

# 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<sup>\*</sup>

——基于 PVAR 模型的测度和动态面板模型的实证分析

邹志明, 陈 迅

(重庆大学经济与工商管理学院, 重庆 400030)

**摘 要:** 坚持“引进来”和“走出去”并重, 构建 IFDI 和 OFDI 双向协调发展机制, 是实现我国在更高水平上开放, 国内国际双循环互相促进新发展格局的一个重要举措。本文基于 2003 – 2017 年中国省际面板数据, 运用 PVAR 方法在验证 IFDI 和 OFDI 之间存在互动效应的基础之上, 利用物理容量耦合系统模型测度了双向 FDI 协调发展水平, 并对影响双向 FDI 协调发展水平的因素进行实证分析。结果表明: 中国省际双向 FDI 之间存在显著的互动协调发展关系, 且不同省份之间差异明显; 中国双向 FDI 协调发展水平整体呈现上升趋势, 但总体上还处于较低水平阶段, 还有很大的提升空间; 中国双向 FDI 协调发展水平呈现明显的空间聚集现象, 双向 FDI 协调发展水平较高的省份集中分布在东部沿海地区, 总体呈现“东高西低, 南高北低”的布局, 在我国存在时间和空间上的双重不平衡发展现象。此外, 中国省际双向 FDI 协调发展水平存在滞后效应, 技术创新对双向 FDI 协调发展水平具有显著的促进作用, 同时也受制度质量、产业结构、研发投入、政府支持、经济发展水平、开放程度等因素的影响, 且这些因素对中国省际双向 FDI 协调发展水平的影响方向有所不同。

**关键词:** 双向 FDI; 面板向量自回归; 耦合协调度; 协调发展水平

中图分类号: F062.9

文献标识码: A

文章编号: 1006 – 2912 (2021) 08 – 0179 – 12

## 一、引 言

外商直接投资 (Inward Foreign Direct Investment, 简称 IFDI) 和对外直接投资 (Outward Foreign Direct Investment, 简称 OFDI) 作为国际技术溢出的主要渠道, 是获得国外先进技术、提高国内技术创新能力的重要途径<sup>[1]</sup>。近年来, 我国引进和利用外资的规模和水平均呈现稳健增长态势, 截止到 2019 年底我国实际利用外资额已达 1381 亿美元, 成为世界吸引外资最多的目的国之一。随着中国“引进来”和“走出去”并重战略的实施, 尤其是在中国“一带一路”倡议政策的引导下, 我国的对外直接投资也呈

现快速增长态势。2000 年底, 我国对外直接投资仅 9.1 亿美元, 而截止到 2019 年底, 我国对外直接投资达到 1369.1 亿美元, 规模仅次于日本, 位居世界第二, 占全球比重达 10.4%<sup>①</sup>。可见, IFDI 与 OFDI 之间的同步发展趋势越来越明显。

受新冠肺炎疫情影响, 国内外环境的变化, 全球经济陷入了自 2008 年金融危机以来最严重的衰退。在此背景下, 以习近平同志为核心的党中央科学决策, 提出国家经济“双循环”战略, 即“加快形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”<sup>[2]</sup>, 并强调“国际经济联通和交往仍是

作者简介: 邹志明 (1985 –), 男, 江西赣州人, 重庆大学经济与工商管理学院博士研究生, 研究方向: 数量经济、国际贸易; 陈迅 (1950 –), 男, 河南巩义人, 重庆大学经济与工商管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 数量经济、产业经济。

<sup>\*</sup> 基金项目: 国家社会科学基金项目“新型农业经营主体构建与财政金融支农服务创新研究” (14BJY125); 教育部人文社会科学青年基金项目“混合所有制改革动因下地方国企提升国际竞争力的机理与路径研究” (18YJC630087)。

① 数据来源: 中国国家统计局《中国外资统计公报 2020》和《中国对外投资统计公报 2020》。

世界经济的发展的客观要求，我国经济持续快速发展的一个重要动力就是对外开放；对外开放是基本国策，我们要全面提高对外开放水平，建设更高水平开放型经济新体制，形成国际合作和竞争新优势”<sup>①</sup>。这是目前我国面对国内外环境发展重大变化，特别是逆全球化思潮的抬头，为推动高质量发展和加快构建更高层次开放型经济新体制做出的重大战略部署。因此，“双循环”新发展格局以“国内循环”为主体，并不是封闭、内卷化的经济循环，更不是停留在过去低成本国际竞争优势阶段，而是在挖掘“国内循环”的潜力基础之上，提高国内经济自我循环基础之上，更加重视“国际循环”质量，构建更高水平、更高质量开放型经济体制，实现国内国际互相促进的“双循环”<sup>[3-4]</sup>。

国内外关于 IFDI 和 OFDI 相关方面的研究，一直是国际直接投资等领域研究的重点，学术界讨论较多的是关于 IFDI 和 OFDI 的国际溢出问题。其中，关于 FDI 对东道国的技术溢出效应存在不同观点，有学者认为 IFDI 对东道国存在显著地正向溢出效应（Richard et al., 2011；梁圣蓉和罗良文，2019）<sup>[5-6]</sup>；也有学者认为 IFDI 东道国的技术创新不显著甚至具有抑制作用（Naqeed, 2016；Stiebale and Reize, 2011）<sup>[7-8]</sup>；而 OFDI 对母国的逆向技术溢出是否显著上也颇有争议（Li et al., 2016；Bitzer & Grg, 2010）<sup>[9-10]</sup>；关于双向 FDI 的技术溢出效应的讨论，相关文献较少涉及。Dunning（1981）将 IFDI 和 OFDI 同时纳入到统一分析框架中提出的 IDP 发展理论，认为 IFDI 具有技术溢出效应，进而会促进 OFDI 的发展<sup>[11]</sup>。此后，不少学者从理论和实证两个方面对该研究框架进行了丰富，如 Stoian（2013）和 Yasar 等（2015）等文献<sup>[12-13]</sup>。对于如何衡量双向 FDI 协调发展水平及测度问题，目前来说主要有两种方式：一是通过引入 IFDI 和 OFDI 的交互项来衡量互相之间的协调关系（张林，2016；龚梦琪等，2019）<sup>[14-15]</sup>；另一种方法是借鉴物理学中的容量耦合系统模型来测度双向 FDI 的协调关系，如黄凌云等（2018）、徐磊等（2020）利用中国制造业细分行业数据在检验 IFDI 和 OFDI 存在互动关系基础之上，测度了中国制造业双向 FDI 互动发展水平<sup>[16-17]</sup>。对于双向 FDI 协调发展的影响因素的研究，Yao 等（2016）的研究认为发展中国家 IFDI 和 OFDI 同时发展的因素差异显著，经济发展水平、技术差距等会显著影响 IFDI 发展，但对 OFDI 发展的影响并不相同<sup>[18]</sup>；靳巧花和严太华（2017）采

