跃度(mar)的系数为-0.0139,且在 10%的显著水平下为负,现实情况下,现有技术市场上的技术交易多除受绿色技术水平影响外,还受企业规模,企业需求等外在因素的影响,市场中仍以高污染技术为主,绿色技术交易较少,因此并不利于 GTFP 的提升。

表 5.2 基准回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnGTFP <sub>t-1</sub>	0.9583*** (0.0375)	1.0197*** (0.0482)	1.0684*** (0.0189)	1.0963*** (0.0114)	1.0287*** (0.0266)	1.0523*** (0.0341)
lnS <sup>ifdi</sup>	0.0854*** (0.0204)	0.1329*** (0.0236)			0.0338*** (0.0125)	0.0689*** (0.0201)
lnS <sup>ofdi</sup>			0.0232*** (0.0058)	0.0331*** (0.0089)	0.0140*** (0.0049)	0.0177** (0.0075)
lnS <sup>ifdi</sup> ×lnS <sup>ofdi</sup>					0.0468*** (0.0124)	0.0599*** (0.0139)
lnurg		0.1622*** (0.0319)		0.0381* (0.0218)		0.1007*** (0.0281)
lner		0.0342*** (0.0131)		0.0171** (0.0068)		0.0236** (0.0092)
lnpop		-0.00649*** (0.0226)		-0.0129** (0.0063)		-0.0461*** (0.0149)
lnopen		-0.04519** (0.0209)		-0.0173** (0.0099)		-0.0261** (0.0114)
lnmar		-0.0238** (0.0108)		-0.0026 (0.0053)		-0.0139* (0.0073)
常数项	-0.2505*** (0.0665)	0.2033 (0.1605)	-0.0335** (0.0147)	0.1657*** (0.0588)	-0.1341*** (0.0433)	0.1514 (0.1028)

续表 5.2

AR (1)	-2.72 [0.007]	-2.76 [0.006]	-3.32 [0.001]	-3.38 [0.001]	-3.06 [0.002]	-3.05 [0.002]
AR (2)	-0.08 [0.940]	0.14 [0.885]	0.02 [0.981]	0.27 [0.786]	-0.05 [0.959]	24.55 [0.835]
Hansen J	27.34 [0.554]	18.24 [0.310]	28.03 [0.516]	10.09 [0.121]	29.50 [0.972]	24.55 [0.319]
观测值	450	450	450	450	450	450

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；括号内为相关变量的稳健标准误；中括号内为 P 值。下表 5.3、表 5.4、表 5.5 同。

### 5.3 稳健性检验

在稳健性检验方面，本文在基准回归分析中，考虑了纳入控制变量和未纳入控制变量情况，其回归结果并没有影响核心解释变量的符号，此为稳健性检验的一种方法。此外，为了进一步验证研究结论的可靠性，本文使用替换核心解释变量和被解释变量的方法，对基本回归进行验证。

#### 5.3.1 替换核心解释变量

考虑到核心解释变量测量误差对本文实证结果的影响，本文利用 Bitzer 和 Kerekes (2008) 提出的，在测量国际资本技术溢出时，充分考虑第三国效应的 B—K 模型，重新估算中国的双向 FDI 技术溢出。基于 B—K 模型获得的 OFDI 技术溢出和 OFDI 逆向技术溢出的计算方法为：

$$S_t^{ifdi} = \sum_{j \neq i} \frac{IFDI_{it}}{k_{it}} S_{jt}, \quad S_t^{ofdi} = \sum_{j \neq i} \frac{OFDI_{it}}{k_{it}} S_{jt} \quad (5-6)$$

其中， $IFDI_{it}$  表示中国第  $t$  年末的国际直接投资存量， $OFDI_{it}$  表示第  $t$  年末中国的对外直接投资存量， $k_{it}$  表示中国  $t$  年度的国内固定资本存量， $S_{jt}$  表示  $t$  年末东道国  $j$  的 R&D 资本存量。各省所获得的技术溢出计算方法不变。相关投资存量和固定资本存量数据来源于 OECD 数据库。具体回归结果见表 5.5，列 (1) — (3)。回归结果显示，核心解释变量和控制变量的系数和回归结果并没有发生显著性改变。

### 5.3.2 替换被解释变量

考虑到绿色全要素生产率估算误差，本文借鉴朱广印等（2020）的办法，利用 SBM 模型重新估计中国绿色全要素生产率。根据生产可能集合构建的 SBM 模型为：

$$\tau^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{w_i^- s_i^-}{x_{ik}}}{1 + \frac{1}{r+s} \left( \sum_{r=1}^s \frac{s_r^+}{y_{rk}} + \varepsilon_b \sum_{p=1}^q \frac{s_p^{b-}}{b_{pk}} \right)}$$

s.t.

$$\sum_{j=1}^n X_{ij} \lambda_j + s_i^- = x_{ik}, \quad i=1, \dots, m$$

$$\sum_{j=1}^n y_{ij} \lambda_j - s_i^+ = y_{rk}, \quad r=1, \dots, n$$

$$\sum_{p=1}^n b_{ij} \lambda_j + s_p^{b-} = b_{pk}, \quad p=1, \dots, q$$

$$\lambda_j \geq 0, \quad s_i^-, \quad s_j^+, \quad s_p^{b-} \geq 0 \tag{5—7}$$

其中， $\tau^*$  表示决策单元的最佳效率， $0 \leq \tau^* \leq 1$ ；m、r、s 表示投入、“好”产出、“坏”产出数量；其他指标含义与公式（4—3）保持一致。回归结果见表 5.3，列（4）—（6）。回归结果表明，核心解释变量的结果依旧具有稳健性。

