

双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的影响——基于空间杜宾模型的实证检验

陈彤彤

(申万宏源证券有限公司, 上海 200031; 复旦大学, 上海 200433)

摘要: 本文分析了双向 FDI 协同发展机理, 并从能源投入与污染产出角度解释了双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的促进作用; 基于 2003 ~ 2020 年中国省级面板数据, 借助空间杜宾模型实证检验了双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的空间影响。研究发现: 双向 FDI 协同发展对本地和邻地绿色全要素生产率均具有正向促进作用。异质性分析进一步发现: 中部地区双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的促进作用最显著, 东部地区次之, 西部地区主要表现为抑制作用; 此外, 资源丰富程度会削弱双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的正向影响。因此, 应当推动双向 FDI 协同发展, 且注重调整外资流向及外资流入和流出类型, 使双向 FDI 协同发展更好地服务于中国可持续发展目标。

关键词: 双向 FDI 协同发展; 绿色全要素生产率; 空间杜宾模型; 空间溢出效应; 资源丰富度
中图分类号: F830.59/F062.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-1894 (2025) 01-0018-16

一、引言

绿色全要素生产率 (GTFP) 不仅将经济增长、技术进步考虑在内, 还能兼顾绿色发展目标, 是衡量绿色增长水平的较好指标 (胡琰欣等, 2019)。在追求可持续发展目标背景下, 需要探索外商直接投资 (IFDI) 与对外直接投资 (OFDI) 的良性互动是否可以服务于绿色发展、是否可以有效提高绿色全要素生产率。

双向 FDI 协同发展的环境效应。从碳排放角度出发, 双向 FDI 协调发展对碳排放具有抑制作用 (王亚飞等, 2022), 通过带来绿色技术进步 (向宇和代沁雯, 2022)、提高资本劳动比、推动产业规模扩张、提升生产性技术水平 (王奕淇和段洋洲, 2023) 实现碳减排目标。从环境质量角度出发, 双向 FDI 协调发展可以有效抑制环境污染 (龚梦琪和刘海云, 2020)、显著减少雾霾问题 (韩永辉等, 2021), 而且可以通过提高自主创新降低环境污染并提升环境质量 (董婉怡等, 2021)。

双向 FDI 协同发展的经济效应。双向 FDI 协调发展与经济增长在全国及省域

作者简介: 陈彤彤, 申万宏源证券有限公司博士后科研工作站、复旦大学经济学院博士后流动站, 博士, 研究方向: 国际直接投资。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“世界生产体系加速变革趋势下推动中国双向投资高质量发展研究”(项目编号: 21BGJ040)。

层面表现为相互促进（孙攀等，2021）。双向 FDI 协同发展可以通过技术内化渠道和人力资本结构升级渠道提升中国产业全球价值链嵌入位置（黄永明和张亚楠，2022）。此外，双向 FDI 协同发展还可以带来技术进步（刘钧霆等，2022）、改善资源错配（杨校美和肖红叶，2020）、化解区域发展不平衡问题（杨波和任飞，2022），最终推动经济高质量发展。

综合分析环境效应和经济效应可以发现，IFDI 与 OFDI 协调发展显著提升了绿色全要素生产率（马广程等，2022），这一结果主要通过绿色技术进步来实现（章志华等，2023）。汪克亮等（2022）认为，双向 FDI 协调发展对绿色全要素生产率具有非线性影响，尤其当双向 FDI 协调发展水平较低时更容易提升绿色全要素生产率。宋晓玲和李金叶（2021）从地域差异角度发现，双向 FDI 协调发展可以显著提升绿色经济效率，但是这一促进作用在中西部地区更加显著。赵巍（2023）将不同城市作为研究对象，发现双向 FDI 协调发展可以显著推动长三角城市绿色发展，且产业结构升级是重要的作用渠道。

当前，学者们尽管从 IFDI 与 OFDI 关系视角研究二者协同发展对经济结构、环境质量带来的影响，但是有关双向 FDI 协同发展机理以及双向 FDI 协同发展影响绿色增长的差异化表现仍有探索空间。因此，本文首先从协同的本质出发分析双向 FDI 协同发展的内涵；其次，从能源投入和污染产出角度分析双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的影响机理；最后，分别从地域分布和资源丰裕度差异角度探索双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的空间影响，以丰富双向 FDI 协同发展与绿色全要素生产率关系的研究。

二、理论机理分析

（一）双向 FDI 协同发展的演进机理

协同发展体现了一种“双赢”思想，强调两个或两个以上子系统相互配合产生的整体影响。这种整体影响不仅无法由任何一个子系统单独作用产生，而且影响效果超过了各子系统的简单加总。双向 FDI 包含的两个子系统可以理解为 IFDI 和 OFDI，实现双向 FDI 协同发展的前提是 IFDI 与 OFDI 存在互动关系，即“互动”是“协同”的基础，“协同”是“互动”的结果。在互动关系之上，双向 FDI 协同发展反映了通过 IFDI 与 OFDI 之间的协调、配合，实现从无序到有序状态的变化过程，其中有序的变化主要体现在不断追求规模和结构的帕累托最优。考虑到双向 FDI 的协同发展效应，可以理解为：IFDI 与 OFDI 在规模上并驾齐驱，在结构上进一步实现微观企业优势培育、中观产业结构优化以及宏观经济效益获取的长远目标。

双向 FDI 协同发展关系的形成并非一蹴而就，以 IFDI 为起点进行分析，伴随 IFDI 的出现，东道国获得诸如技术、资本、品牌、知识等要素，不断培育本土企业，并推动企业走出去。同时，走出去的企业通过寻找新的投资机会、市场以及接受更大

挑战,不断提升自身实力,进一步反哺母国经济发展。然而,一国经济结构、发展实力和禀赋特征作为影响外资的重要因素,对外资流入流出数量、质量均产生重要影响。伴随 IFDI 和 OFDI 活动的发生,二者既相互影响,又同时作用于一国经济结构,而经济结构的变化又将反过来调整 IFDI 与 OFDI 的规模和类型。其中,当 IFDI 与 OFDI 之间的相互作用呈现反方向时,只有符合一国经济发展要求的外资企业才能继续做大做强;如果 IFDI 与 OFDI 的相互作用使得二者实力均得到提升,IFDI 与 OFDI 自身发展将具有良好的延续性,并有效发挥协同发展产生的积极作用。

(二) 双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的影响

绿色全要素生产率在传统的全要素生产率核算体系下额外考虑了资源和环境约束(吴翔,2014),其中节能减排绩效是提高绿色全要素生产率的核心(王兵和刘光天,2015)。从能源投入角度看,能源效率对节能减排目标的实现至关重要(李国璋等,2010)。IFDI 可以通过技术溢出和带动产业结构升级提升中国能源利用效率(Liang,2014),OFDI 对绿色全要素能源效率具有显著促进作用(Ren et al.,2022)。在开放环境中,IFDI 与 OFDI 均已具备较强的竞争优势,而且在生产及管理经验、技术积累等方面拥有丰富的知识储备。因此,在 IFDI 与 OFDI 相互协调、良性互动过程中,企业可以通过示范效应和学习效应不断提升生产效率和资源利用效率。此时,能源使用领域的效率提升表现为生产同等期望产出时投入更少的能源要素,即在实现节能减排目标的同时保证了经济增长的稳定性。考虑到对外投资以及引进外资活动不可避免涉及与能源使用高度相关的行业和企业,在 IFDI 与 OFDI 相互影响过程中,为了提高竞争力,该类企业不仅将主动学习并提高能源利用效率以节省能源使用,而且将研发清洁能源以取代传统能源。因此,IFDI 与 OFDI 的协同发展过程既会激发企业主动开展提升能源利用效率的行动,又会加快清洁能源的研发与使用,推动实现更符合中国长远发展目标的绿色增长方式。