用动态门槛回归模型研究发现中国双向 FDI 的技术外溢途径存在知识产权保护单一门槛现象<sup>[19]</sup>。

在更高水平、更高质量上引进外资，进一步提高我国对外投资的深度和水平，坚持“引进来”和“走出去”并重，构建 IFDI 和 OFDI 双向协调发展机制，是我国实现更高水平开放的一个重要举措，是应对国际环境新变化，培育新形势下我国参与国际合作和竞争新优势的必然要求<sup>[20]</sup>。那么，随着我国对外开放的进一步深入，中国省际双向 FDI 是否存在互动效应？如果存在，又如何准确衡量和测度双向 FDI 的协调发展程度呢？在国家提出“双循环”新发展格局背景下，双向 FDI 之间能否实现相互协调、互相促进的格局，以及影响双向 FDI 协调发展的因素又有哪些？这些问题都值得我们去思考、去探究，对提高我国利用外资和对外投资效率，促进更高水平开放，实现经济的高质量发展具有重要的现实意义。

## 二、双向 FDI 耦合协调发展水平测度及结果分析

### （一）双向 FDI 协调发展水平的测度模型

在物理学中，耦合（coupling）<sup>[21]</sup>是指两个或者两个以上系统通过互相作用而彼此影响的现象，而耦合度指的是两个或者两个以上不同系统之间相互作用达到良性耦合程度的大小，体现了系统之间从无序到有序的转变。借鉴物理学中容量耦合模型（Capacitive coupling）<sup>[22]</sup>，包括  $n$  个子系统的系统耦合度模型可以表示为：

$$C_n = n \{ [(u_1 \times u_2 \times \cdots \times u_n)] / [\prod (u_i + u_j)] \}^{\frac{1}{n}} \quad (1)$$

本文中  $n = 2$ ，表示 IFDI 和 OFDI 之间的耦合程度， $C$  越大则耦合程度越高，则：

$$C = \frac{\sqrt{U_1 \times U_2}}{(U_1 + U_2) / 2} = 2 \sqrt{U_1 \times U_2} / (U_1 + U_2) \quad (2)$$

由于耦合度只能反映系统之间的相互作用程度，但是当两个子系统得分值都较低且相近时耦合度高会出现伪协调的结果。为了克服这个缺陷，引入耦合协调度的概念，不仅可以反映子系统之间相互作用程度，还可以反映各系统协调水平。耦合协调度模型的计算公式为：

$$\begin{cases} D = \sqrt{C \times T} \\ T = \alpha U_1 + \beta U_2 \end{cases} \quad (3)$$

将双向 FDI 的耦合度表示如下：

① 习近平. 在经济社会领域专家座谈会上的讲话 [N]. 人民日报, 2020-08-25 (2)。

$$C_{it}(IO) = 2 \sqrt{IFDI_{it} \times OFDI_{it}} / (IFDI_{it} + OFDI_{it}) \quad (4)$$

结合 (3) 式和 (4) 式, 最终得到测算双向 FDI 耦合协调发展水平的计算公式:

$$\begin{aligned} D_{it}(IO) &= \left[ C_{it}(IO) \times \frac{IFDI_{it} + OFDI_{it}}{2} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \left[ \frac{\sqrt{IFDI_{it} \times OFDI_{it}}}{(IFDI_{it} + OFDI_{it})/2} \times \frac{IFDI_{it} + OFDI_{it}}{2} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \left[ (IFDI_{it} \times OFDI_{it})^{\frac{1}{2}} \right]^{\frac{1}{2}} \end{aligned} \quad (5)$$

其中,  $C$  为耦合度;  $D$  为耦合协调度;  $T$  为协调指数;  $\alpha$  和  $\beta$  是待定系数 (权重), 表示两者在子系统中的重要程度。鉴于近年来我国大力实施 “引进来”、“走出去” 并重战略, IFDI 和 OFDI 发展出现规模相近且同步性愈发明显, 因此认为 IFDI 和 OFDI 同等重要,  $\alpha$ 、 $\beta$  均设为 0.5。

根据  $D$  值不同, 可以将其耦合协调度等级划分为 6 个阶段:  $D < 0.2$  表示严重失调;  $0.2 \leq D < 0.4$  表示轻度失调;  $0.4 \leq D < 0.5$  表示濒临失调;  $0.5 \leq D < 0.6$  表示勉强协调;  $0.6 \leq D < 0.7$  表示初级协调;  $0.7 \leq D < 0.8$  时, 表示中度协调;  $0.8 \leq D < 0.9$  表示良好协调;  $0.9 \leq D < 1$  表示极度协调。

对于 IFDI 和 OFDI 数据, 需要将指标数据标准化, 消除不同数量级和量纲的影响, 本文采用离差

变换方法标准化, 具体计算如下:

$$X_{ij} = \frac{x_{ij} - \min x_{ij}}{\max x_{ij} - \min x_{ij}} \quad x_{ij} \text{ 具有正向功效} \quad (6)$$

$$X_{ij} = \frac{\max x_{ij} - x_{ij}}{\max x_{ij} - \min x_{ij}} \quad x_{ij} \text{ 具有负向功效} \quad (7)$$

其中,  $i$  代表省份,  $j$  是指标数据, 包括 IFDI 和 OFDI 两个指标,  $\max x_{ij}$ ,  $\min x_{ij}$  分别表示指标对应年份的最大值和最小值,  $x_{ij} \in [0, 1]$ 。

(二) 双向 FDI 耦合协调发展水平的测度及结果分析

借鉴黄凌云等 (2018) 的方法, 在测度双向 FDI 协调发展水平之前, 需要借助面板向量自回归 (Panel Vector Autoregression, 简称 PVAR) 模型检验 IFDI 与 OFDI 之间是否存在双向互动效应。本文首先对 IFDI 和 OFDI 面板数据进行平稳性检验, 然后进行脉冲响应函数分析, 并且进一步对 IFDI 和 OFDI 进行 Granger 因果检验和方差分解, 最后利用物理容量耦合系统模型测度了双向 FDI 耦合协调发展水平。

#### 1. 双向 FDI 耦合协调发展水平的测度

(1) 平稳性检验。在测度双向 FDI 协调发展水平之前, 需检验面板数据的平稳性。本文采用 LLC、IPS 和 Fisher 三种方法检验来考察 IFDI 及 OFDI 数据的平稳性。如表 1 所示, 至少在 1% 的显著性水平上拒绝存在单位根的假设。因此, 认为 IFDI 和 OFDI 各序列是平稳序列, 各变量序列之间存在长期均衡关系。