表 5.3 稳健性检验

解释变量	替换核心解释变量			替换被解释变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnGTFP <sub>t-1</sub>	0.9909*** (0.0557)	1.0929*** (0.0202)	1.0976*** (0.0249)	1.0349*** (0.514)	1.409*** (0.169)	1.119*** (0.088)
lnS <sup>ifdi</sup>	0.1629*** (0.0413)		0.0221* (0.0132)	0.620*** (0.011)		0.696*** (0.023)
lnS <sup>ofdi</sup>		0.0341*** (0.0082)	0.0228** (0.0096)		0.039*** (0.013)	0.026** (0.0123)
lnS <sup>ifdi</sup> × lnS <sup>ofdi</sup>			0.0314** (0.1326)			0.053** (0.026)
lnurg	0.1799*** (0.0413)	0.032 (0.0214)	0.0476** (0.0208)	0.122*** (0.245)	0.125** (0.058)	0.176*** (0.047)

续表 5.3

ln <sub>er</sub>	0.0464** (0.0209)	0.0120* (0.0072)	0.0143** (0.0059)	0.018* (0.010)	0.040* (0.022)	0.080** (0.035)
ln <sub>pop</sub>	-0.0772** (0.0329)	-0.0118* (0.0062)	-0.0251*** (0.0072)	-0.023* (0.012)	-0.025** (0.215)	-0.041* (0.024)
ln <sub>open</sub>	-0.0592** (0.0272)	-0.0204** (0.0081)	-0.0189** (0.0084)	-0.043** (0.019)	-0.108** (0.046)	-0.066** (0.029)
ln <sub>mar</sub>	-0.0307* (0.0158)	-0.0028 (0.0056)	-0.0045 (0.0045)	-0.009 (0.006)	-0.109 (0.014)	-0.015* (0.009)
常数项	0.6426** (0.2654)	0.2055*** (0.0613)	0.2576*** (0.0673)	0.161 (0.142)	0.971** (0.417)	0.706* (0.366)
AR (1)	-3.03 [0.002]	-3.30 [0.001]	-3.27 [0.001]	-1.95 [0.051]	-2.06 [0.039]	-2.10 [0.035]
AR (2)	0.44 [0.660]	-0.14 [0.886]	-0.14 [0.890]	-0.34 [0.736]	0.23 [0.818]	0.64 [0.520]
Hansen J	18.24 [0.250]	28.27 [0.103]	25.41 [0.186]	22.08 [0.141]	21.71 [0.153]	11.46 [0.120]
观测值	450	450	450	450	450	450

## 5.4 异质性分析

### 5.4.1 基于经济发展异质性分析

在实际经济发展过程中, 经济发展水平不同, 其 GTFP、双向 FDI 发展等方面存在较大差距, 为进一步考察中国不同经济发展水平下, 双向 FDI 技术溢出对 GTFP 影响的差异, 本文将样本根据经济发展水平划分为高和低两组<sup>①</sup>, 分别回归进行分析 (结果见表 5.4)。

从分经济发展水平的实证结果来看, 双向 FDI 技术溢出和协同效应对经济发展水平高和低的地区均有促进作用。在不考虑协同效应的情况下, IFDI 技术溢出对经济发展水平高和低的回归系数分别为 0.0986 和 0.3184, 均在 1% 的显著性水平下为正, IFDI 技术溢出在经济发展水平低地区对 GTFP 的影响高于经济发展水平高的地区; 同样的, OFDI 技术溢出在经济发展水平低的地区的回归系

<sup>①</sup>本文以人均 GDP 表示经济发展水平, 以各省 2019 年人均 GDP 的中位数进行样本组高、低划分, 以高于等于中位数为经济发展水平较高组, 低于中位数为经济发展水平较低组。

数为 0.0249，高于其在经济发展水平高地区的 0.0197。其原因在于，在经济发展水平较高的地区，其自主创新能力较强，GTFP 基础水平较高，随着技术水平与发达国家的差距不断缩小，跨国公司不愿将最前沿的生产技术转移给当地企业，双向 FDI 流入带来的技术溢出对 GTFP 的影响可能已触及“天花板”。而在经济发展水平较低的地区，其技术水平较低，GTFP 受双向 FDI 技术溢出的影响较大。

从协同效应来看，双向 FDI 技术溢出协同效应在经济发展水平高和经济发展水平较低的地区，其回归系数分别为 0.4394 和 0.1761，且均在 1% 的显著性水平下为正，表明双向 FDI 技术溢出协同效应促进了全要素生产率的提高，从现实情况来看，在经济发展水平较高的地区，IFDI 和 OFDI 除自身发展基础较好，规模较大外，其协调发展也相较经济发展水平较低地区高，因此双向 FDI 技术溢出协调效应在经济发展水平较高的地区对 GTFP 的积极影响高于经济发展水平较低的地区。