从污染产出角度看,提高绿色全要素生产率实际上要求期望产出最大化且非期望产出最小化。IFDI 与 OFDI 的协同发展过程一方面表现为“引进来”与“走出去”相互配合,不断提升企业自身实力。特别是在国家大力实施绿色发展战略背景下,企业将为减排技术研发领域分配更多资金,并显著提升企业减污降碳水平。另一方面,IFDI 和 OFDI 会给本土企业带来竞争压力,落后产业、落后企业终究逃不开被淘汰的命运;与此相应,高污染、高排放产业将最先退出竞争市场,产业结构的绿色特征将更加明显,资源配置问题也将得到显著改善。具体表现为:同等资源将被投入污染水平更低的行业,带来同等产值时可以排放更少的污染物。因此,IFDI 与 OFDI 协同发展不仅可以提升企业减排技术并直接降低污染排放,还可以有效调整产业结构,使资源流向清洁领域,最终提升绿色全要素生产率。

三、研究设计

(一) 模型构建与空间权重矩阵选择

1. 模型构建

各地区在追求经济绿色增长和实现绿色发展过程中,往往会学习和借鉴绿色增长水平较高地区的发展经验,加强各地区绿色增长的空间相关性,张伟科和葛尧(2021)研究发现中国省级绿色全要素生产率之间具有明显的空间相关关系。同时,由于IFDI和OFDI不仅对本地区经济发展和能源环境产生影响,还对周边地区企业发展及产业结构调整起到示范作用。因此,探究双向FDI协同发展对绿色全要素生产率的影响时,有必要考虑二者在空间上的相关关系。基于以上分析,本文构建空间面板模型如下:

$$GTFP_{it} = \alpha + \sigma \sum_{j=1, j \neq i}^N w_{ij} GTFP_{jt} + \beta CDFDI_{it} + \tau \sum_{j=1, j \neq i}^N w_{ij} CDFDI_{jt} + \gamma X_{it} + \phi \sum_{j=1, j \neq i}^N w_{ij} X_{jt} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 j 对应各省份, t 对应年份; w_{ij} 代表空间权重矩阵的元素; 被解释变量 $GTFP_{it}$ 表示 i 省份 t 年的绿色全要素生产率水平, $\sum_{j=1, j \neq i}^N w_{ij} GTFP_{jt}$ 为被解释变量的空间滞后项; 核心解释变量 $CDFDI_{it}$ 代表 i 省份 t 年的双向 FDI 协同发展水平, $\sum_{j=1, j \neq i}^N w_{ij} CDFDI_{jt}$ 为核心解释变量的空间滞后项; X_{it} 表示控制变量, $\sum_{j=1, j \neq i}^N w_{ij} X_{jt}$ 为控制变量的空间滞后项; λ_i 、 μ_t 分别代表地区和时间固定效应; ε_{it} 是随机扰动项。

2. 空间权重矩阵选择

本文选择空间邻接矩阵、地理反距离矩阵和经济地理嵌套矩阵作为空间权重矩阵,并研究双向 FDI 协同发展与绿色全要素生产率之间的空间关系。

(1) 空间邻接矩阵 (W^{01})。基于 Queen 连接方式,用数值 0 和 1 分别表示两个省份不相邻和相邻关系。

(2) 地理反距离矩阵 (W^d)。根据各省份经纬度数据,测度各省份间实际距离并取对数,以此表示矩阵中的各个元素。

(3) 经济地理嵌套矩阵 (W^{ed})。参考郝良峰(2017)的做法,将经济地理嵌套矩阵表示为: $W_{ij}^{ed} = W_{ij}^d \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_3}{\bar{Y}}, \dots, \frac{\bar{Y}_N}{\bar{Y}}\right)$ 。其中, W_{ij}^d 表示地理反距离矩阵的各个元素, $\bar{Y}_i$ 表示第 i 个省份的地区生产总值在 2003~2020 年的平均值, $\bar{Y}$ 表示对所有省份在 2003~2020 年地区生产总值的平均值取平均数。

(二) 变量选择与数据说明

1. 被解释变量: 绿色全要素生产率 ($GTFP$)

参考刘钻扩和辛丽(2018)的做法,基于 SBM 方向距离函数的 GML 指数测度中国 30 个省份的绿色全要素生产率。投入指标包含: 资本投入,采用永续盘存法估算各省份资本存量; 劳动投入,采用年末城镇就业人员总数表示生产中的劳动投入; 能源投入,由于电表可以准确记录电力消费数据,而且电力数据与能源消费存在很高的相

关性（林伯强，2003），因此采用电力消费数据衡量能源投入水平。产出指标包含期望产出和非期望产出。期望产出，选取地区生产总值代表各省份期望产出；非期望产出，运用熵值法将二氧化碳排放量、化学需氧量排放量、二氧化硫排放量、颗粒物排放量以及一般工业固体废物产生量合成环境污染综合指数，表示非期望产出。

2. 核心解释变量：双向 FDI 协同发展水平（ $CDFDI$ ）

容量耦合模型应用较为广泛，在资源环境分析、地区经济发展、产业结构等方面均可以借助该模型作分析（张欢等，2019）。因此，在测度双向 FDI 协同发展水平时，本文借鉴邹志明和陈迅（2021）的设定方法，将耦合度用 C_{it} （ IO ）表示，如式（2）所示。其中， ω 为调节系数，参考黄凌云等（2018）的设定原则，将调节系数取值为 2。

$$C_{it}(IO) = 2 \left[\frac{IFDI_{it} \times OFDI_{it}}{(IFDI_{it} + OFDI_{it})^\omega} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (2)$$

由于协同发展水平受到系统内部子系统耦合关系和发展水平的影响，可以由二者共同计算生成。因此，双向 FDI 协同发展水平可以表示为：

$$CDFDI_{it} = [C(IO) \times T]^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

其中， T 为投资综合指标， $T = \theta IFDI_{it} + \eta OFDI_{it}$ ， θ 和 η 为特定权重，由于 $IFDI$ 和 $OFDI$ 同等重要，因此， θ 和 η 均取 0.5。此时，双向 FDI 协同发展水平可以表示为：

$$CDFDI_{it} = \left[(IFDI_{it} \times OFDI_{it})^{\frac{1}{2}} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