表 1 平稳性检验结果

检验方法	LLC	IPS	Fisher
$\Delta \ln IFDI_{it}$	-3.7666 *** (0.000)	-7.8313 *** (0.000)	-7.5576 *** (0.000)
$\Delta \ln OFDI_{it}$	-8.2778 *** (0.000)	-11.1279 *** (0.000)	-11.1481 *** (0.000)

注: \*\*\* 表示在 1% 的置信水平显著, LLC 检验、IPS 检验和 Fisher 检验的结果分别对应的是 t 统计量值。

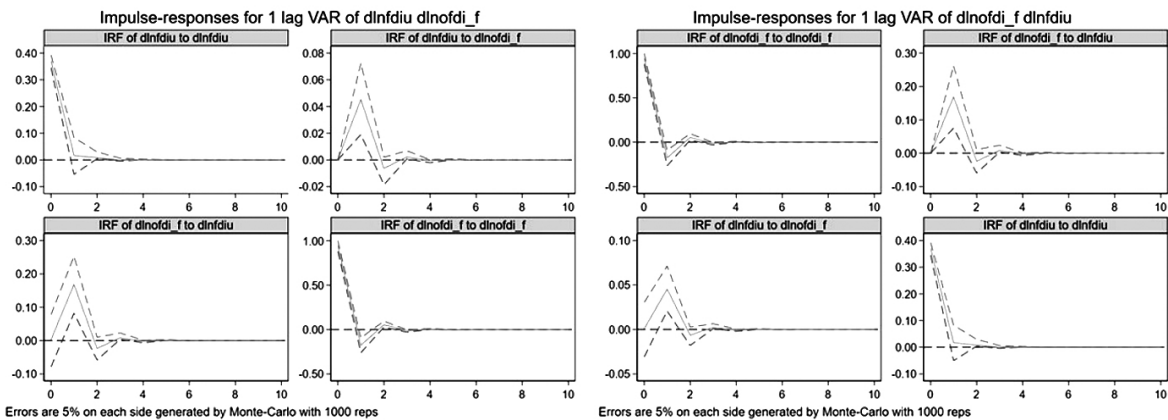
(2) 脉冲响应函数。脉冲响应函数 (Impulse Response Function, 简称 IRF) 是一种动态影响函数, 可以描述一个经济变量在受到外生冲击时候对另一个经济变量影响。运用脉冲响应函数可以分析 IFDI 和 OFDI 之间是否存在互动效应。在生成 IRF 函数之前需要选择滞后阶数, 通常是采用 AIC、BIC 和 HQIC 信息准则选择最优滞后阶数 (Lag), 由表 2 可知, 最优滞后阶数应为 1。本文通过蒙特卡罗模拟 1000 次, 采用 Cameron and Trivedi (2010) 的方法生成 IFDI 和 OFDI 的 IRF 函数图, 如图 1 所示。由于 IRF 函数需要从扰动项中分离其正交部分, 而乔里斯

基分解结果对变量排序较为敏感, 因此需要通过调整变量排序以验证结果是否具有稳健性。从结果来看, 对比图 1 (a) 和图 1 (b) 变更 IFDI、OFDI 乔里斯排序对分解的脉冲响应函数波动趋势变化不大, 说明结果非常稳健。从图 1 的结果可以看出, 在两种外生冲击下, 无论是 IFDI 对 OFDI, 还是 OFDI 对 IFDI 均会产生显著变动, 在第 4 期后均逐渐收敛于零刻度线内, 趋于平稳。由此可知, IFDI 能够促进 OFDI 变动, 同时 OFDI 也有利于 IFDI 的变动, 两者存在互动效应。

表2 滞后阶数选取结果

Lag	AIC	BIC	HQIC
1	3.9389*	4.6298*	4.2136*
2	4.0250	4.8079	4.337
3	4.0975	4.986	4.4532
4	3.9862	4.9991	4.3929
5	4.1562	5.3164	4.6236

注：\* 表示该信息准则指标下所选择的最优的滞后阶数。



(a) 乔里斯基顺序：FDI、OFDI

(b) 乔里斯基顺序：OFDI、FDI

图1 脉冲响应函数图（Lag = 1）

(3) 格兰杰因果检验。为进一步验证IFDI和OFDI之间存在格兰杰因果关系。根据表3可知，IFDI和OFDI之间互为格兰杰因果关系，进一步说明两者之间存在显著的互动效应。

表3 Granger 因果检验结果

方程	因果关系	卡方值	滞后阶数	P 值
$\Delta \ln IFDI_{it}$	$\Delta \ln OFDI_{it}$ 不是原因	10.867	2	0.004
$\Delta \ln OFDI_{it}$	$\Delta \ln IFDI_{it}$ 不是原因	8.1393	2	0.017

(4) 方差分解。为了进一步分析IFDI和OFDI之间相互影响的程度，基于PVAR模型对IFDI和OFDI分别进行方差分解，结果如表4所示。可以看到第5期后，方差分解结果稳定，表明第5期后IFDI和OFDI互为因果的解释力度非常稳定；IFDI对OFDI的方差贡献率为5%，而OFDI对FDI的方差贡献率为5.8%，互相之间非常接近，也说明IFDI对OFDI同步互动效应明显。

表4 方差分解结果

变量	时期	$\Delta \ln OFDI_{it}$	$\Delta \ln IFDI_{it}$
$\Delta \ln OFDI_{it}$	1	1.000	0.000
$\Delta \ln IFDI_{it}$	1	0.005	0.995
$\Delta \ln OFDI_{it}$	2	0.951	0.049
$\Delta \ln IFDI_{it}$	2	0.039	0.961
$\Delta \ln OFDI_{it}$	5	0.950	0.050
$\Delta \ln IFDI_{it}$	5	0.058	0.942

(5) 双向 FDI 协调发展水平测度结果。在确定 (5) 可以得到 2003 – 2017 年中国 30 个省、市及自治区 IFDI 和 OFDI 之间存在双向互动效应后, 根据公式 双向 FDI 协调发展水平指数, 其测度结果如表 5 所示。

表 5 中国省际双向 FDI 耦合协调发展水平 (2003 年 – 2017 年)

