

doi: 10.15936/j.cnki.1008-3758.2016.03.004

中国外商投资影响对外投资的地区差异及门槛效应

李洪英^{1,2}, 李京文¹, 刘文丽¹

(1. 北京工业大学 经管学院, 北京 100124; 2. 河北科技大学 经管学院, 河北 石家庄 050018)

摘 要: 以 2003—2013 年中国 31 个省区市的面板数据为样本, 利用计量方程验证了 IFDI 对 OFDI 的影响具有地区差异性; 运用门槛模型发现 IFDI 对 OFDI 的影响存在门槛效应, 且影响因素 IFDI 规模、人均 GDP 和人均出口都具有双重门槛。研究结果表明: IFDI 对 OFDI 的影响作用, 以全国数据为样本并不明显, 而以区域数据为样本则表现为差异性较大的促进作用, 且中部地区作用最大, 东部次之, 西部最小。运用双重门槛模型发现只有当 IFDI 规模、人均出口适中, 人均 GDP 较高时, IFDI 对 OFDI 的促进作用才会最大。据此提出了有利于中国“引进来”促进“走出去”的对策建议。

关 键 词: 外商直接投资; 对外直接投资; 地区差异; 门槛效应

中图分类号: F 831.7 **文献标志码:** A **文章编号:** 1008-3758(2016)03-0240-08

Regional Difference and Threshold Effect of IFDI on OFDI in China

LI Hong-ying^{1,2}, LI Jing-wen¹, LIU Wen-li¹

(1. School of Economics and Management, Beijing University of Technology, Beijing 100124, China; 2. School of Economics and Management, Hebei University of Science and Technology, Shijiazhuang 050018, China)

Abstract: The regional difference of IFDI on OFDI was analyzed by using the provincial panel data from 2003 to 2013 in China. The double threshold effect of IFDI on OFDI was found based on the threshold model. Moreover, IFDI scale, per capita GDP and per capita export all have a double threshold effect. The results showed that the effect of IFDI on OFDI was not remarkable based on the total samples, but there were significantly different promoting effects of IFDI on OFDI based on the samples of eastern, middle and western regions. The middle region exerts the biggest effect followed by the eastern and the western regions. According to the double threshold model, the promoting effect of IFDI on OFDI was the strongest in condition of medium-sized IFDI scale, medium-sized per capita export and higher per capita GDP. Accordingly, some suggestions were put forward which may promote “bringing in” and “going out” countermeasures.

Key words: inward foreign direct investment; outward foreign direct investment; regional difference; threshold effect

收稿日期: 2015-10-20
基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71273021); 北京市自然科学基金资助项目(9132001); 北京市教委社会科学重点资助项目(SZ201510005002)。
作者简介: 李洪英(1979-), 男, 河北故城人, 北京工业大学博士研究生, 河北科技大学讲师, 主要从事对外投资研究; 李京文(1933-), 男, 广西陆川人, 北京工业大学教授, 博士生导师, 中国工程院院士, 主要从事数量经济研究; 刘文丽(1973-), 女, 辽宁沈阳人, 北京工业大学博士后研究人员, 主要从事财政投资研究。

一、问题的提出

改革开放以来,中国经济走出了具有特色的开放型道路,实施了从“引进来”到“走出去”的国家战略。截止到2014年底,中国成为了世界第一吸引外国和第三对外投资国。当前中国的国际投资面临着新的形势:一是中国吸引外商直接投资(inward foreign direct investment,简称IFDI)进入了2.0时代。外商直接投资受中国土地价格、劳动力成本及环境污染限制等影响,其投资结构发生了显著变化。二是中国对外直接投资(outward foreign direct investment,简称OFDI)进入了新的时期,其流量已经接近并且未来几年肯定会超越外商直接投资。中国资金充裕了,企业走了出去,我们未来将如何对待外资,外资是否还有作用?三是中国“一带一路”国家战略正在紧锣密鼓地实施,与沿线国家的双向投资频繁进行,理清外商投资与对外投资的关系至关重要。四是我国的“引进来”和“走出去”国家战略已经取得了很大成绩,未来如何调整使其更加协调发展很值得关注。因此,要回答和理清这些问题,需要我们深层次地探索中国对外直接投资的发展是否受外商直接投资影响,若存在影响,这种影响是否具有区域差异性及其产生的原因是什么?