表 5.4 经济发展水平异质性

解释变量	经济发展水平高			经济发展水平低		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln GTFP_{t-1}$	1.0727*** (0.0424)	1.1471*** (0.0313)	1.0933*** (0.0436)	0.9593*** (0.1317)	1.1470*** (0.0361)	1.0349*** (0.1036)
$\ln S^{ifdi}$	0.0986*** (0.0180)		0.0783*** (0.0231)	0.3184*** (0.0682)		0.2145*** (0.0585)
$\ln S^{ofdi}$		0.0197*** (0.0055)	0.0002 (0.0077)		0.0249*** (0.0073)	0.0238* (0.0140)
$\ln S^{ifdi} \times \ln S^{ofdi}$			0.4394*** (0.0167)			0.1761** (0.0855)
$\ln urg$	0.1294*** (0.0332)	0.0362** (0.0160)	0.1230*** (0.3218)	0.3049*** (0.0601)	0.0719* (0.0421)	0.2152*** (0.0551)
$\ln er$	0.03386** (0.1495)	0.0161* (0.0090)	0.0284** (0.0123)	0.0791** (0.0386)	0.0126* (0.0101)	0.0581* (0.0308)
$\ln pop$	-0.0517** (0.0262)	-0.0209*** (0.0061)	-0.0392** (0.180)	-0.1910** (0.0839)	-0.0058 (0.0079)	-0.2059*** (0.0716)
$\ln open$	-0.0278 (0.0249)	0.0026 (0.0082)	-0.0137 (0.0218)	-0.1598** (0.0729)	-0.0219** (0.0101)	-0.00872* (0.0512)
$\ln mar$	-0.0238* (0.0127)	-0.0059 (0.0078)	-0.0289** (0.0122)	-0.0759** (0.0337)	0.0128 (0.0110)	-0.0653** (0.0263)
常数项	0.1663 (0.2463)	0.1458* (0.0869)	0.0368 (0.1980)	0.6119 (0.0494)	0.2288** (0.0921)	0.6397* (0.3778)

续表 5.4

AR (1)	-1.93 [0.053]	-2.10 [0.036]	-2.06 [0.039]	-1.70 [0.090]	-2.73 [0.006]	-2.15 [0.031]
AR (2)	0.04 [0.972]	0.07 [0.943]	-0.07 [0.942]	-0.09 [0.929]	0.23 [0.820]	0.37 [0.711]
Hansen J	11.70 [0.764]	8.60 [0.929]	8.98 [0.989]	8.81 [0.117]	9.19 [0.102]	5.28 [0.727]
观测值	225	225	225	225	225	225

### 5.4.2 基于人力资本异质性分析

人力资本是影响地区 GTFP 的重要渠道。人力资本累积能为研发和技术创新提供高素质的劳动者，推动前沿生产技术，满足跨国投资活动的技术人才需求，优化产业结构，提高绿色生产效率（协天紫光等，2020）。为此，本文根据人均受教育水平，将样本分为人力资本高和人力资本低两组，分别进行回归分析<sup>①</sup>（结果见表 5.5）。

从分人力资本水平的回归结果来看，双向 FDI 技术溢出和协同效应对人力资本水平高和低地区均具有促进作用。在不考虑协同效应的情况下，IFDI 技术溢出对经济发展水平高和低的回归系数为 0.1138 和 0.0957，且均在 1%的水平下显著，表明 IFDI 技术溢在人力资本水平高地区对 GTFP 的影响高于经济发展水平低的地区，同样的，OFDI 逆向技术溢出在人力资本水平高的地区的回归系数为 0.025，高于人力资本水平低地区的 0.0181，且分别在 1%和 5%的显著水平下为正。其原因在于，人力资本水平较高的地区，其劳动力素质水平高，研发能力较强，从而对双向 FDI 技术溢出的吸收能力高于人力资本水平较低的地区。从双向 FDI 技术溢出协同效应来看，在人力资本水平较高的地区，双向 FDI 技术溢出协同效应的回归系数为 0.0780，且在 1%的显著水平下为正，在人力资本水平较低的地区，双向 FDI 技术溢出协同效应的回归系数为 0.0640，且在 5%的显著水平下为正，可以看出，双向 FDI 技术溢出协同效应在人力资本水平较高

<sup>①</sup>本文以平均受教育年限表示受教育水平，平均受教育年限计算方法为：将样本中居民受教育程度分为文盲、小学、初中、高中及大专以上五类，分别赋值 0、6、9、12、16，计算得到的地区平均受教育年限。同时，本文以各省 2019 年平均受教育年限的中位数进行样本组高、低划分，高于等于中位数为人力资本水平较高组、低于中位数为人力资本水平较低组。

地区对 GTFP 的积极影响大于在人力资本水平较低地区。从现实情况来看,在人力资本水平较高地区,除绿色研发、绿色创新能力较强外,其较强的管理经验使得双向 FDI 的配置效率也相对较强,因而,双向 FDI 技术溢出及其协同效应对 GTFP 的积极影响在人力资本水平较高的地区高于人力资本水平较低的地区。