省份	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	均值
北京	0.605	0.663	0.461	0.390	0.418	0.549	0.547	0.501	0.514	0.516	0.648	0.680	0.711	0.766	0.839	0.587
天津	0.207	0.362	0.290	0.320	0.358	0.372	0.497	0.468	0.462	0.480	0.555	0.724	0.546	0.856	0.523	0.468
河北	0.126	0.301	0.368	0.307	0.265	0.274	0.399	0.402	0.361	0.361	0.416	0.407	0.319	0.449	0.460	0.348
山西	0.205	0.138	0.113	0.165	0.253	0.167	0.260	0.160	0.246	0.255	0.297	0.236	0.158	0.232	0.233	0.208
内蒙	0.131	0.219	0.242	0.258	0.249	0.271	0.348	0.242	0.251	0.323	0.304	0.341	0.206	0.326	0.268	0.265
辽宁	0.315	0.547	0.333	0.479	0.464	0.449	0.786	0.851	0.698	0.790	0.657	0.602	0.361	0.309	0.371	0.534
吉林	0.112	0.281	0.193	0.257	0.291	0.315	0.319	0.240	0.303	0.305	0.395	0.298	0.300	0.214	0.219	0.270
黑龙江	0.210	0.423	0.411	0.430	0.348	0.369	0.308	0.299	0.286	0.349	0.362	0.321	0.237	0.325	0.308	0.332
上海	0.503	0.856	0.849	0.734	0.636	0.573	0.802	0.692	0.666	0.718	0.689	0.737	0.910	0.932	0.907	0.747
江苏	0.537	0.727	0.635	0.666	0.821	0.794	0.916	0.846	0.887	0.877	0.843	0.781	0.728	0.844	0.761	0.777
浙江	0.452	0.663	0.610	0.646	0.639	0.594	0.690	0.787	0.702	0.670	0.652	0.667	0.662	0.778	0.874	0.672
安徽	0.110	0.188	0.195	0.255	0.276	0.284	0.289	0.479	0.414	0.426	0.471	0.348	0.458	0.394	0.548	0.342
福建	0.504	0.429	0.416	0.500	0.587	0.476	0.588	0.518	0.407	0.402	0.416	0.392	0.425	0.486	0.521	0.471
江西	0.180	0.165	0.206	0.103	0.206	0.232	0.227	0.280	0.320	0.347	0.348	0.385	0.347	0.358	0.379	0.272
山东	0.603	0.715	0.635	0.583	0.536	0.593	0.654	0.689	0.702	0.688	0.742	0.738	0.655	0.781	0.810	0.675
河南	0.159	0.199	0.329	0.188	0.302	0.358	0.368	0.312	0.392	0.378	0.439	0.399	0.422	0.579	0.556	0.359
湖北	0.154	0.180	0.186	0.158	0.174	0.135	0.260	0.254	0.426	0.361	0.374	0.372	0.310	0.397	0.458	0.280
湖南	0.167	0.201	0.291	0.343	0.365	0.422	0.621	0.368	0.496	0.440	0.391	0.223	0.374	0.459	0.518	0.379
广东	0.748	0.864	0.735	0.955	0.940	0.934	0.876	0.807	0.907	0.900	0.931	0.988	0.852	0.977	0.954	0.891
广西	0.116	0.147	0.107	0.110	0.156	0.180	0.224	0.212	0.187	0.175	0.109	0.160	0.179	0.212	0.198	0.165
海南	0.033	0.052	0.039	0.122	0.073	0.068	0.202	0.254	0.346	0.225	0.288	0.269	0.245	0.198	0.385	0.187
重庆	0.109	0.196	0.135	0.179	0.241	0.306	0.277	0.415	0.435	0.412	0.359	0.401	0.397	0.428	0.629	0.328
四川	0.114	0.192	0.226	0.235	0.356	0.296	0.332	0.484	0.442	0.419	0.433	0.462	0.357	0.355	0.465	0.345
贵州	0.080	0.190	0.149	0.096	0.078	0.132	0.058	0.045	0.097	0.080	0.190	0.149	0.103	0.120	0.132	0.113
云南	0.091	0.120	0.138	0.164	0.197	0.278	0.293	0.303	0.241	0.328	0.315	0.323	0.254	0.216	0.255	0.234
陕西	0.065	0.146	0.120	0.098	0.172	0.274	0.320	0.277	0.303	0.309	0.266	0.271	0.253	0.280	0.387	0.236

续表 5

省份	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	均值
甘肃	0.137	0.166	0.187	0.170	0.124	0.106	0.132	0.092	0.188	0.217	0.157	0.136	0.178	0.185	0.178	0.157
青海	0.073	0.093	0.072	0.064	0.046	0.049	0.079	0.077	0.061	0.053	0.058	0.068	0.072	0.064	0.057	0.066
宁夏	0.046	0.084	0.062	0.116	0.057	0.077	0.080	0.078	0.082	0.073	0.079	0.078	0.117	0.190	0.094	0.088
新疆	0.023	0.110	0.086	0.087	0.095	0.135	0.180	0.136	0.136	0.137	0.132	0.143	0.120	0.143	0.143	0.111

注：因篇幅限制，未给出耦合度指数测度结果；小数点精确到三位。

## 2. 双向 FDI 协调发展水平测度结果分析

由表 5 可知，2003—2017 年间我国 30 个省份双向 FDI 协调发展水平平均值为 0.364，标准差为 0.0567，我国双向 FDI 协调发展水平整体呈上升趋势，由 2003 年的 0.230 上升到 2017 年的 0.448，总体上升了 94.23%，增幅较大，但总体还处于较低水平阶段，还具有很大的上升空间。2003 年—2007 年，我国双向 FDI 协调发展水平整体增长比较平稳；受 2008 年金融危机的影响，2009—2010 年我国双向 FDI 协调发展水平出现下降趋势，之后基本呈逐年上升趋势，直到 2015 年出现明显的震荡现象，2016 年后呈现快速攀升的趋势。

2003—2017 年全国和东、中、西部三大区域<sup>①</sup>双向 FDI 协调发展水平趋势如图 2 所示。2003—2017 年间，我国地区间双向 FDI 协调发展水平分布特征

趋势一直维持不变，从高到低依次为东部、中部、和西部地区，波动趋势也与全国趋势基本吻合；东部地区双向 FDI 协调发展水平的均值为 0.544，较高程度上领先于全国平均水平，领先幅度达到 52.59%；而中部和西部地区双向 FDI 协调发展水平的均值分别为 0.301 和 0.163，较大程度上落后于全国平均水平 17.39% 和 55.22%；总体来看，中国双向 FDI 协调发展水平由东部地区向西部地区逐步降低，呈现出较为明显的“东部较高水平、中部较低水平、西部低水平”空间分布特征。其中，东部地区双向 FDI 协调发展水平明显高于全国平均水平，并且和中部、西部地区差距有拉大的趋势，西部地区尽管双向 FDI 协调发展水平增长趋势明显，但是仍然和全国平均水平有较大差距，地区之间的发展仍不平衡。