二、文献综述

关于IFDI对OFDI的影响,国内外研究成果较少。在理论上,尹应凯(2002)认为IFDI是OFDI的重要基础,发展中国家吸收IFDI可以解决“储蓄、外汇双缺口”瓶颈,外商投资的技术外溢和竞争效应能够促进本土企业对外投资能力的形成^[1]。Dunning(1981)的投资发展路径理论(IDP)阐述了一国经济发展水平与净OFDI的关系,从逻辑上认为吸收IFDI可以提高东道国人均国民收入,加速其OFDI的发展^[2]。关于IFDI影响OFDI的机制,陈涛涛等(2015)认为IFDI通过直接影响、溢出效应、竞争效应、示范效应等影响目标国特定产业的产业环境,而受到影响的该环境培育了本土企业的国际竞争力和对外投资所有权优势,从而促进了OFDI的发展^[3]。在实证上,对于中国IFDI与OFDI的关系研究多是采用时间序列的协整分析技术。万丽娟等(2007)认为两者之

间不存在长期的均衡关系^[4];陈涛涛等(2011)通过实证得出IFDI对OFDI的促进作用不明显^[5];肖光恩(2010)利用协整技术认为两者之间存在长期稳定的均衡关系,但这种关系在不同时期具有动态波动差异性^[6];李洪英(2015)得出1982—2013年中国IFDI和OFDI的数据结构发生了变化,其存在三个阶段的协整关系^[7]的结论。IFDI影响OFDI的实证结果差异很大,其原因可能是东道国其他因素存在一定的门槛影响了IFDI向OFDI的传导。IFDI的技术外溢效应可以促进本土企业对外投资所有权优势的形成,已为大家所共识。余泳泽(2012)证实了IFDI的技术外溢存在IFDI规模、潜在市场规模等门槛条件^[8]。即当IFDI规模和潜在市场规模适宜时,其技术外溢明显,而伴随两者逐渐增大,其技术溢出效应反而会不断减弱。此外,Goh等(2013)认为出口规模的大小或许能够影响IFDI对OFDI的作用^[9]。因为IFDI可以带来出口的增加,但是出口对OFDI的影响不确定,有可能是互补或替代关系。

从国内外文献可以发现,一是现有的研究多是采用国家层面的时间序列。由于中国实施对外开放和对外直接投资发展时间较短,其可获取的样本较少,不能很好地反映出变量之间的长期关系。二是现有研究多是分析IFDI和OFDI是否存在长期均衡关系,没有深入探讨IFDI对OFDI的影响是否存在差异性及其产生的原因。三是现有研究多是关注IFDI技术外溢的门槛效应,没有进一步考虑IFDI影响OFDI是否也存在门槛效应。因此,本文采用中国省级面板数据检验IFDI对OFDI的影响作用是否存在差异性和门槛效应。

三、IFDI影响OFDI的地区差异

1. 模型设定

IFDI影响OFDI能力形成的现有研究,绝大部分都是建立在Dunning的IDP理论之上。本文也是依据此模型进行拓展和转换。在IDP模型中,人均净对外投资为一国人均对外投资额与该国人均利用外商投资额的差值。本模型为了探讨IFDI对OFDI的影响作用,把净对外投资拆分为IFDI和OFDI两部分,其中OFDI作为被解释变量,IFDI作为解释变量。Dunning等认为外商直接投资进入东道国需要较长时间的资本转化、技术外溢等才能增强东道国的所有权优势,提高