表 5.5 人力资本异质性

解释变量	人力资本高			人力资本低		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnGTFP <sub>t-1</sub>	1.0653*** (0.0405)	1.0796** (0.0258)	1.0722*** (0.0290)	0.9606*** (0.0592)	1.1115*** (0.0442)	1.0184*** (0.0678)
lnS <sup>ifdi</sup>	0.1138*** (0.0275)		0.0870*** (0.0316)	0.0957*** (0.0318)		0.0749** (0.3198)
lnS <sup>ofdi</sup>		0.0250*** (0.0562)	0.0191* (0.0108)		0.0181** (0.0084)	0.0058 (0.0105)
lnS <sup>ifdi</sup> ×lnS <sup>ofdi</sup>			0.0780*** (0.0181)			0.0641** (0.0284)
lnurg	0.1194*** (0.1403)	0.0622** (0.0299)	0.0909** (0.0372)	0.1627*** (0.0362)	0.0349* (0.0279)	0.1101*** (0.0457)
lner	0.02364* (0.0140)	0.0375* (0.0220)	0.0235** (0.0120)	0.0236* (0.0122)	-0.0006 (0.0094)	0.0108 (0.0117)
lnpop	-0.0714*** (0.0259)	-0.0137* (0.0075)	-0.0544*** (0.0172)	-0.0380 (0.3396)	-0.0137 (0.0099)	-0.0654** (0.0304)
lnopen	-0.0154 (0.0273)	-0.0075 (0.0064)	-0.0155 (0.0217)	-0.0279 (0.0318)	-0.0082 (0.0098)	-0.0102 (0.0203)
lnmar	-0.0063 (0.0129)	0.0089 (0.0096)	-0.0083 (0.0138)	-0.0229* (0.0136)	-0.0102** (0.1184)	-0.0245*** (0.0085)
常数项	0.1853 (0.2071)	0.3526** (0.1741)	-0.0083 (0.0138)	0.0637 (0.2046)	-0.0141 (0.1184)	0.0899 (0.1541)
AR (1)	-2.22 [0.027]	-2.51 [0.012]	-2.22 [0.027]	-1.89 [0.059]	-2.10 [0.036]	-1.97 [0.049]
AR (2)	0.46 [0.642]	0.78 [0.436]	0.49 [0.624]	-0.32 [0.747]	-0.37 [0.714]	-0.27 [0.790]
Hansen J	7.17 [0.970]	9.18 [0.981]	6.55 [1.000]	6.60 [1.000]	9.01 [0.437]	10.19 [0.994]
观测值	225	225	225	225	225	225

## 5.5 本章小结

本章通过构建动态模型，利用系统 GMM 方法，从实证角度分析 IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出及双向 FDI 技术溢出协同效应对 GTFP 的具体影响，并进一步根据经济发展水平和人力资本水平异质性探讨双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的影响，得到以下结论：（1）IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出和双向 FDI 技术溢出协同效应对 GTFP 均有显著的正向影响。（2）在不同经济发展水平下，双向 FDI 技术溢出均有显著的促进作用，但在经济发展水平较低的地区，双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的影响较经济发展水平较高的地区更为明显。（3）在不同人力资本条件下，双向 FDI 技术溢出也表现出显著的促进作用，但在人力资本水平较高的地区的促进作用高于人力资本水平较低的地区。在模型稳健性检验上，本文利用 B—K 模型和 SBM 模型对双向 FDI 技术溢出和 GTFP 重新进行了估算，结果表明，原模型具有稳健性。

## 6 结论与政策建议

### 6.1 研究结论

本文首先归纳学者们对双向 FDI 技术溢出和 GTFP 的相关研究成果,其次分析了中国双向 FDI 发展现状,并对中国绿色全要素生产率测算,接着分析了双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的影响机制,最终利用系统 GMM 模型,实证检验了双向 FDI 技术溢出对中国 GTFP 的具体影响。

本文通过分析中国双向 FDI 现状及从中国绿色全要素生产率测算结果来看:

(1) 在 IFDI 发展上,中国 IFDI 来源集中于亚洲地区,IFDI 流向集中在东部地区,整体来看,中国正逐步从“规模发展”转变为“效率发展”;(2) 在 OFDI 发展上,中国 OFDI 来源集中在东部地区,但中西部发展速度较快,OFDI 流向主要集中在亚洲地区,整体来看,中国 OFDI 发展迅猛;(3) 在绿色全要素生产率发展上,样本期内,中国绿色全要素生产率年平均增速为 2%,其中,东部地区增长速度最快,年平均增速为 6%,中部地区没有明显恶化或改善,西部地区年平均下降 2%,从绿色全要素生产率来源来看,绿色技术进步是促进绿色全要素生产率提高的主要因素,绿色技术效率阻碍了绿色全要素生产率的提升。

本文在理论机制中分析认为,IFDI 技术溢出通过示范—模仿效应、竞争效应、人员流动效应和产业关联效应影响 GTFP;OFDI 逆向技术溢出经由产业集聚效应、人员流动效应、研发费用分摊效应和研发成果反馈效应影响 GTFP;双向 FDI 技术溢出协同效应主要是依托技术进步和资源配置效率影响 GTFP。通过机制分析,本文得出的相关假设为:IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出以及双向 FDI 技术溢出协同效应均能促进 GTFP 的提升。

本文在实证方面,构建动态面板模型,利用系统 GMM 方法,以 IFDI 技术溢出、OFDI 逆向技术溢出及双向 FDI 技术溢出协同效应作为核心解释变量,GTFP 为被解释变量,对理论假设进行实证检验。基准回归结果显示,双向 FDI 技术溢出及其协同效应均促进了 GTFP 的增长。为进一步分析发展异质性所带来的不同影响,本文根据经济发展水平和人力资本水平对样本进行划分。分样本异质性结果表明:(1) 在经济发展水平较高的地区,双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的积极影响小于经济发展水平较低的地区;(2) 在人力资本水平较高的地区,