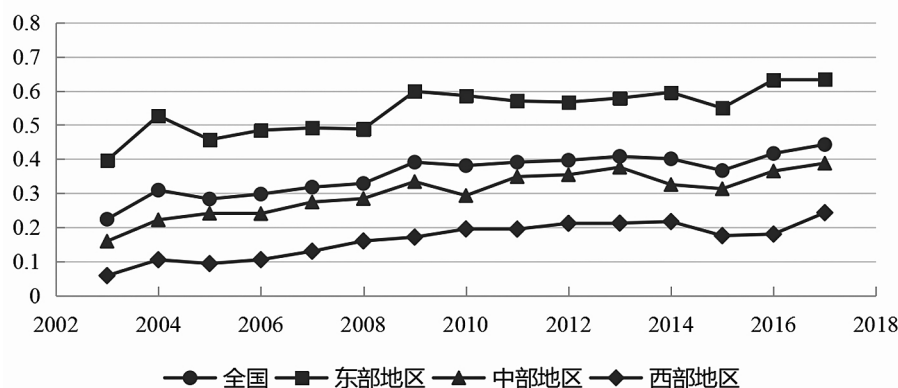


图 2 2003—2017 年全国及三大地区双向 FDI 协调发展水平趋势

另外，根据我国三大地区双向 FDI 协调发展水平的高低划分为高、中、低三个档次进行统计分析，结果如表 6 所示。以 2017 年为例，我国双向 FDI 协调发展水平进入较高水平的省份多集中在东部沿海地区：北京（0.839）、浙江（0.452）、江苏

（0.537）、广东（0.954）、上海（0.907），山东（0.603）、重庆（0.626）共计 6 个省市，达到了良好及以上协调水平；达到中等协调水平的省份包括东部的天津（0.523）、河北（0.460）、福建（0.521），来自中部地区省份的有安徽（0.548）、河

<sup>①</sup> 按照国家统计局对三大经济带的划分标准分为东、中、西部地区。其中：东部地区（11 个）：北京、天津、辽宁、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区（10 个）：内蒙古、山西、黑龙江、吉林、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西；西部地区（10 个）：重庆、四川、云南、贵州、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆。

南 (0.556)、湖北 (0.458)、湖南 (0.518) 等,来自西部地区省份的有重庆 (0.629)、四川 (0.465),分布较为均匀;而处于较低水平的省份则集中在中西部经济较为落后的地区如青海、新疆、宁夏、广西、贵州、云南等,这些省份多数还处于濒临失调及以下水平。

表6 中国双向 FDI 协调发展水平区域分布情况 (2012 年、2017 年)

协调水平	省份 (2012 年)			省份 (2017 年)		
	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区较高
较高 (D>0.7)	辽宁、上海、江苏、广东			北京、上海、江苏、浙江、山东、广东		
中低 (0.4<D≤0.7)	北京、天津、山东、浙江、福建	安徽、湖南	重庆、四川	天津、河北、福建	安徽、河南、湖北、湖南	重庆、四川
较低 (D≤0.4)	河北、海南	内蒙古、广西、山西、黑龙江、吉林、江西、河南、湖北	云南、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	辽宁、海南	内蒙古、广西、山西、黑龙江、吉林、江西	云南、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆

2013 年我国首次提出“一带一路”重大倡议,随着“一带一路”政策的深入实施,我国的对外投资稳步增长,双向 FDI 发展同步性明显增强。通过分析在“一带一路”倡议实施前后沿线省份<sup>①</sup>的双向 FDI 协调发展水平的变化,对比在“一带一路”倡议实施前 (2012 年),双向 FDI 协调水平如浙江 (0.670)、重庆 (0.412);截止到 2017 年,浙江 (0.778)、重庆 (0.629),均有了大幅度的提升,其他沿线省市也有长足的进步,可以初步判断“一带一路”政策的实施有助于沿线省份提升双向 FDI 的协调性和可持续发展。

综上可知,我国双向 FDI 协调发展水平整体趋势是先由东部地区开始提高,随着时间的推移,总体上逐渐往中西部地区辐射,在我国均存在时间和空间上的双重不平衡发展现象。现阶段我国大部分地区的双向 FDI 协调发展水平还处于较低水平,只有少数东部省份达到了良好协调以上程度,但中西部地区有加快追赶的趋势,发展势头较好的部分省市如安徽、河南、重庆、陕西等较为突出。

三、双向 FDI 耦合协调发展水平影响因素实证分析

(一) 研究设计

1. 模型设定

根据 Blomstrom and Kokko (2001)<sup>[23]</sup> 的理论,IFI 具有垂直溢出、水平溢出和竞争效应等技术溢出效应,进而会促进对外直接投资;而 OFDI 的逆向技术溢出效应,又会促进母国的技术进步,从而增强吸收外资的能力。本文的计量模型设定为:

$$IDL_{it} = b_0 + b_1 + \ln Innov_{it} + aX_{it} + m_i + l_t + e_{it} \quad (8)$$

考虑双向 FDI 增长具有延续性,可能存在动态变化特征,上一期对当期可能存在影响,因此设定动态面板模型为:

$$IDL_{it} = b_0 + IDL_{it-1} + b_1 \ln Innov_{it} + aX_{it} + m_i + l_t + e_{it} \quad (9)$$

其中,  $i$  表示省份,  $t$  表示年份;  $IDL_{it}$  表示省际双向 FDI 耦合协调发展水平,由上文公式 (6) 计算得出;  $IDL_{it-1}$  为双向 FDI 协调发展水平的滞后项,用

① 根据中国国家发改委、商务部文件“一带一路”倡议沿线省份:包括“海上丝路地区”上海、福建、广东、浙江、海南等 5 省市;包括“丝绸之路经济带”新疆、重庆、陕西、甘肃、宁夏、青海、内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁、广西、云南共 12 省市。

来描述双向 FDI 协调发展水平的动态特征; 技术创新水平 ( $Innov_{it}$ ), 为主要解释变量, 一个地区的技术创新能力越强, 通常该地区授予的专利越多, 选择国内三种专利的授权数来表示;  $X_{it}$  表示其他控制变量, 包括: 研发投入 ( $Rd_{it}$ ), 采用各省研发经费内部支出占地区 GDP 的比重表示; 贸易开放度 ( $Trade_{it}$ ), 采取地区进出口贸易总额占地区 GDP 的比重来衡量; 产业结构 ( $Structure_{it}$ ), 采用第二产业产值占地区 GDP 的比重表示; 经济发展水平 ( $Gdp-pc_{it}$ ), 以 1978 年为基期的实际人均 GDP 进行衡量; 制度质量 ( $Institute_{it}$ ), 采用王小鲁和樊纲等 (2018)<sup>[24]</sup> 测算的中国分省市场化指数作为制度质量的代理指标; 政府支出 ( $GovGDP_{it}$ ), 采用各省财政支出占当地 GDP 的比重表示; 要素禀赋 ( $KL_{it}$ ), 采用就业人员的单位资本来衡量; 基础设施建设水平