$CDFDI_{it}$ 值越大，双向 FDI 协同发展水平越高；反之，则越低。

3. 控制变量

参考龚梦琪和刘海云（2020）、胡琰欣等（2019）、董婉怡等（2021）研究外资与绿色全要素生产率相关关系时选择的控制变量，本文选定财政支出规模（ FES ）、基础设施水平（ IFT ）、产业结构（ IS ）、人力资本存量（ HCS ）、贸易开放度（ TO ）和产权制度（ PRS ）作为控制变量。考虑到研发资本存量对绿色全要素生产率的增长至关重要，本文参考白俊红和李婧（2011）的方法，将研发资本存量表示为 $K_t = E_{t-g} + (1 - \delta) \times K_{t-1}$ 。其中，实际 R&D 经费支出 E_{t-g} 中，平均滞后期 g 假设为 1，令 R&D 支出价格指数等于 $0.55 \times$ 消费价格指数 $+ 0.45 \times$ 固定资产投资价格指数，并将折旧率 δ 设置为 15%。基期资本存量可以表示为 $K_0 = \frac{E_0}{(g + \delta)}$ ，其中， K_0 、 E_0 分别为基期资本存量和基期实际 R&D 经费支出， δ 表示考察期内实际 R&D 经费支出的平均增长率。

表 1 变量的描述性统计

变量	变量衡量方式	变量名称	数据来源	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GTFP</i>	SBM-DDF-GML 方法计算	绿色全要素生产率	《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴、CSMAR 数据库、国家统计局、中国碳核算数据库 (CEADs)、《中国环境统计年鉴》	540	0.9589	0.0500	0.7701	1.1703
<i>CDFDI</i>	见式 (4)	双向 FDI 协同发展水平	各省份统计年鉴、《中国对外直接投资统计公报》	540	0.2299	0.1882	0.0099	0.8961
<i>FES</i>	地方一般财政预算支出的自然对数	财政支出规模	国家统计局	540	7.7191	1.0045	4.6578	9.7660
<i>IFT</i>	公路里程数 / 行政区划面积	基础设施水平	国家统计局和民政部	540	0.8076	0.4896	0.0339	2.2049
<i>IS</i>	第二产业增加值 / GDP	产业结构	国家统计局	540	0.4274	0.0824	0.1597	0.6196
<i>HCS</i>	就业人员受教育程度的自然对数	人力资本存量	《中国劳动统计年鉴》	540	6.8448	0.1358	6.4258	7.2543
<i>TO</i>	进出口总额的自然对数	贸易开放度	国家统计局	540	9.9204	1.6595	5.3150	13.6340
<i>PRS</i>	国有单位就业人数的自然对数	产权制度	《中国劳动统计年鉴》	540	5.1900	0.6294	3.4689	6.2080
<i>RD</i>	$K_t = E_{t-0} + (1 - \delta) \times K_{t-1}$	研发资本存量	《中国科技统计年鉴》	540	5.9208	1.5477	1.4712	9.1463

四、空间检验结果分析

由于不同地区双向 FDI 协同发展水平、绿色全要素生产率与当地禀赋情况、地理位置、经济发展水平等密切相关,且各地区双向 FDI 协同发展水平与绿色全要素生产率在空间上具有明显的差异化特征,因此,为了探究地域间双向 FDI 协同发展与绿色全要素生产率的空间相关性,本文借助计量方法进行了空间相关性检验,并进一步验证二者的空间关系。

(一) 空间相关性检验

1. 全域莫兰指数

本文通过计算全域莫兰指数,检验了 2003~2020 年中国 30 个省份绿色全要素生产率、双向 FDI 协同发展的空间相关性。Moran's I 计算公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}} \quad (5)$$

其中, $S^2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}$ 是样本方差, w_{ij} 是空间权重矩阵中的元素。 I 的取值范围介于 -1 和 1 之间,大于 0 表示空间正自相关,反之则为空间负自相关,其中,绝对值越接近于 1,说明相关性越强。

基于空间邻接矩阵 (W^{01})、地理反距离矩阵 (W^d) 和经济地理嵌套矩阵 (W^{cd}),本文计算了各省份绿色全要素生产率和双向 FDI 协同发展的全域莫兰指数,结果如

表 2 所示。在 W^{01} 和 W^d 中，双向 FDI 协同发展的莫兰指数显著为正；在 W^{cd} 中，除了 2003 年、2007 年以及 2014 年以外均显著为正，说明双向 FDI 协同发展存在空间相关关系。进一步观察可以发现，2003~2020 年绿色全要素生产率的莫兰指数呈现从不显著到显著的转变。其中，2003~2009 年绿色全要素生产率在以上 3 个空间权重矩阵中均不显著，说明绿色全要素生产率最开始并不具有空间相关性。主要由于在追求绿色发展过程中有的地区起步较早，有的地区起步较晚，因此，早期各地区绿色全要素生产率在空间上并未表现出显著的相关关系。然而，2011~2020 年绿色全要素生产率在 3 个矩阵中均显著为正，说明绿色全要素生产率在该阶段已经呈现显著的空间相关关系。此外，观察 2003~2020 年整个时间段双向 FDI 协同发展与绿色全要素生产率的莫兰指数可以发现，在以上 3 个矩阵中，二者的莫兰指数均在 1% 水平上显著为正，因此，笔者认为可以用空间计量工具分析二者的空间关系。

表 2 绿色全要素生产率和双向 FDI 协同发展的全域莫兰指数

年份	W^{01}		W^d		W^{cd}	
	$GTFP$	$CDFDI$	$GTFP$	$CDFDI$	$GTFP$	$CDFDI$
2003	-0.108	0.226**	0.002	0.040**	-0.033	-0.003
2004	-0.110	0.313***	-0.003	0.087***	-0.022	0.046**
2005	-0.080	0.352***	-0.013	0.096***	-0.024	0.060***
2006	-0.058	0.265**	-0.016	0.074***	-0.024	0.026*
2007	-0.008	0.230**	-0.006	0.064***	-0.011	0.016
2008	0.040	0.270**	0.002	0.075***	0.002	0.045**
2009	0.051	0.296***	-0.002	0.079***	0.002	0.038**
2010	0.123	0.340***	0.018	0.091***	0.024*	0.058***
2011	0.259***	0.326***	0.035**	0.078***	0.028*	0.032**
2012	0.221**	0.251**	0.041**	0.075***	0.046**	0.027*
2013	0.225**	0.352***	0.040**	0.103***	0.042**	0.040**
2014	0.262**	0.289***	0.045**	0.089***	0.046**	0.019
2015	0.278***	0.459***	0.048**	0.131***	0.047**	0.075***
2016	0.260**	0.428***	0.050***	0.127***	0.045**	0.069***
2017	0.253**	0.474***	0.044**	0.124***	0.032**	0.072***
2018	0.230**	0.438***	0.039**	0.126***	0.022*	0.073***
2019	0.242**	0.453***	0.043**	0.120***	0.027*	0.061***
2020	0.265**	0.406***	0.050**	0.114***	0.042**	0.061***
所有年份	0.294***	0.595***	0.117***	0.411***	0.082***	0.469***

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著；下表同。

2. 莫兰散点图

本文选择 2010 年和 2020 年数据绘制莫兰散点图。图 1a 和图 1b 分别为 2010 年和 2020 年绿色全要素生产率的全域莫兰散点图；图 1c 和图 1d 分别为 2010 年和 2020 年双向 FDI 协同发展的全域莫兰散点图。图 1 均采用地理邻接矩阵作为空间权重矩阵，可以看出，多数省份分布在第一和第三象限，其中，第一象限代表高水平与高水平地域集聚的空间正相关关系；第三象限代表低水平与低水平地域集聚的空间正相关关系。因此，莫兰散点图表明绿色全要素生产率水平（ $GTFP$ ）较高（低）的地区与其他 $GTFP$ 较高（低）的地区相邻；同时，双向 FDI 协同发展水平（ $CDFDI$ ）较高（低）的地区也会与其他 $CDFDI$ 水平较高（低）的地区相邻。