双向 FDI 技术溢出及其协同效应对 GTFP 的影响大于人力资本水平较低的地区。

## 6.2 政策建议

根据上述理论、现状与实证部分的研究结论，结合中国经济高质量发展需求的背景，针对利用双向 FDI 提升中国绿色全要素生产率的路径，本文的政策启示有：

第一，促进双向 FDI 发展，扩大技术溢出效应。实证结果发现双向 FDI 技术溢出及其协同效应对绿色全要素生产率具有积极影响，为此，中国应以更积极的姿态促进双向 FDI 发展，扩大技术溢出效应。在“引进来”方面，首先，中国要进一步完善法律法规，加强政府对外资企业的政策保护，因地制宜的制定相关政策维护相关企业的知识产权，使其能更好的进行新技术和新能源的研发投入，保持研发积极性；其次，要制定合理的外资标准，特别是节能技术上的标准，确保技术的先进性；最后，要转变政府职能，提高政府办事效率，为双向 FDI 绿色发展提供便利的投资环境。在“走出去”方面，应积极引导企业向经济发达的国家投资，特别是高新技术与清洁能源产业的投资，吸收其先进的绿色技术。此外，还应鼓励企业与当地研发机构合作，扩大技术溢出渠道，最终提高本国的绿色全要素生产率。

第二，依据发展差异，促进绿色协调发展。根据分经济发展水平的实证结果，在经济发展水平较高的地区，双向 FDI 技术溢出对绿色全要素生产率的积极影响小于经济发展水平较低的地区。从中国各地区 GTFP 发展现状来看，区域间发展差异明显。因此，中国应根据区域间发展差异，制定差异化战略，促进区域协调发展。对经济发展水平较高、绿色技术基础较好的地区，一方面，引进外资和对外投资目标应以高新技术及清洁能源产业为主，从而获得更为先进的绿色技术；另一方面，要自力更生，增加研发投入，提升自身绿色技术创新能力。对于经济发展水平较低、绿色技术基础较弱的地区，要积极改善投资环境，激发企业引进外资与对外投资积极性，同时要避免高污染产业的对内转移。

第三，强化人力资本积累。分样本异质性发现，在人力资本水平较高的地区，双向 FDI 技术溢出对 GTFP 的影响较人力资本较低的地区更为显著。人力资本的积累有助于研发创新，中国应继续加大教育投入，强化人力资本的积累，以促进

绿色全要素生产率的提升。一方面，中国应尽快推进十二年义务教育制度，促进基本教育发展，同时对中西部地区加大教育投资，使教育资源在区域间合理配置，为人力资本积累夯实基础。另一方面，政府应积极改变教育理念，考虑市场对人才的需求，大力发展职业教育和素质教育，使理论学习与实际市场需求相结合。此外，各地区也应根据自身发展需求，制定相应的高层次人才引进政策，强化人力资本积累。

第四，发展技术交易市场，提升绿色技术水平。当前，中国正处于经济高质量发展和新旧动能转换的新阶段，绿色技术水平与发达国家还有一定差距，要想实现绿色全要素生产率的快速提高，除了加强自身研发外，还要大力发展技术交易市场。技术市场交易作为提升技术进步的一个重要渠道，一方面，核心技术的研发需要大量的资金和人力，投入成本相对较大且容易造成重复建设，通过技术交易可以降低生产成本；另一方面，在市场选择下，优胜劣汰，技术市场可以形成良性循环，淘汰科技含量较低、污染严重的生产技术，倒逼绿色技术水平的提高。在发展技术市场时，政府要积极制定相关政策，如降低绿色技术交易增值税，补贴绿色技术交易等方式促进技术交易市场繁荣发展。

第五，完善环境规制政策。降低生产过程中的污染排放不仅依赖于企业自身的环保意识，还需要相应的政策引领。对不同企业而言，其不同发展阶段对污染的控制能力不尽相同，如在企业发展初期，发展规模相对较小，生产能力相对大型企业较低，污染控制能力较弱。传统的环境规制政策由于缺乏灵活性，其强制性的规制要求阻碍了企业的快速发展，不能充分发挥其应有作用。因此，政府除了加大环境治理的投资，还应完善环境规制政策，如加强市场机制在环境政策的应用，以促进污染排放交易市场发展等方式满足不同企业需求，从而发挥环境规制的最大作用。此外，还应建立健全排污费制度，依据企业类型合理征税，切实促进企业 GTFP 的提高。