其对外投资能力。所以,外商直接投资对对外直接投资的影响主要来源于外商投资规模存量的积累^[10-11]。因此,本文引入外商直接投资存量作为核心解释变量。IDP 模型的人均国民收入仍然保留在模型中,但由于国家不再统计,本文用人均 GDP(GDPP)代替作为控制变量。此外,Dunning 等(2015)认为国际贸易介于吸引外商投资和对外投资中间,对国际投资影响较大,而出口可以为东道国积累资本国际化的经验,进而提高了东道国对外投资的能力^[10-12]。因此,引入人均出口(EXP)作为控制变量。最终的模型设定如下:

lnOFDI=α₀+β₁lnIFDI+β₂lnGDPP+β₃lnEXP+μ

(1)

式中,OFDI 为对外直接投资存量,IFDI 为外商直接投资存量,GDPP 为人均国内生产总值,EXP 为人均出口,μ 为随机扰动项。为了降低异方差和异常项对模型数据平稳性的影响,采用了对所有变量取对数的方法。

2. 样本和数据来源

本文采用省级面板数据,用于分析中国 IFDI

影响 OFDI 的地区差异性。根据中国的经济特征、地理区位,以及参照西部大开发的划分,选取了中国 31 个省区市,并划分为东、中、西 3 大地区。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、海南 11 个省市;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省份;西部地区包括重庆、四川、贵州、陕西、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古 12 个省区市。数据时间选取 2003—2013 年,IFDI 对 OFDI 的影响主要来自量的累积作用,因此选取这两个变量的存量。OFDI 数据来源于 2003—2013 年《中国对外直接投资统计公报》;IFDI 数据来源于 2004—2014 年各省区市统计年鉴;各省区市的人均 GDP、出口额和人口总数均来自于 2004—2014 年中国统计年鉴。模型的估计采用 Stata 13.0 完成。

3. 实证结果

表 1 给出了全国、东部、中部、西部分别使用固定效应模型和随机效应模型进行的实证结果及 Hausman 检验。

表 1 模型的实证结果

变 量	全 国		东 部		中 部		西 部	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
lnIFDI	-0.101 4 (-0.62)	0.166 7 (1.65*)	0.192 1 (0.49)	0.451 8 (1.64)	0.047 8 (0.20)	0.354 6 (1.94*)	0.052 5 (0.21)	0.079 1 (0.17)
lnGDPP	3.650 8 (32.17***)	3.707 7 (33.21***)	4.505 9 (15.96***)	4.585 1 (17.37***)	3.632 1 (16.16***)	3.622 5 (16.80***)	3.372 8 (21.25***)	3.397 9 (21.27***)
lnEXP	-0.020 1 (-0.20)	-0.158 8 (-1.65*)	-0.567 4 (-2.23**)	-0.688 7 (-3.11***)	0.236 2 (1.20)	0.232 2 (1.23)	-0.063 1 (-0.45)	-0.131 7 (-0.97)
常数项	-21.809 5 (-7.71)	-25.374 4 (-14.37***)	-30.652 3 (-3.34***)	-34.708 2 (-5.88***)	-25.495 3 (-4.05***)	-24.971 8 (-4.67***)	-21.231 4 (-6.02***)	-0.131 7 (-8.84***)
统计量	569.11	1 577.31	2 37.57	615.14	191.83	584.62	195.93	554.37
R ²	0.505 1	0.591 1	0.436 6	0.476 0	0.693 9	0.694 6	0.306 3	0.438 7
Hausman 检验	0***		16.46***		0.38		2.84	

注:① FE 表示固定效应模型,统计量为 F 值,括号内数值为对应回归系数的 t 值;RE 表示随机效应模型,统计量为 Z 值,括号内数值为对应回归系数的 z 值。
② *,**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%和 1%水平上显著,下同。