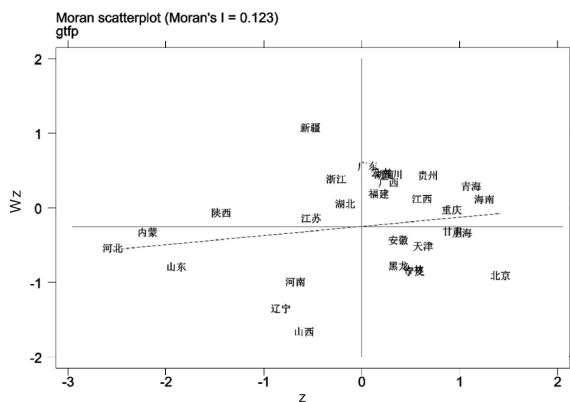


图 1a 2010 年 GTFP 的 Moran's I 散点图

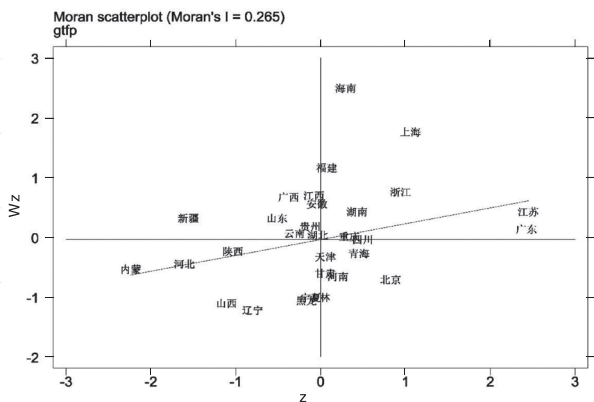


图 1b 2020 年 GTFP 的 Moran's I 散点图

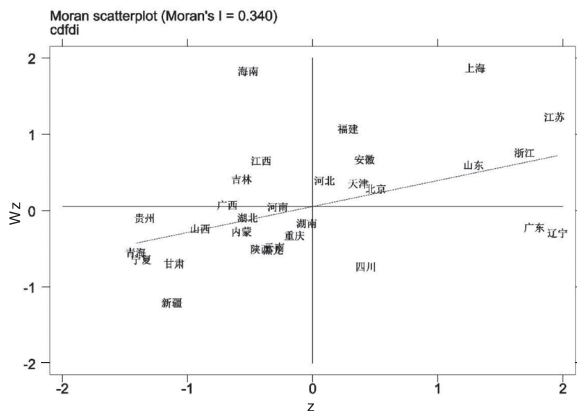


图 1c 2010 年 CDFDI 的 Moran's I 散点图

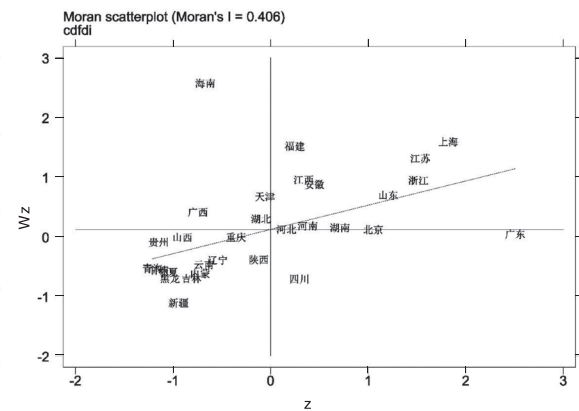


图 1d 2020 年 CDFDI 的 Moran's I 散点图

图 1 Moran's I 散点图

(二) 模型适用性检验

根据表 3 中 Hausman 检验结果可知, 在 W^{01} 、 W^d 和 W^{cd} 中, 统计量均为正值且在 1% 水平上拒绝随机效应的原假设, 因此, 应当选择固定效应模型进行分析。根据 LM 检验结果可以发现, 在 3 种空间权重矩阵中, LM-ERR 和稳健的 LM-ERR 均显著拒绝原假设, 说明存在空间误差效应。此外, 在进行空间滞后检验时, 只有 W^{cd} 中的 LM-LAG 结果可以拒绝原假设, 而稳健的 LM-LAG 以及 W^{01} 和 W^d 中的 LM-LAG 结果都接受“不存在空间滞后效应”的原假设。以上结果表明, 空间误差

表 3 Hausman 检验和 LM 检验结果

变量	W^{01}		W^d		W^{cd}	
	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量	P 值
RE 原假设	48.01***	0.0001	29.01**	0.0345	75.52***	0.0000
LM-ERR	3.237*	0.071	10.524***	0.001	26.817***	0.000
LM-LAG	0.082	0.775	0.394	0.530	4.526**	0.033
RLM-ERR	4.828**	0.028	11.480***	0.001	22.979***	0.000
RLM-LAG	1.673	0.196	1.350	0.245	0.688	0.407

效应显著存在，但是空间滞后效应在不同矩阵中的检验结果存在差异。由于模型检验结果不一致，而空间杜宾模型对变量之间的空间分析具有更强的解释力，因此，通常情况下应当使用空间杜宾模型（SDM）作空间分析。

（三）空间计量回归结果分析

由于上述 LM 检验结果并不能完全确定空间杜宾模型（SDM）是最优的，因此，本文进一步在空间邻接矩阵（ W^{01} ）、地理反距离矩阵（ W^d ）和经济地理嵌套矩阵（ W^{cd} ）中，分别对空间滞后模型（SAR）、空间误差模型（SEM）以及空间杜宾模型（SDM）进行时间、个体双重固定效应分析，并借助 Wald 检验探究 SDM 是否会退化为 SAR 或 SEM。表 4 结果显示，在以上 3 种空间权重矩阵中，Wald 检验（SAR）和 Wald 检验（SEM）结果均在 1% 水平上显著，说明空间杜宾模型（SDM）不会退化为 SAR 和 SEM。因此，应当使用空间杜宾模型（SDM）分析双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的空间影响。此外，由于空间杜宾模型包含了各区域核心解释变量对本地及相邻区域被解释变量的影响，导致空间杜宾模型的回归结果不能被看作经典回归模型所得到的偏导数（LeSage and Pace, 2009）。因此，表 4 的空间回归结果不能用来分析双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的边际影响。