## 参考文献

- [1] Bitzer J,Kerekes M. Does Foreign Direct Investment Transfer Technology Across Borders? New Evidence[J]. Economics Letters,2008(03):355-358.
- [2] Blomstrom M,Fors Gruma,Lipesy Robert E. Foreign Direct Investment and Employment:Home Country Experience in the United States and Sweden[J]. The Journal of the Royal Economic Society,1997(11):1788-1795.
- [3] Caves R. Multinational firms,competition,and productivity in host-country markets[J]. Economic,1974(41):176-193.
- [4] Coe D T,Helpman E. International R&D spillovers[J]. European Economic Review,1995(05):859-887.
- [5] Damijian J P,Knell M. How Important is Trade and Foreign Ownership in Closing the Technology Disparity? Evidence from Estonia and Slovenia[J]. Review of World Economics,2005(02):271-295.
- [6] Fukuyama H,Weber Wl. A directional slacks-based measure of technical inefficiency[J]. Socioeconomic Planning Sciences,2009(04):274-287.
- [7] Gorg H,Greenaway D. Poovendhan M. Effects of FDI spillover on regional productivity:evidence from panel data analysis using stochastic frontier analysis[J]. International Journal of Emerging Markets,2017(03):327-446.
- [8] Keller W,Yeaple S R. Multinational Enterprises,International Trade,and Productivity Growth: Firm Level Evidence from the United States[J]. The Review of Economics and Statistics,2009(04):821-831.
- [9] Kogut B,Chang S. Technological Capabilities and Japanese Foreign Direct Investment in the United States[J]. The Review of Economics and Statistics,1991(03):401-413.
- [10]Kukulski J. Ryan M. Investment History and Market Orientation Effects in the TFP-FDI Relationship[J]. The World Economy,2011(04):546-567.
- [11]Lichtenberg,Potterie P.D.L.,1998,International R&D Spillovers:A Comment[J]. European Economic Review,2001(08):1483-1491.
- [12]Li C.The Impact of Industrial Structure Upgrading on My Country's Carbon

- Emission Reduction from the Perspective of High-Quality Development[J]. *Sustain Development*,2021(01):149-159.
- [13]Li Lin,Liu Ying. Industrial Green Spatial Pattern Evolution of Yangtze River Economic Belt in China[J]. *Chinese Geographical Science*,2017(27):660-672.
- [14]Liddle B. Impact of Population, Age Structure, and Urbanization on Carbon Emissions Energy Consumption: Evidence from Macro-level, Cross Country Analyses[J]. *Population & Environment*,2013(03):286-304
- [15]Mac Dougall G. The Benefits and Costs of Private Investment Form Abroad: A Theoretical Approach[J]. *Economic Record*,1960(36):13-35.
- [16]Nahom Ghebrihiwet. FDI technology spillovers in the mining industry: Lessons from South Africa's mining sector[J]. *Resources Policy*, 2019(62): 463-471.
- [17]Ohlan P. The impact of population density, energy consumption, economic growth and trade openness on CO2 emissions in India[J]. *Natural Hazards*,2015(02): 1409-1428.
- [18]Pittman R W. Multilateral Productivity Comparisons with Undesirable Outputs[J]. *The Economic Journal*,1983(93):1725-1744.
- [19]Sjöholm F. Technology gap, competition and spillovers from direct foreign investment: evidence from establishment data[J]. *The Journal of Development Studies*,1999(36):53-73.
- [20]Solow Robert M. Technical Change and the Aggregate Production[J]. *Review of Economics Statistics*,1957(39): 312-320.
- [21]Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. *European Journal of Operational Research*,2001(03):498-509.
- [22]Tone K, Tsutsui M. An Epsilon-based Measure of Efficiency in DEA: A Third Pole of Technical Efficiency[J]. *European Journal of Operational Research*,2010(03):1554-1563.
- [23]Zhang Ning, Kong Fanbin, Yu Yanni. Measuring Ecological Total-factor Energy Efficiency Incorporating Regional Heterogeneities in China[J]. *Technological Forecasting and Social Change*,2015(4):165-172.

- [24]陈芳,杨梅君.农产品国际贸易对中国农业绿色全要素生产率的影响[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021(05):94-104.
- [25]陈培如,冼国明.中国对外直接投资的逆向技术溢出效应——基于二元边际的视角[J].科研管理,2020(04):1-10.
- [26]陈浦秋杭,邓晶,陈清华.对外直接投资是否存在逆向技术溢出效应?[J].世界经济与政治论坛,2020(06):158-166.
- [27]陈颂,卢晨.国际产品内分工对中国工业行业环境技术效率的影响效应研究[J].国际贸易问题,2019(12):46-60.
- [28]陈燕翎,庄佩芬,彭建平.吸收能力视角下贸易开放对农业绿色全要素生产率的影响[J].东南学术,2021(01):181-191.
- [29]陈昭,张嘉欣.国际技术溢出、自主研发与绿色技术进步——基于异质性人力资本的调节效应分析[J].晋阳学刊,2020(01):84-96.
- [30]程慧,朱忠满,徐琼.中国旅游绿色全要素生产率测算及其收敛性分析[J].中南林业科技大学学报(社会科学版),2021,15(02):111-121.
- [31]杜江,谢正娟.制度距离、双边投资协定与我国 OFDI 区位选择——基于动态面板模型和面板门限模型的实证研究[J].经济问题探索,2019(09):137-147.
- [32]杜龙政,赵云辉,陶克涛,等.环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据[J].经济研究,2019(10):106-120.
- [33]冯华,韩小红.外商直接投资对中国工业创新绩效的影响研究——基于三个中介效应的分析[J].经济与管理研究,2020,41(07):18-30.
- [34]冯彦明,赵阳.金融发展、研发投入与 OFDI 逆向技术溢出效应[J].河北经贸大学学报(综合版),2020,20(03):52-62.
- [35]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(07):134-148.
- [36]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(02):133-150.
- [37]葛鹏飞,王颂吉,黄秀路.中国农业绿色全要素生产率测算[J].中国人口·资源与环境,2018(05):66-74.
- [38]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(03):128-138.
- [39] 龚梦琪, 尤喆, 刘海云, 成金华. 环境规制对中国制造业绿色全要素生产率的影响——基于贸易比较优势的视角[J]. 云南财经大学学报, 2020(11):15-25.
- [40] 龚新蜀, 李梦洁. OFDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率[J]. 国际商务研究, 2019(01):86-96.
- [41] 郭海红, 刘新民. 中国农业绿色全要素生产率时空演变[J]. 中国管理科学, 2020(09):66-75.
- [42] 韩科振. 国际研发资本技术溢出对绿色技术进步的影响研究[D]. 四川大学, 2021.
- [43] 韩科振. 自主创新与技术溢出对我国绿色技术进步的影响研究——基于面板门限模型的实证分析[J]. 价格理论与实践, 2020(07):149-153.
- [44] 韩永辉, 李子文, 张帆, 申晨. 中国双向 FDI 的环境效应[J]. 资源科学, 2019, 41(11):2043-2058.
- [45] 胡晓琳. 中国省际环境全要素生产率测算、收敛及其影响因素研究[D]. 江西财经大学, 2016.
- [46] 胡琰欣, 屈小娥, 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.
- [47] 贾军, 魏洁云, 王悦. 环境规制对中国 OFDI 的绿色技术创新影响差异分析——基于异质性东道国视角[J]. 研究与发展管理, 2017(06):81-90.
- [48] 蒋冠宏, 蒋殿春. 绿地投资还是跨国并购: 中国企业对外直接投资方式的选择[J]. 世界经济, 2017(07):126-146.
- [49] 雷红. 中国 OFDI 逆向技术溢出、金融发展与全要素生产率[J]. 现代经济探讨, 2019(08):75-84.
- [50] 李兰冰, 刘秉镰. 中国高技术产业的效率评价与成因识别[J]. 经济学动态, 2014(09):56-65.
- [51] 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(01):21-32+66.
- [52] 李鹏升, 陈艳莹. 环境规制、企业议价能力和绿色全要素生产率[J]. 财贸经济, 2019(11):144-160.