( $Infras_{it}$ ), 用每平方公里土地上拥有的公路和铁路长度 (公里) 的几何均值表示;  $m_i$  为不可观测的个体效应;  $l_i$  为不随省份变化的时间效应;  $e_{it}$  为误差项 (随机扰动项)。

2. 数据说明

本文选取 2003 – 2017 年我国 30 个省级行政区的相关数据<sup>①</sup>, 各指标数据均来自于各年《中国统计年鉴》、《中国外资统计公报》、《中国对外直接投资统计公报》, 以及各省《统计年鉴》、国家统计局公开数据等。因部分指标数据存在缺失, 本文对缺失数据进行适当补充。外商直接投资数据存在部分省份缺失, 如河北省、黑龙江省等, 通过查找当地年鉴和政府公报形式进行补充。本文主要变量的描述性统计结果如表 7 所示。

表 7 主要变量的描述性统计

变量名称	变量含义	N	mean	sd	min	max
$IDL$	双向 FDI 协调水平	450	0.3563	0.2433	0.0012	0.9401
$\ln Innov$	技术创新	450	1.6277	5.2983	12.3933	1.6277
$\ln Structure$	产业结构	450	0.2009	3.1046	4.0859	0.2009
$\ln Institute$	制度质量	450	0.3504	0.8643	2.3393	0.3504
$\ln Rd$	研发投入	450	0.6525	-6.1779	-2.8434	0.6525
$\ln Trade$	贸易开放度	450	0.9821	-0.9522	2.7976	0.9821
$\ln Gdp pc$	经济发展水平	450	0.7132	-0.5433	2.4548	0.7132
$\ln Gov GDP$	政府支持	450	0.4072	-2.4746	-0.5395	0.4072
$\ln KL$	要素禀赋结构	450	0.8385	-0.9102	2.6565	0.8385
$\ln Infras$	基础设施	450	0.8459	-4.0351	0.0910	0.8459

注: 小数点精确到四位。

(二) 实证结果及分析

静态面板。首先, 采用混合最小二乘法 (POLS) 和固定效应 (FE) 对方程 (8) 进行静态估计。在不考虑存在内生性问题的情况下, LM 检验均在 1% 显著性水平上拒绝采用 POLS 模型, 而 Hausman 检验均在 1% 水平上拒绝了采用随机效应模型 (RE), 结果显示应当采用固定效应模型 (FE), 如表 8 所示。从 FE 模型估计结果来看, 技术创新的估计系数在 1% 显著性水平上为正, 说明总体上技术创新对双向

FDI 协调发展水平具有明显的促进作用。

动态面板。考虑到双向 FDI 协调发展呈现动态调整特征, 因此进一步采用动态面板模型的广义矩估计 (GMM) 对方程 (9) 进行估计。在静态面板估计的基础上, 考虑到模型可能存在异方差和自相关问题给估计带来的偏误, 进一步进行可行性广义最小二乘法 (FGLS) 检验, 然后采用两步系统 GMM 估计, 以克服动态面板模型可能存在的内生性问题。

① 因西藏数据缺失严重, 未包括西藏数据; 香港、澳门特别行政区和台湾地区亦未包含。



表 8 双向 FDI 协调发展的影响因素回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	POLS	FE	POLS	FE	FGLS	SYS – GMM
<i>L. IDL</i>			0.6891*** (16.35)	0.3322*** (6.61)	0.7388*** (23.05)	0.4593*** (6.31)
<i>lnInnov</i>	0.0624*** (8.37)	0.0294** (2.10)	0.0168** (2.57)	0.0185 (1.17)	0.0219*** (3.82)	0.0278*** (5.01)
<i>lnInstitute</i>	0.1179*** (2.87)	0.2172*** (5.06)	0.0595* (1.89)	0.1456*** (3.05)	0.0714*** (3.00)	0.0583* (2.04)
<i>lnTrade</i>	0.0833*** (9.91)	0.0082 (0.52)	0.0268*** (3.21)	-0.0105 (-0.65)	0.0115** (2.12)	0.0437*** (5.40)
<i>lnStructrue</i>	0.0661** (2.28)	0.1584*** (3.62)	0.0162 (0.73)	0.1152** (2.46)	0.0086 (0.43)	0.0294* (1.75)
<i>lnRd</i>	0.0038 (0.31)	0.0251 (1.03)	0.0081 (0.85)	0.0117 (0.44)	-0.0139* (-1.72)	0.0192* (2.02)
<i>lnGovGDP</i>	-0.1080*** (-6.21)	0.0818* (1.81)	-0.0370*** (-2.61)	0.1140** (2.37)	0.0073 (0.38)	-0.0721*** (-5.17)
<i>lnGdppc</i>	0.0104 (0.35)	0.1273*** (2.95)	-0.0068 (-0.34)	0.1180** (2.51)	0.0379** (2.29)	0.0232 (1.49)
<i>lnKL</i>	0.0135 (0.77)	-0.1704*** (-5.27)	0.0006 (0.05)	-0.1771*** (-4.98)	-0.0060 (-0.68)	-0.0091 (-1.04)
<i>lnInfras</i>	-0.0154 (-1.57)	-0.0309 (-1.40)	-0.0057 (-0.74)	-0.0297 (-1.26)	-0.0015 (-0.24)	-0.0124 (-1.66)
常数项	-0.9105*** (-6.31)	-0.6379** (-2.33)	-0.2322* (-1.96)	-0.3673 (-1.26)	-0.2302** (-2.35)	-0.3509*** (-2.86)
地区固定效应	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	No	No	Yes	Yes	Yes
AR (1) 检验 (P 值)						-3.22 (0.000)
AR (2) 检验 (P 值)						(1.57) (0.165)
Hansen – J 检验 (P 值)						23.30 (0.9853)
R <sup>2</sup>	0.8281	0.4105	0.9057	0.4817		
N	450	450	420	420	420	420

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；如未作说明括号内为 t 值。

如表 8 结果显示,无论是采用 FGLS 估计,还是采用系统 GMM 估计,滞后一阶的双向 FDI 协调发展水平在 1% 水平上显著为正,表明双向 FDI 协调发展水平受到前期水平的正向影响,这也说明构建动态面板模型是必要的,双向 FDI 协调发展水平具有连续性和长期积累效应。