从表 1 中可以看出,全国样本和东部地区样本采用固定效应模型表现较优,中、西部地区采用随机效应模型表现较优。从全国样本来看,人均 GDP 系数为 3.650 8 且非常显著,与 IDP 理论完全相符,但是人均出口和 IFDI 系数均为负,且均不显著,说明 IFDI 和人均出口对 OFDI 为不明显的抑制作用。从 3 大区域来看,IFDI 对 OFDI 影响的地区差异较大。中部地区 IFDI 的系数为

0.354 6,且在 10%水平上显著,而东部、西部地区 IFDI 的系数都不显著,分别为 0.192 1 和 0.079 1。3 个地区人均 GDP 系数都为正数且在 1%水平上非常显著,东部地区系数为 4.585 1,高于西部的 3.397 9 和中部的 3.622 5,表明东部地区的人均 GDP 对 OFDI 的促进作用高于中、西部地区。人均出口系数只有在东部地区显著,中、西部均不显著,其中东部和西部对 OFDI 成负向影

响,而中部人均出口对 OFDI 成正向作用,表明人均出口过大或过小对 OFDI 的形成具有抑制的作用。

由上面的实证结果可以发现:中国 IFDI 对 OFDI 的促进作用总体并不明显,这与陈涛涛、潘文卿、陈晓研究中国 IFDI 促进 OFDI 的结论一致^[5]。这个实证结果好像与中国实际现状相矛盾,但是从东部、中部、西部区域角度,我们发现 IFDI 对 OFDI 的影响地区差异很大,且都表现为强弱不同的促进作用,其中中部作用最大。这说明了 IFDI 对 OFDI 的直接影响不明显,更多是间接影响。如 IFDI 进入中国,直接影响了产品市场、资源市场、金融市场、产业环境及投资政策的的变化,而中国的这些变化能够直接影响到本土企业 OFDI 的形成。IFDI 对 OFDI 影响的地区差异性,其原因理论上可以假设为区域内其他因素影响了 IFDI 向 OFDI 传导的通达性所致。因此,需要进一步验证不同规模水平的其他因素,是否能够导致 IFDI 和 OFDI 两者作用具有显著差异性。

$$\ln \text{OFDI}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{GDPP}_{it} + \alpha_2 \ln \text{EXPP}_{it} + \beta_1 \ln \text{IFDI}_{it} \cdot I(\ln \text{IFDI}_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 \ln \text{IFDI}_{it} \cdot I(\gamma_1 < \ln \text{IFDI}_{it} \leq \gamma_2) + \cdots + \beta_{n+1} \ln \text{IFDI}_{it} \cdot I(\ln \text{IFDI}_{it} > \gamma_n) + \varepsilon_{it}$$

(2)

$$\ln \text{OFDI}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{EXP}_{it} + \beta_1 \ln \text{IFDI}_{it} \cdot I(\ln \text{GDPP}_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 \ln \text{IFDI}_{it} \cdot I(\gamma_1 < \ln \text{GDPP}_{it} \leq \gamma_2) + \cdots + \beta_{n+1} \ln \text{IFDI}_{it} \cdot I(\ln \text{GDPP}_{it} > \gamma_n) + \varepsilon_{it}$$

(3)

$$\ln \text{OFDI}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{GDPP}_{it} + \beta_1 \ln \text{IFDI}_{it} \cdot I(\ln \text{EXP}_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 \ln \text{IFDI}_{it} \cdot I(\gamma_1 < \ln \text{EXP}_{it} \leq \gamma_2) + \cdots + \beta_{n+1} \ln \text{IFDI}_{it} \cdot I(\ln \text{EXP}_{it} > \gamma_n) + \varepsilon_{it}$$

(4)

其中, $i=1,2,\cdots,N$,表示不同的省市; $t=1,2,\cdots,T$,表示时间。 $I(\cdot)$ 为指标函数, $\gamma_1<\gamma_2<\cdots<\gamma_n$ 为 n 个不同水平门槛值。