（四）空间溢出效应分解

本文将根据空间溢出效应分解结果，从直接效应和间接效应角度分析双向 FDI 协同发展与绿色全要素生产率的空间关系，结果如表 5 所示。首先，直接效应结果显示，在 W^{01} 、 W^d 和 W^{cd} 中，双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的影响均在 1% 水平上显著为正，这一结果说明本地双向 FDI 协同发展可以显著提升本地绿色全要素生产率。在 IFDI 与 OFDI 相互融合、协同发展过程中，本地企业优势得到显著提升，产业结构逐渐向“绿色、高效”方向升级，本地经济发展也更具实力。同时，在政策导向中地方政府将更加注重经济与环境的平衡，并进一步培育和增强 IFDI 与 OFDI 的绿色特征。因此，双向 FDI 协同发展将对本地绿色全要素生产率发挥持续稳定的促进作用。间接效应结果显示，在上述 3 个空间权重矩阵中，双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的影响均显著为正，说明邻地双向 FDI 协同发展可以显著提升本地绿色全要素生产率，即双向 FDI 协同发展带来的溢出效应不仅对本地发展有影响，还对邻地发展起到示范作用。特别是本地双向 FDI 协同发展通过不断提高邻地减排技术积累、增强邻地知识储备并加快地区间合作与交流，进一步提高邻地绿色全要素生产率水平。

（五）稳健性检验

1. 内生性检验。考虑到遗漏变量的存在将导致模型出现内生性问题，本文参考朱喜安和马樱格（2022）的做法，尽可能增加控制变量个数以避免遗漏过多解释变量。当前模型已经涵盖资金、人力资本、研发、开放水平、产业结构等多个控制变量，以弱化内生性问题。此外，考虑到绿色全要素生产率与双向 FDI 协同发展可能由于

表 4 双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的空间回归结果

变量	W^{01}			W^{d1}			W^{cd}		
	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM
<i>CDFDI</i>	0.1840*** (0.0162)	0.1833*** (0.0170)	0.1432*** (0.0180)	0.1974*** (0.0162)	0.1978*** (0.0162)	0.1682*** (0.0178)	0.1980*** (0.0161)	0.1986*** (0.0162)	0.1994*** (0.0167)
<i>FES</i>	0.0113 (0.0132)	0.0153 (0.0134)	0.0131 (0.0135)	0.0208 (0.0133)	0.0211 (0.0133)	0.0081 (0.0137)	0.0213 (0.0132)	0.0216 (0.0133)	-0.0114 (0.0133)
<i>IFT</i>	0.0121 (0.0097)	0.0123 (0.0101)	-0.0164 (0.0116)	0.0116 (0.0099)	0.0117 (0.0099)	0.0008 (0.0096)	0.0118 (0.0098)	0.0117 (0.0099)	0.0062 (0.0094)
<i>IS</i>	-0.1211*** (0.0422)	-0.1241*** (0.0414)	-0.1137** (0.0446)	-0.1181*** (0.0430)	-0.1171*** (0.0433)	-0.1376*** (0.0473)	-0.1171*** (0.0427)	-0.1155*** (0.0432)	-0.0015 (0.0443)
<i>HCS</i>	0.0600 (0.0421)	0.0683 (0.0426)	0.0724* (0.0432)	0.0581 (0.0429)	0.0581 (0.0428)	0.0320 (0.0443)	0.0580 (0.0425)	0.0585 (0.0428)	-0.0017 (0.0415)
<i>TO</i>	-0.0070 (0.0044)	-0.0081* (0.0044)	-0.0075* (0.0044)	-0.0069 (0.0045)	-0.0067 (0.0046)	-0.0120*** (0.0043)	-0.0067 (0.0045)	-0.0066 (0.0045)	-0.0140*** (0.0043)
<i>PRS</i>	0.1059*** (0.0170)	0.1008*** (0.0170)	0.1126*** (0.0180)	0.0981*** (0.0172)	0.0982*** (0.0172)	0.0692*** (0.0178)	0.0978*** (0.0171)	0.0986*** (0.0172)	0.0884*** (0.0171)
<i>RD</i>	-0.0443*** (0.0088)	-0.0425*** (0.0088)	-0.0493*** (0.0090)	-0.0354*** (0.0088)	-0.0351*** (0.0087)	-0.0448*** (0.0089)	-0.0347*** (0.0087)	-0.0349*** (0.0087)	-0.0373*** (0.0087)
<i>Spatial</i>									
<i>rho</i>	0.1700*** (0.0406)		0.1071** (0.0539)	0.0129 (0.1431)		-0.2008 (0.1620)	-0.0472 (0.1170)		-0.2828* (0.1524)
<i>lambda</i>		0.1736*** (0.0530)			-0.0357 (0.1622)			-0.0713 (0.0875)	
<i>Variance</i>									
<i>sigma2_e</i>	0.0006*** (0.0000)	0.0006*** (0.0000)	0.0006*** (0.0000)	0.0006*** (0.0000)	0.0006*** (0.0000)	0.0006*** (0.0000)	0.0006*** (0.0000)	0.0040*** (0.0000)	0.0005*** (0.0000)
<i>Wx</i>									
<i>CDFDI</i>			0.0960*** (0.0334)			0.2021* (0.1068)			0.2334* (0.1247)
<i>FES</i>			0.0024 (0.0250)			0.0952 (0.0940)			-0.1727 (0.1096)
<i>IFT</i>			0.0182 (0.0230)			0.0095 (0.0830)			-0.0267 (0.1138)
<i>IS</i>			0.1488 (0.1014)			0.3168 (0.3158)			2.1887*** (0.3713)
<i>HCS</i>			-0.0087 (0.0782)			-0.0660 (0.2673)			-0.0267 (0.3131)
<i>TO</i>			0.0117 (0.0088)			0.1328*** (0.0361)			0.0031 (0.0531)
<i>PRS</i>			-0.0445 (0.0336)			-0.1443 (0.1067)			0.0613 (0.1247)
<i>RD</i>			0.0505** (0.0218)			0.0813 (0.0705)			0.1097 (0.0913)
Log-likelihood	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Wald 检验 (SAR)	48.45 (0.0000)			70.68 (0.0000)			63.40 (0.0000)		
Wald 检验 (SEM)		58.05 (0.0000)			67.89 (0.0000)			71.07 (0.0000)	
N	540	540	540	540	540	540	540	540	540
R ²	0.2358	0.1791	0.0250	0.0321	0.0287	0.0948	0.0315	0.0235	0.1125

注：括号内为标准差；下表同。

表 5 双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率提升的直接效应与间接效应

变量	W^{01}			W^d			W^{ed}		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>CDFDI</i>	0.1463*** (0.0177)	0.1246*** (0.0309)	0.2709*** (0.0311)	0.1695*** (0.0176)	0.1472* (0.0834)	0.3167*** (0.0794)	0.1976*** (0.0170)	0.1533* (0.0878)	0.3509*** (0.0875)
<i>FES</i>	0.0117 (0.0115)	0.0035 (0.0283)	0.0152 (0.0314)	0.0072 (0.0117)	0.0772 (0.0824)	0.0844 (0.0831)	-0.0110 (0.0114)	-0.1428 (0.0955)	-0.1538 (0.0959)
<i>IFT</i>	-0.0151 (0.0122)	0.0202 (0.0282)	0.0052 (0.0258)	0.0016 (0.0100)	0.0126 (0.0779)	0.0142 (0.0787)	0.0072 (0.0098)	-0.0095 (0.1043)	-0.0022 (0.1036)
<i>IS</i>	-0.1046** (0.0484)	0.1558 (0.1095)	0.0513 (0.1334)	-0.1299** (0.0512)	0.2983 (0.2640)	0.1684 (0.2844)	-0.0196 (0.0485)	1.8016*** (0.3405)	1.7820*** (0.3561)
<i>HCS</i>	0.0637 (0.0505)	-0.0089 (0.0757)	0.0548 (0.0985)	0.0223 (0.0510)	-0.0628 (0.1898)	-0.0405 (0.1808)	-0.0099 (0.0484)	-0.0474 (0.2229)	-0.0573 (0.2256)
<i>TO</i>	-0.0072* (0.0042)	0.0132 (0.0101)	0.0060 (0.0109)	-0.0111*** (0.0041)	0.1176*** (0.0335)	0.1065*** (0.0338)	-0.0141*** (0.0042)	0.0131 (0.0432)	-0.0010 (0.0423)
<i>PRS</i>	0.1131*** (0.0184)	-0.0315 (0.0366)	0.0816** (0.0411)	0.0696*** (0.0182)	-0.1307 (0.0939)	-0.0611 (0.0962)	0.0891*** (0.0173)	0.0331 (0.1052)	0.1221 (0.1066)
<i>RD</i>	-0.0497*** (0.0088)	0.0453** (0.0230)	-0.0044 (0.0271)	-0.0455*** (0.0085)	0.0705 (0.0600)	0.0250 (0.0612)	-0.0400*** (0.0081)	0.0881 (0.0760)	0.0481 (0.0772)