- [53]李占风,郭小雪.金融发展对城市全要素生产率的增长效应与机制——基于资源环境约束视角[J].经济问题探索,2019(07):162-172+190.
- [54]梁文化,刘宏.对外直接投资驱动中国技术进步的机理与实证研究——基于比较视角的分析[J].经济问题探索,2017(02):111-117.
- [55]林伯强,王喜枝,杜之利.环境规制对中国工业能源效率的影响——基于微观企业数据的实证研究[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2021(04):30-42.
- [56]刘灿雷,康茂楠,邱立成.外资进入与内资企业利润率:来自中国制造业企业的证据[J].世界经济,2018(11):98-120.
- [57]刘洁,赵鑫磊,陈海波.国内研发投入、人力资本与 OFDI 逆向技术溢出效应——一个中介效应检验[J].科技进步与对策,2019,36(10):20-25.
- [58]刘晓洁,刘洪.中国省际绿色全要素生产率研究及收敛性分析[J].武汉理工大学学报(信息与管理工程版),2018(03):305-309.
- [59]逯进,李婷婷.产业结构升级、技术创新与绿色全要素生产率——基于异质性视角的研究[J].中国人口科学,2021(04):86-97+128.
- [60]孟望生,邵芳琴.中国各省区绿色经济增长效率测度[J].统计与决策,2020(16):105-109.
- [61]齐绍洲,方扬,李锴.FDI 知识溢出效应对中国能源强度的区域性影响[J].世界经济研究,2011(11):69-74+89.
- [62]屈海涛.FDI 技术溢出与本土企业绿色创新的关系研究[J].科学管理研究,2018(03):64-67.
- [63]任阳军,汪传旭,李伯棠,等.产业集聚对中国绿色全要素生产率的影响[J].系统工程,2019(05):31-40.
- [64]阮敏,李衡.母国制度环境对 OFDI 逆向技术溢出效应研究[J].产经评论,2018(02):85-98.
- [65]邵军,施震凯,朱俊明.进口贸易与中国城市的绿色转型发展——基于绿色全要素生产率的研究[J].国际贸易问题,2020(12):51-64.
- [66]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(02):126-140.
- [67]孙博文,谢贤君,张政.技术市场如何影响绿色全要素生产率?——基于 OECD