本文运用 Stata 13.0 软件通过稳健性面板门槛估计方法,对 2003—2013 年中国 31 个省区市

四、IFDI 促进 OFDI 形成的门槛检验

为了进一步验证中国 IFDI 对 OFDI 的促进作用,揭示区域间影响作用差异性的原因,本文引入了面板门槛模型。该模型用来检测 IFDI 规模、人均 GDP 和人均出口是否存在门槛效应使得 IFDI 对 OFDI 的影响明显不同。

1. 面板门槛模型

门槛分析起源于 1978 年 Tong 提出的门限自回归模型,这是一种非线性时间序列模型,在经济领域广泛应用。后经发展应用于面板数据,特别是 Hansen 提出了采用“自体抽样法”检验计算统计量的渐进分布,判断门槛效应的显著性,使得面板门槛模型更加准确。本文采用 Hansen 的面板门槛回归方法^[13]。选取 $\ln \text{IFDI}$ 、 $\ln \text{GDPP}$ 和 $\ln \text{EXP}$ 为门槛变量,并且考虑到这 3 个变量影响 OFDI 与 IFDI 的关系可能存在多个门槛值,所以分别建立如下的 3 个多重门槛模型。

的全部样本进行检验,以期发现门槛效应的存在。其中门槛值的统计显著性检验,设置网格 300 个,并进行 500 次的“自抽样法”重复估计。

2. 门槛模型选择

表 2 分别给出了 3 个门槛变量单一门槛、双

表 2 门槛估计值及自抽样检验

门槛变量	模 型	<i>F</i> 值	门槛估计值	95%置信区间
lnIFDI	单一门槛	21.859***	15.543	[12.397,15.620]
	双重门槛	50.086***	11.731 15.620	[11.731,13.925] [15.543,15.628]
	三重门槛	0.000	12.397	[12.397,12.397]
lnGDPP	单一门槛	166.120**	9.499	[9.462,9.508]
	双重门槛	53.528***	10.253 9.384	[10.059,10.439] [9.340,9.499]
	三重门槛	0.000	9.755	[9.691,9.878]
lnEXP	单一门槛	6.901	7.082	[5.844,9.119]
	双重门槛	26.398***	8.001 5.719	[7.833,8.192] [5.504,9.345]
	三重门槛	0.000	5.894	[5.844,7.584]

重门槛和三重门槛的 F 统计量。从表 2 中可以发现,门槛变量 $\ln\text{IFDI}$ 在 1%水平下单一门槛和双重门槛极其显著,三重门槛不显著。鉴于双重门槛模型的 F 统计值较大,其自抽样门槛检验 P 值更低,变量 $\ln\text{IFDI}$ 选取双重门槛模型。门槛变量 $\ln\text{GDPP}$ 单一门槛在 5%水平上显著,双重门槛在 1%水平上极其显著,三重门槛不显著,选取双重门槛模型。门槛变量 $\ln\text{EXP}$ 在 10%水平上单一门槛和三重门槛都不显著,而双重门槛在 1%水平上极其显著,选取双重门槛模型。此外,表 2 在双重门槛模型下给出了 3 个变量的门槛估计值及其 95%的置信区间。 $\ln\text{IFDI}$ 、 $\ln\text{GDPP}$ 、 $\ln\text{EXP}$ 的两个门槛估计值分别为 11.731 和 15.62、9.384 和 10.253、5.719 和 8.001。

3. 面板门槛实证分析

表 3 列出了人均 GDP、人均对外出口及 IFDI 规模的双门槛模型估计结果。IFDI 规模双门槛模型中,所有变量参数估计在 1%水平上非常显著,IFDI 规模对 OFDI 具有明显的促进作用。当 IFDI 低于门槛值 12.436 8 亿人民币时,IFDI 每增加 1 个单位,将会带动 OFDI 增加 0.386 个单位;当 IFDI 规模处于 12.436 8 亿人民币和 607.686 8 亿人民币之间时,1 个单位 IFDI 的增