由于使用稳健标准误,标准的 Sargan 统计量不再适用,故改用 Hansen-J 统计量进行工具变量的有效性检验。结果显示,Hansen-J 检验的 P 值大于 0.1,原假设成立,说明残差项与工具变量不相关,工具变量是合理的;其次,二阶序列相关检验结果 AR(2) 显示不存在自相关问题,说明模型存在的内生性问题得以克服。此外,为了确保系统 GMM 估计的可靠性<sup>[25]</sup>,采用动态混合估计(POLS)和动态固定效应(FE)方法进行验证,如表 8 第(3)、(4)列结果所示。系统 GMM 估计中被解释变量滞后一期的影响系数均介于 FE 估计(0.3322)和 POLS 估计(0.6891)之间,表明 GMM 估计结果不存在较大偏差,说明系统 GMM 的估计结果是有效的。从两步系统 GMM 估计的结果来看,如表 8 第(6)列所示:技术创新对双向 FDI 协调发展水平的影响显著为正,且各种估计模型中至少通过了 5% 以上的显著性水平检验,说明技术创新有利于提高我国双向 FDI 的协调发展程度。具体而言,技术创新对双向 FDI 协调发展水平具有正向促进作用,在一定程度上说明了 IFDI 技术溢出和 OFDI 逆向技术溢出效应均有利于 IFDI 和 OFDI 之间互动协调发展:IFDI 会通过技术溢出效应改善东道国的技术进步,进一步促进企业“走出去”增加 OFDI 投资,而 OFDI 又会通过逆向技术溢出效应改善地区的技术进步,从而促进国内国际两大循环互相促进,推动经济高质量增长。

控制变量方面。制度质量估计系数均显著为正,说明制度质量有利于 IFDI 和 OFDI 投资活动的进行,是促进双向 FDI 协调发展的制度保障;贸易开放水平越高,越有利于双向 FDI 的发展,也反映了开放程度越高,IFDI 和 OFDI 的发展越活跃,互动程度也越高;研发投入、产业结构等估计系数均显著为正,说明均有利于双向 FDI 的提升;政府支持的估计系数显著为负数,说明现政府支持政策不利于双向 FDI 协调发展;而劳动禀赋结构、基础设施的回归系数为负数,其中劳动禀赋结构系数在 1% 显著性水平上显著,说明禀赋结构、基础设施对双向 FDI 的具有负向作用或者作用不显著。究其原因可能是我国地域辽阔,各地区的禀赋结构、地理位置和经济基础等迥异,造成对双向 FDI 协调发展水平的影响存在差

异,即可能存在非线性影响,需要满足一定条件才能促进双向 FDI 协调发展水平的提升。

#### 四、研究结论及政策建议

本文基于 2003-2017 年中国省际面板数据,运用 PVAR 方法在验证 IFDI 和对 OFDI 之间存在互动效应的基础上,利用物理容量耦合系统模型测度了双向 FDI 耦合协调发展水平,并对影响双向 FDI 协调发展水平的因素进行实证分析。

研究结论有:(1)我国省际双向 FDI 之间存在显著的互动协调发展关系,但不同省份、不同地区之间差异明显;我国双向 FDI 协调发展水平整体呈上升趋势,但总体还处于较低水平阶段,仍具有很大的上升空间;我国双向 FDI 协调发展水平发展不平衡,地区差异明显,从高到低依次为东部地区、中部地区、和西部地区,其发展趋势均与全国基本吻合;我国双向 FDI 协调发展水平呈现明显的空间聚集现象,双向 FDI 协调发展水平处于较高的省份多集中在沿海地区,总体呈现“东高西低,南高北低”的布局,在我国存在时间和空间上的双重不平衡发展现象。(2)我国双向 FDI 协调发展水平的整体趋势是先由东部地区开始提高,随着时间的推移,总体上逐渐往中西部地区辐射;现阶段我国大部分地区的双向 FDI 协调发展水平还处于较低水平,但中西部地区有加快追赶的趋势,部分省市如安徽、河南、重庆、陕西等较为突出;从统计结果来看,“一带一路”倡议政策的实施有助于沿线省份提升双向 FDI 的协调性和可持续发展。(3)我国双向 FDI 协调发展水平具有动态滞后效应,说明双向 FDI 协调发展水平是一个连续累积的过程;技术创新对双向 FDI 协调发展水平具有显著的促进作用,说明了 IFDI 技术溢出和 OFDI 逆向技术溢出效应均有利于 IFDI 和 OFDI 之间互动协调发展。IFDI 会通过技术溢出效应改善东道国的技术进步,进一步促进企业“走出去”增加 OFDI 投资,而 OFDI 又会通过逆向技术溢出效应改善地区的技术进步,从而促进国内国际两大循环互相促进,推动经济高质量增长。此外,中国省际双向 FDI 协调发展水平存在滞后效应,同时也受制度质量、产业结构、研发投入、政府支持、经济发展水平、开放程度等因素的影响,而且这些因素对我国双向 FDI 协调发展水平的影响方向有所不同。

基于以上结论,本文提出如下政策建议:

首先,我国地域辽阔,各地区的资源禀赋、地理位置和经济基础迥异,东部沿海地区最先开放,IFDI 和 OFDI 发展较早、规模也更大,而内陆地区起

步较晚,在规模和质量上相比东部有所欠缺,造成我国地区之间双向 FDI 在时间和空间上发展不平衡。因此,各地要依据各自所处的发展阶段、技术水平等选择合理的技术进步路线提高双向 FDI 协调发展水平。由于我国目前大部分地区技术创新还处于较低水平,因此提高技术创新水平有助于双向 FDI 技术溢出效应的发挥,推动我国在高水平开放中实现高质量发展。我国各地区要因地制宜制定双向 FDI 差异化的协调发展策略,“一带一路”倡议政策沿线地区应当利用好政策红利,继续充当引进外资和对外投资“桥头堡”引领作用,推动双向 FDI 互利共赢与协调发展。

其次,在坚持“引进来”和“走出去”并重的同时,通过“自由贸易试验区”建设等途径,推动金融、法律、监管等制度创新,优化国际投资环境,促进双向 FDI 良性互动发展;各地区应切实做好改善创新环境、加大 R&D 投入等方式提高技术创新能力,更好地发挥 FDI 的技术溢出效应;各地要用好鼓励政策,加大招商引资力度,吸引相关外资企业向中西部地区梯度转移,深化供给侧结构性改革,优化提升供给结构,促进制造业等传统产业升级与“新经济”协调发展。

此外,受新冠疫情冲击,国内外环境的变化,我国经济面临巨大的困难和挑战,要加快构建以国内大循环为主体,国内国际循环畅通、相互促进的新发展格局。立足国内大循环,协同推进强大国内市场和贸易强国建设,提高引进外资和对外直接投资的质量,促进双向 FDI 对技术进步,产业结构升级,生产效率的提升的作用,推动经济高质量发展。

#### 参考文献:

[1]李梅. 国际 R&D 溢出与中国技术进步——基于 FDI 和 OFDI 传导机制的实证研究[J]. 科研管理, 2012, 33(4): 86-92.