反向因果关系导致内生性问题，本文参考邵帅等（2022）的做法，对核心解释变量取滞后一期并重新进行估计，结果如表 6 列（1）所示。在 3 种权重矩阵中，滞后一期的双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的影响均显著为正，且进行空间效应分解后，除去 W^d 和 W^{ed} 的间接效应不显著为正之外，其他结果均显著为正，此结果与基准分析结果基本一致，说明模型通过了内生性检验。

2. 替换变量。第一种，替换核心解释变量。采用黄凌云等（2018）的做法，以双向 FDI 协调发展水平作为核心解释变量，计算公式为： $CDFDI_{it} =$

$$\left[\frac{IFDI_{it} \times OFDI_{it}}{(IFDI_{it} + OFDI_{it})/2} \right]^{\frac{1}{2}},$$

回归结果如表 6 列（2）所示，此时，直接效应和间接效应

均显著为正。第二种，替换被解释变量。对被解释变量做滞后一期处理，并使用与基准模型相同的解释变量进行回归，结果如表 6 列（3）所示，只有 W^{ed} 列（3）的间接效应不显著，其他空间溢出效应结果均显著为正。因此，以上检验结果与基准分析结果基本一致，说明双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的空间检验结果稳健。

（六）异质性分析

1. 区域异质性

本文将 30 个省份分为东部地区、中部地区和西部地区。^①研究发现，经济发展水平和出口强度越高的地区，其 IFDI 与 OFDI 互动水平越显著（Chen et al., 2020），对应的双向 FDI 协同发展水平也将更高。因此，基于东部地区、中部地区、西部地区

① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南，共 11 个省份；中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南，共 9 个省份；西部地区包括广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆，共 10 个省份。

表 6 稳健性分析结果

变量	W^{01}			W^d			W^{cd}		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	$GTFP$	$GTFP$	$L.GTFP$	$GTFP$	$GTFP$	$L.GTFP$	$GTFP$	$GTFP$	$L.GTFP$
$L.CDFDI$	0.1315*** (0.0178)			0.1554*** (0.0179)			0.1823*** (0.0168)		
$CDFDI$		0.0174** (0.0075)			0.0288*** (0.0074)			0.0386*** (0.0079)	
$CDFDI$			0.1446*** (0.0190)			0.1665*** (0.0188)			0.1965*** (0.0174)
$W-L.CDFDI$	0.0744** (0.0328)			0.1316 (0.1080)			0.1871 (0.1243)		
$W-CDFDI$		0.0223 (0.0165)			0.1599*** (0.0480)			0.1410*** (0.0470)	
$W-CDFDI$			0.0956*** (0.0354)			0.2228** (0.1132)			0.2227* (0.1265)
直接效应	0.1343*** (0.0176)	0.0190** (0.0077)	0.1470*** (0.0188)	0.1563*** (0.0178)	0.0308*** (0.0075)	0.1673*** (0.0187)	0.1808*** (0.0171)	0.0376*** (0.0079)	0.1945*** (0.0176)
间接效应	0.1025*** (0.0302)	0.0330* (0.0183)	0.1183*** (0.0318)	0.0946 (0.0831)	0.1478*** (0.0428)	0.1458* (0.0845)	0.1199 (0.0855)	0.1157*** (0.0393)	0.1324 (0.0861)
总效应	0.2369*** (0.0300)	0.0520** (0.0021)	0.2653*** (0.0313)	0.2509*** (0.0799)	0.1786*** (0.0448)	0.3131*** (0.0794)	0.3008*** (0.0862)	0.1533*** (0.0422)	0.3270*** (0.0848)
Spatial-rho	0.1197** (0.0527)	0.2196*** (0.0497)	0.0842 (0.0531)	-0.1795 (0.1663)	-0.0867 (0.1559)	-0.2749 (0.1703)	-0.2814* (0.1535)	-0.2133 (0.1555)	-0.3317** (0.1537)
sigma2_e	0.0005*** (0.0000)	0.0006*** (0.0000)	0.0006*** (0.0000)	0.0005*** (0.0000)	0.0006*** (0.0000)	0.0006*** (0.0000)	0.0005*** (0.0000)	0.0007*** (0.0000)	0.0005*** (0.0000)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Log-likelihood	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000
N	510	540	510	510	540	510	510	540	510
R ²	0.0925	0.0866	0.0143	0.1396	0.1073	0.0522	0.1498	0.0995	0.0962

表 7 东部地区、中部地区、西部地区的空间检验结果

变量	东部地区			中部地区			西部地区		
	W^{01}	W^d	W^{cd}	W^{01}	W^d	W^{cd}	W^{01}	W^d	W^{cd}
$CDFDI$	0.0863*** (0.0323)	0.0714** (0.0325)	0.0644* (0.0331)	0.1693*** (0.0278)	0.1922*** (0.0279)	0.2119*** (0.0308)	0.0224 (0.0293)	-0.0836** (0.0401)	-0.1270*** (0.0370)
$W-CDFDI$	0.1331** (0.0620)	0.1851 (0.1438)	-0.0766 (0.1630)	0.1775*** (0.0589)	0.3909*** (0.0984)	0.4397*** (0.1242)	0.1433** (0.0669)	-0.0795 (0.2293)	-0.5018** (0.2069)
直接效应	0.0817** (0.0324)	0.0601* (0.0309)	0.0712** (0.0316)	0.1641*** (0.0285)	0.1681*** (0.0272)	0.1943*** (0.0929)	0.0027 (0.0309)	-0.0813** (0.0384)	-0.1177*** (0.0374)
间接效应	0.1206** (0.0502)	0.0999 (0.0807)	-0.0819 (0.0960)	0.1538*** (0.0439)	0.2272*** (0.0654)	0.2936** (0.0938)	0.1005** (0.0494)	-0.0609 (0.1745)	-0.4431** (0.1871)
总效应	0.2023*** (0.0603)	0.1600* (0.0898)	-0.0107 (0.1060)	0.3179*** (0.0535)	0.3953*** (0.0746)	0.4879*** (0.1101)	0.1032** (0.0504)	-0.1422 (0.1909)	-0.5607*** (0.2077)
Spatial-rho	-0.0967 (0.0709)	-0.6280*** (0.1658)	-0.5774*** (0.1498)	-0.0954 (0.1083)	-0.4909*** (0.1714)	-0.3626* (0.1897)	-0.5805*** (0.1171)	-0.2671 (0.2186)	-0.1898 (0.2066)
sigma2_e	0.0006*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Log-likelihood	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000	206.0000	206.0000	206.0000	68.0000	68.0000	68.0000
N	198	198	198	162	162	162	180	180	180
R ²	0.0194	0.0112	0.0113	0.4109	0.4476	0.4536	0.4374	0.5688	0.6060