- 绿色增长战略视角研究[J].当代经济管理,2020(08):18-27.
- [68]唐宜红,俞峰,李兵.外商直接投资对中国企业创新的影响——基于中国工业企业数据与企业专利数据的实证检验[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2019(01):104-120.
- [69]童昀,刘海猛,马勇,刘军,张瑞.中国旅游经济对城市绿色发展的影响及空间溢出效应[J].地理学报,2021(10):2504-2521.
- [70]汪丽娟,吴福象,蒋欣娟.双向 FDI 技术溢出能否助推经济高质量发展[J].财经科学,2019(04):64-79.
- [71]汪克亮,许如玉,赵斌.对外直接投资、结构转型与绿色全要素生产率[J].南京财经大学学报,2020(06):74-85.
- [72]王风云.京津冀人口集聚对能源消费的影响[J].人口与经济,2020(02):12-25.
- [73]王慧,孙慧,肖涵月,辛龙.环境政策不确定性、双向 FDI 与低碳全要素生产率的关系[J].中国人口·资源与环境,2020(11):75-86.
- [74]王林辉,江雪萍,杨博.异质性 FDI 技术溢出和技术进步偏向性跨国传递:来自中美的经验证据 [J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版),2019(02):136-151+187-188.
- [75]伍格致,游达明.环境规制对技术创新与绿色全要素生产率的影响机制:基于财政分权的调节作用[J].管理工程学报,2019(01):37-50.
- [76]协天紫光,薛飞,葛鹏飞.中国对外直接投资对“一带一路”沿线国家绿色全要素生产率的影响[J].上海财经大学学报,2019(06):96-110.
- [77]徐薛飞,王丽丽,陈尚.不同技术创新形式在环境规制与工业绿色增长关系中的作用[J].科技进步与对策,2020(19):68-76.
- [78]杨柳青青,刘章生,张麒.中国城市人口集聚对城市生态效率的门槛效应研究[J].西南民族大学学报(人文社科版),2019(11):153-157.
- [79]杨仁发,李娜娜.环境规制与中国工业绿色发展:理论分析与经验证据[J].中国地质大学学报(社会科学版),2019,19(05):79-91.
- [80]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[J].软科学,2021(04):8-13.
- [81]叶祥松,刘敬.政府支持、技术市场发展与科技创新效率[J].经济学动

- 态,2018(07):67-81.
- [82] 尹华,朱绿乐.企业技术寻求型 FDI 实现机理分析与中国企业的实践[J].中南大学学报(社会科学版),2008(03):307-311+318.
- [83] 尹元元.外商直接投资环境技术效应实证研究——基于自主创新和技术外溢视角[J].软科学,2018(05):37-39+54.
- [84] 余志伟,樊亚平,罗浩.中国产业结构高级化对碳排放强度的影响研究[J].华东经济管理,2022(01):78-87.
- [85] 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.
- [86] 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(07):159-174.
- [87] 张建清,董洁明.对外贸易对“一带一路”沿线省份绿色全要素生产率水平的影响[J].云南财经大学学报,2019(12):63-72.
- [88] 张林.中国技术市场促进经济高质量发展的途径[J].企业经济,2022(01):24-34.
- [89] 章志华,孙林.OFDI 逆向技术溢出、异质性金融发展与经济增长质量[J].国际经贸探索,2021(03):81-97.
- [90] 赵莉,胡逸群.FDI 技术溢出对制造业创新能力的影响——基于吸收能力的中介作用[J].科技管理研究,2018(18):9-15.
- [91] 赵鑫磊,何蓉蓉.基于空间视角的中国省际 OFDI 对全要素生产率影响研究[J].区域金融研究,2019(04):85-91.
- [92] 朱诗怡,张凯,胡昕霖.技术市场对经济高质量发展的影响研究——基于稀疏 PCA 与中介效应检验[J].经济问题探索,2021(09):30-43.
- [93] 郑强,冉光和.中国双向 FDI 的绿色生产率溢出效应——基于动态面板模型的实证检验[J].统计与信息论坛,2018(06):54-61.
- [94] 周杰琦,张莹.外商直接投资、经济集聚与绿色经济效率——理论分析与中国经验[J].国际经贸探索,2021(01):66-82.
- [95] 周鹏飞,沈洋,朱晓龙.制造业产业集聚对城市绿色经济效率的影响:机理、测度与路径[J].城市发展研究,2021(03):92-99.

- [96]朱风慧,刘立峰.中国制造业集聚对绿色全要素生产率的非线性影响——基于威廉姆森假说与开放性假说的检验[J].经济问题探索,2021(04):1-11.
- [97]朱广印,王思敏.绿色生产发展效率测度及时空演变分析[J].金融与经济,2020(09):68-77.
- [98]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(09):63-73.

## 后 记

伴着和煦春风，和着清脆鸟鸣，陇原大地在阵阵的黄河咆哮中，迎来了万物复苏，一片生机盎然。而我，也将在这花香缕缕的季节，结束三年的研究生求学生涯，心中，总有万分不舍。回望过去，三年来的充实与美好，有太多的事需要铭记，有太多的人需要感谢。

首先，诚挚地感谢安占然老师！入学初期，心中总是一片茫然，不知道做些什么，总觉得现实与期待存在差距，内心焦急万分。是安老师，给我耐心引导，还向我推荐已毕业的师兄、师姐，合力帮我明确了未来规划。在论文写作过程中，安老师更是大到论文选题、文章框架，小到字词运用、标点规范，都对我悉心指导。在学业任务之外，安老师尽可能的带我们参加学术会议，参与调研，开拓视野，让我们了解学科前沿。老师无微不至的关心和身体力行的教诲，使我受益终身。

其次，诚挚地感谢三年来的各位任课老师，每一节精彩纷呈的讲课都是你们经年累月的经验积累，你们都无私的与我们分享。在你们的课上，我学习到了很多知识，受到了很多启发。在毕业论文的选题、写作、答辩过程中，你们也毫无保留的向我提供宝贵的修改建议，完善我的论文。感谢我的同学们，是你们在学习和生活中给我的帮助和鼓励，让我即使身处异地，离家千里，也能感受到家的温暖。

最后，衷心的感谢我的父母！是你们用最质朴的笑脸坚定了我的信念，是你们用宽厚的脊梁撑起了我的梦想。养育之恩，毕生难报，惟愿在以后的日子，能言语相伴，常侍左右。

感恩之心，无以言表，唯矜矜业业以自强，不负期待，不负韶华！