[2]江小涓,孟丽君. 内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践[J]. 管理世界, 2021, 37(01): 1-19.

[3]葛扬,尹紫翔. 我国构建“双循环”新发展格局的理论分析[J]. 经济问题, 2021(04): 1-6.

[4]沈国兵. 疫情全球蔓延下推动国内国际双循环促进经贸发展的困境及纾解举措[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2021, 27(01): 1-13.

[5]Richard C. M. Yam, William Lo, Esther P. Y. Tang, Antonio K. W. Lau. Analysis of sources of innovation, technological innovation capabilities, and perform-

ance: An empirical study of Hong Kong manufacturing industries [J]. Research Policy, 2011, 40(3): 391-402.

[6]梁圣蓉,罗良文. 国际研发资本技术溢出对绿色技术创新效率的动态效应[J]. 科研管理, 2019, 40(03): 21-29.

[7]Naqeed, U. R. FDI and Economic Growth: Empirical Evidence from Pakistan [J]. Journal of Economic and Administrative Sciences, 2016( 32): 63-76.

[8]Stiebale J, Reize F. The impact of FDI through mergers and acquisitions on innovation in target firms [J]. International Journal of Industrial Organization, 2011, 29( 2): 155-167.

[9]Li, J., Roger, S., Lutao, N., & Dylan, S. Outward Foreign Direct Investment and Domestic Innovation Performance: Evidence from China [J]. International Business Review, 2016( 25): 1010-1019.

[10]Bitzer, J., & Grg, H. Foreign Direct Investment, Competition and Industry Performance [J]. The World Economy, 2009, 32( 2): 221-233.

[11]Dunning, J. H.. Explaining the International Direct Investment Position of Countries: Towards a Dynamic or Developmental Approach [J]. Review of World Economics, 1981, 117( 1): 30-64.

[12]Stoian, C.. Extending Dunning's Investment Development Path: The Role of Home Country Institutional Determinants in Explaining Outward Foreign Direct Investment [J]. International Business Review, 2013, 22( 3): 615-637.

[13]Yasar, E., S. Ackalun, M. A. Gezer. Testing IDP Hypothesis by Cluster Analysis: Which Countries in which Stage? [J]. Procedia Economics and Finance, 2015, 23: 1201-1209.

[14]张林. 中国双向 FDI、金融发展与产业结构优化[J]. 世界经济研究, 2016(10): 111-124, 137.

[15]龚梦琪,刘海云,姜旭. 中国工业行业双向 FDI 如何影响全要素减排效率[J]. 产业经济研究, 2019(03): 114-126.

[16]黄凌云,刘冬冬,谢会强. 对外投资和引进外资的双向协调发展研究[J]. 中国工业经济, 2018(03): 80-97.

[17]徐磊,唐姗姗,张洗铭. 制造业双向 FDI 互动发展的创新驱动效应研究[J]. 科研管理, 2020, 41(02): 26-39.

[18]Yao, S., P. Wang, J. Zhang, O. Jinghua. Dynamic Relationship Between China's Inward and Outward For-

eign Direct Investments [J]. China Economic Review , 2016 ,40( September) :54 – 70.

[19]张军扩 ,侯永志 ,刘培林 ,何建武 ,卓贤. 高质量发展的目标要求和战略路径 [J]. 管理世界 ,2019 ,35( 07) :1 – 7.

[20]靳巧花 ,严太华. 国际技术溢出与区域创新能力——基于知识产权保护视角的实证分析 [J]. 国际贸易问题 ,2017( 03) :14 – 25.

[21]毛广雄. 区域产业转移与承接地产业集群的耦合关系 [D]. 上海: 华东师范大学社会发展学院 ,2011.

[22]ILLINGWORTH V. The Penguin Dictionary of Physics [M]. Beijing: Foreign Language Press ,1996 ,92

– 93.

[23] Blomstrom ,M. ,and A. Kokko. Foreign Direct Investment and Spillovers of Technology [J]. International Journal of Technology Management ,2001 ,22 ( 5/6) : 435 – 454.

[24]王小鲁 ,樊纲 ,余静雯. 中国分省份市场化指数报告 ( 2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社 ,2018.

[25] BOND S R. Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice [J]. Portuguese Economic Journal ,2002 ,1 ( 2) :141 – 162.

( 编辑校对: 崔文林)

## Research on the Coordinative Development Level and Influencing Factors of

### China's Inter – provincial Two – way FDI

#### ——Based on the Measurement of PVAR Model and Empirical Analysis of Dynamic Panel

Zou Zhiming , Chen Xun

**Abstract:** The positive interaction between “bringing in” and “going out” and building a two – way coordinated development mechanism for IFDI and OFDI is an important measure to realize for China's opening at a higher level and to build a new development pattern in which domestic and international circulations reinforcing each other and promotes high – quality economic development. Based on China's provincial panel data from 2003 to 2017 , this paper uses the PVAR method to verify the interaction effect between IFDI and OFDI , and uses Capacity System Model in the physical to measure the degree of two – way FDI coordinated development and conduct an empirical analysis on the influencing factors of China's two – way FDI coordinated development. The research results show that there is a significant interactive and coordinated development relationship between IFDI and OFDI in China , and there are obvious differences between different provinces and different regions. The level of China's two – way FDI coordinated development is showing an upward trend , but the overall level is too low , and there is still a lot of room for improvement. From the perspective of the evolution of spatial pattern , there are apparent agglomeration effect in space of China's two – way FDI coordinated development with an increasing tendency. The relatively high level of coordinated development of two – way FDI is concentrated in the coastal areas , showing a layout of “high in the east and low in the west , high in the south and low in the north”. Therefore , the level of China's two – way FDI interactive development has a dual imbalanced development phenomenon in time and space. In addition , the level of China's two – way FDI interactive development has a lag effect , and technological innovation has a significant role in promoting the two – way FDI coordinated development level. It is also subject to institutional quality , industrial structure , R&D level , government support , economic development level , and degree of openness , which have different influences on the level of China's inter – provincial two – way FDI.

**Keywords:** Two – way FDI; PVAR; Degree of coupling and coordination; The level of coordinative development