经济发展与双向 FDI 协同发展差异，本文分别探索不同区域双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的影响。

从表 7 可以看出，东部地区、中部地区和西部地区研究结果存在较大差异。第一，东部地区双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的直接效应显著为正，而间接效应在 W^{01} 、 W^d 和 W^{ed} 中表现各异。具体而言，东部各省份双向 FDI 协同发展可以提高本地绿色全要素生产率水平，但对邻地绿色全要素生产率的影响不稳定。第二，中部地区双向 FDI 协同发展的空间溢出效应在以上 3 个空间权重矩阵中都显著为正，即本地和邻地双向 FDI 协同发展均可以显著提升本地绿色全要素生产率。第三，西部地区双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的直接影响在 W^d 和 W^{ed} 中显著为负，间接效应不稳定。导致东部、中部和西部地区差异化结果的主要原因在于各地区对待外资的态度存在差异：对于中部地区而言，外资流入流出呈现显著增长态势，此时中部地区各省份之间更注重“抱团取暖”，即借助外资的力量实现双赢甚至多赢，并进一步发挥双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的促进作用；对于东部地区而言，当前外资流入流出规模和质量均处于全国领先水平，此时各省份更加注重自身取得领先地位，更注重本土发展而忽视对周边地区的正向溢出，因此东部地区双向 FDI 协同发展主要对本地绿色全要素生产率带来显著促进作用；对于西部地区而言，一方面 IFDI 与 OFDI 数量较少且变化趋势并不稳定，表现为西部地区实现 IFDI 与 OFDI 的协同发展目标还有较长距离，另一方面西部地区经济发展仍处于较低水平，为了实现对经济的拉动作用，对 IFDI 与 OFDI 的环境要求相应会降低，容易出现“污染天堂”现象，因此西部地区双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率具有抑制作用。

2. 资源丰裕度异质性

资源丰裕度较高的地区由于在分工与资源效率提升方面激励不足，而且发展过程中容易出现路径依赖和锁定效应，在推动绿色增长方面处于劣势（李江龙和徐斌，2018）。同时，当 IFDI 旨在寻求东道国自然资源时，更容易加速东道国自然资源的消耗并带来环境污染问题，阻碍东道国绿色

表 8 资源丰裕度差异的空间检验结果

变量	资源丰裕度差异		
	W^{01}	W^d	W^{ed}
$CDFDI$	0.1583*** (0.0177)	0.1944*** (0.0170)	0.2332*** (0.1605)
$CDFDI \times Nature$	-0.0913*** (0.0162)	-0.1046*** (0.0165)	-0.1069*** (0.0163)
$W-CDFDI$	0.1148*** (0.0320)	0.3864*** (0.1005)	0.2772** (0.1136)
$W-CDFDI \times Nature$	-0.1631*** (0.0291)	-0.7104*** (0.0876)	-0.5785*** (0.0834)
直接效应- $CDFDI$	0.1574*** (0.0177)	0.1908*** (0.0178)	0.2309*** (0.0161)
直接效应- $CDFDI \times Nature$	-0.0916*** (0.0140)	-0.0948*** (0.0145)	-0.1017*** (0.0143)
间接效应- $CDFDI$	0.1043*** (0.0262)	0.1071** (0.0510)	0.1612*** (0.0945)
间接效应- $CDFDI \times Nature$	-0.1556*** (0.0310)	-0.3246*** (0.0544)	-0.4273*** (0.0824)
总效应- $CDFDI$	0.2617*** (0.0267)	0.2979** (0.0458)	0.3921*** (0.0961)
总效应- $CDFDI \times Nature$	-0.2472*** (0.0325)	-0.4194*** (0.0532)	-0.5290*** (0.0830)
Spatial- ρ	-0.0281 (0.0546)	-0.9197*** (0.1924)	-0.2864* (0.1498)
sigma2_e	0.0005*** (0.0000)	0.0005*** (0.0000)	0.0004*** (0.0000)
控制变量	是	是	是
Log-likelihood	1,769.0000	1,769.0000	1,769.0000
N	540	540	540
R^2	0.0274	0.0562	0.1751

增长。由于资源丰裕度差异不仅直接影响本地绿色增长，也会对 IFDI 与 OFDI 类型产生影响。因此，本文从资源丰裕度差异角度研究双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的作用效果。

借鉴裴耀琳和郭淑芬（2021）的方法，选用采掘业人数占就业人数比例表示该省份资源丰裕度水平。在变量处理时，本文参考吕越等（2023）关于异质性检验分组办法构建二值变量并对面板数据进行分组。其中，将资源丰裕度水平高于 50% 分位数的变量值设置为 1，低于 50% 分位数的变量值设置为 0。将表示资源丰裕水平（*Nature*）的变量与双向 FDI 协同发展的交互项纳入模型进行检验，结果如表 8 所示，直接效应和间接效应都在 1% 水平上显著为负，说明资源丰裕程度会削弱双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的促进作用，即无论本地还是邻地的资源丰裕度处于较高水平时，都将弱化本地双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的正向影响。以上结果不仅说明双向 FDI 协同发展对资源丰裕度较低地区的绿色全要素生产率促进作用更明显，而且进一步证实了资源丰裕度较高地区不利于实现绿色增长目标，即“资源诅咒”问题依旧存在。

五、结论与启示

本文基于 2003~2020 年中国 30 个省份的面板数据，借助容量耦合模型测算双向 FDI 协同发展水平，并使用 SBM-DDF-GML 方法测算绿色全要素生产率，而后使用空间杜宾模型实证检验双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的空间影响，得到结论如下。（1）双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率具有显著的正向促进作用，表现为本地和邻地双向 FDI 协同发展水平越高，越有助于提升本地绿色全要素生产率。（2）双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的促进作用存在地域异质性。其中，中部地区双向 FDI 协同发展可以显著提升本地和邻地绿色全要素生产率；东部地区双向 FDI 协同发展可以显著提升本地绿色全要素生产率；西部地区双向 FDI 协同发展对本地绿色全要素生产率具有抑制作用。（3）资源丰裕度较高的地区会抑制双向 FDI 协同发展对绿色全要素生产率的正向影响，即双向 FDI 协同发展更有助于提升资源丰裕度较低地区的绿色全要素生产率水平。

综合以上分析，本文提出以下建议。

第一，加强引进外资与对外投资良性互动，发挥二者的协同效应。一方面，政府需要创造良好的营商环境，注重引进对本国更具稀缺性的企业，为内外资企业合作交流提供平台，引导内外资企业共谋发展而非恶性竞争。另一方面，需要激发本土企业研发与创新活力，推动本土企业走出去参与国际竞争，并勇于探索产业发展前沿领域，增强本国企业竞争力。具体而言，需要加大开放力度并扩大 IFDI 与 OFDI 规模；建立筛选机制以引进或培育优质企业，从数量和质量上同时发力，提升外资企业实力并激发二者的协同发展潜力。

第二，缩小区域间外资发展差距，谋求合作共赢新模式。首先，需要建立地区

间外资协同发展机制,将引进外资、对外投资与本地产业结构紧密结合,形成区域间利益共享和风险共担发展理念。其次,地区间政策实施需要相互配合,弱化“利己主义”,充分发挥地区间资源互补优势,借助外资的力量优化本土产业布局、推动产业绿色化升级。最后,地方政府在追求可持续发展过程中,应建立多方参与、利益共享的战略合作关系,并有效推动区域一体化发展。

第三,注重外资质量,紧密联系“绿色”与“开放”新发展理念。“量质并存”是调整外资结构的重要内容,各地区需要建立监察、监控、监测体系,准确高效地完成对企业走出去、外资引进来的类型、动机、优势等内容的评估与审查,注重引进具有绿色特征、符合国家绿色发展要求的企业,鼓励企业走出去学习和掌握减排技术。同时,政府需要提高企业的环境贡献评价标准,激励企业主动进行减排技术研发与创新,助力经济绿色增长。

参考文献:

- [1] 白俊红,李婧.政府 R&D 资助与企业技术创新——基于效率视角的实证分析[J].金融研究,2011,(6).
- [2] 董婉怡等.双向 FDI 协同与区域技术创新抑制环境污染的效应[J].中国人口·资源与环境,2021,31(12).
- [3] 龚梦琪,刘海云.中国双向 FDI 协调发展、产业结构演进与环境污染[J].国际贸易问题,2020,(2).
- [4] 韩永辉等.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).
- [5] 郝良峰.基于空间溢出效应的中国城市经济收敛性研究[D].南京:东南大学,2017.
- [6] 胡琰欣等.我国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的绿色经济增长效应[J].经济管理,2019,41(6).
- [7] 黄凌云等.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).
- [8] 黄永明,张亚楠.双向 FDI 协同与中国产业全球价值链攀升[J].亚太经济,2022,(2).
- [9] 李国璋等.能源效率影响环境污染经济损失的实证分析[J].青海社会科学,2010,(1).
- [10] 李江龙,徐斌.“诅咒”还是“福音”:资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长?[J].经济研究,2018,53(9).
- [11] 林伯强.电力消费与中国经济增长:基于生产函数的研究[J].管理世界,2003,(11).
- [12] 刘钧霆等.双向 FDI 对中国制造业全球价值链嵌入度的影响[J].管理学报,2022,35(3).
- [13] 刘钻扩,辛丽.“一带一路”建设对沿线中国重点省域绿色全要素生产率的影响[J].中国人口·资源与环境,2018,28(12).
- [14] 吕越等.人工智能与全球价值链网络深化[J].数量经济技术经济研究,2023,(1).
- [15] 马广程等.双向 FDI 协调发展与绿色全要素生产率:理论机制与中国经验[J].经济问题探索,2022,(7).
- [16] 裴耀琳,郭淑芬.资源禀赋约束下生产性服务业集聚的产业结构调整效应研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J].软科学,2021,35(1).
- [17] 邵帅等.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(2).
- [18] 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).
- [19] 孙攀等.中国双向 FDI 协调发展与经济增长相互影响吗?——基于“双循环”背景的实证检验[J].上海经济研究,2021,(2).
- [20] 汪克亮等.双向 FDI 协调发展与绿色全要素生产率提升——基于产业结构升级视角的分析与检验[J].商业研究,2022,(5).
- [21] 王兵,刘光天.节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角[J].中国工业经济,2015,(5).
- [22] 王亚飞等.中国双向 FDI 协调发展的减排效应研究[J].科研管理,2022,43(6).

- [23] 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).
- [24] 吴翔.中国绿色经济效率与绿色全要素生产率分析[D].武汉:华中科技大学,2014.
- [25] 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).
- [26] 杨波,任飞.双向 FDI 对经济高质量发展的空间溢出效应研究[J].软科学,2022,(12).
- [27] 杨校美,肖红叶.双向直接投资协同发展对中国资源错配的影响[J].商业经济与管理,2020,(7).
- [28] 张欢等.长三角城市群宜业与生态宜居融合协同发展水平、动态轨迹及其收敛性[J].数量经济技术经济研究,2019,36(2).
- [29] 张伟科,葛尧.对外直接投资对绿色全要素生产率的空间效应影响[J].中国管理科学,2021,29(4).
- [30] 章志华等.双向 FDI 协调发展、市场分割与绿色全要素生产率[J].商业研究,2023,(5).
- [31] 赵巍.双向 FDI 协调能否促进城市绿色发展?——来自长三角城市群的经验证据[J].南通大学学报(社会科学版),2023,39(5).
- [32] 朱喜安,马樱格.数字经济对绿色全要素生产率变动的影响研究[J].经济问题,2022,(11).
- [33] 邹志明,陈迅.双循环背景下中国双向 FDI 协调发展水平及其影响因素研究——基于 PVAR 模型的测度和动态面板模型的实证分析[J].经济问题探索,2021,(8).
- [34] Chen, J., et al. The Effect of Inward FDI on Outward FDI over Time in China: A Contingent and Dynamic Perspective[J]. International Business Review, 2020, 29(5).
- [35] LeSage, J. P., Pace, R. K. Introduction to Spatial Econometrics[M]. New York: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.
- [36] Liang, F. H. Does Foreign Direct Investment Harm the Host Country's Environment? Evidence from China[J]. Current Topics in Management, 2014, 17(10).
- [37] Ren, S., et al. The Role of Outward Foreign Direct Investment (OFDI) on Green Total Factor Energy Efficiency: Does Institutional Quality Matters? Evidence from China[J]. Resources Policy, 2022, 76(6).

The Impact of the Coordinated Development of Two-way FDI on the Green Total Factor Productivity: An Empirical Test Based on Spatial Dobbins Model

CHEN Tongtong

Abstract: This paper analyzes the mechanism of two-way FDI coordinated development, and explains the promotion of two-way FDI coordinated development to green total factor productivity from the perspective of energy input and pollution output. Then, using the spatial Dobbins Model and based on the provincial panel data of China from 2003 to 2020, this paper empirically tests the spatial spillover effect between two-way FDI coordinated development and green total factor productivity. It is found that the coordinated development of two-way FDI has a positive effect on the green total factor productivity of local and neighboring areas. Furthermore, from the perspective of heterogeneity, it is found that the coordinated development of two-way FDI in the central region has the most significant promotion effect on green total factor productivity, followed by the eastern region, while the western region has the inhibitory effect. In addition, the abundance of resources will weaken the promotion effect of two-way FDI coordinated development on green total factor productivity. Therefore, we should promote the coordinated development of two-way FDI, and pay attention to adjusting the direction and types of foreign capital, so that the coordinated development of two-way FDI can better serve the sustainable development of China.

Keywords: two-way FDI coordinated development; green total factor productivity; Spatial Dobbins Model; spatial spillover effect; resource abundance

(责任编辑: 张建华)