加将会带来 OFDI 增加 0.620 个单位;当 IFDI 规模跨过 607.686 8 亿人民币时,IFDI 促进 OFDI 的作用具有下降的趋势,其系数从 0.620 降低为 0.543。在人均 GDP 双门槛模型中,变量 $\ln\text{EXP}$ 在 5%水平上显著,与人均 GDP 门槛区间相对应的 3 个 $\ln\text{IFDI}$ 变量在 1%水平上显著。伴随人均 GDP 的增加,IFDI 促进 OFDI 能力逐渐增强。当人均 GDP 小于 11 896.51 元人民币时,每增加 1 个单位 IFDI,可以促进 0.867 个单位 OFDI 的增加;当人均 GDP 跨越这门槛且低于 28 367.52 元人民币时,IFDI 对 OFDI 的促进系数变为了 1.013;当人均 GDP 超过 28 367.52 元人民币时,IFDI 带动 OFDI 的系数增加为 1.124。在人均出口双门槛模型中,所有变量的参数估计在 1%水平上非常显著。随着人均出口规模的增加,IFDI 具有对 OFDI 的正向促进作用,但呈先增加后下降趋势。当人均出口规模小于 304.60 元人民币时,每增加 1 个单位 IFDI 可以促进 0.986 个单位 OFDI 的增加;当人均出口规模超过这个门槛值且小于 2 983.94 人民币时,IFDI 对 OFDI 的促进系数增加为 1.055;当人均出口超过第二个门槛值 2 983.94 元人民币时,IFDI 对 OFDI 的促进系数减弱为 0.909。

表 3 门槛模型系数估计结果

变量	人均 GDP 双门槛模型 系数门及槛取值	人均出口双门槛模型 系数及门槛取值	IFDI 规模双门槛模型 系数及门槛取值
C	-0.486(-0.28)	-35.12(15.78***)	-30.42(-15.46***)
$\ln\text{GDPP}$		3.355(18.75***)	4.000(30.48***)
$\ln\text{EXP}$	-0.333(-2.23**)	-0.709(-8.68***)	
$\ln\text{IFDI}_1$	0.867(8.48***) (GDPP<11 896.51)	0.986(11.06***) (EXP<304.60)	0.386(2.71***) (IFDI<12.436 8)
$\ln\text{IFDI}_2$	1.013(9.81***) (11 896.51≤GDPP<28 367.52)	1.055(11.18***) (304.60≤EXP<2 983.94)	0.620(5.60***) (12.436 8≤IFDI<607.686 8)
$\ln\text{IFDI}_3$	1.124(10.62***) (GDPP≥28 367.52)	0.909(10.99***) (EXP≥2 983.94)	0.543(5.08***) (IFDI≥607.686 8)

注:括号内为门槛值,GDPP、EXP 单位为元,IFDI 单位为亿元。

表 4 列出了中国 2004 年和 2013 年 31 个省区市 3 个门槛变量分布,它们进一步反映出人均 GDP、人均出口、IFDI 规模所产生的门槛效应与中国东、中、西部三大地区区间 IFDI 推动 OFDI 的差异性具有很大的相关性。在 IFDI 规模门槛效应中,2004 年只有西部的贵州、云南等 6 省处于第一个门槛之下;东部大部分、中部全部和西部绝大部分的 22 个省区市处于两门槛值中间;只有东

部江苏、山东、广东 3 省跨越了第二个门槛值。经过 10 年发展,到 2013 年 IFDI 规模的阶段分布变化不大,只有东部的天津、上海从第二阶段跨入了第三阶段,其他省区市基本上没有变化。总体而言,从 2004 年到 2013 年 31 个省区市 IFDI 规模分布呈两头小中间大的橄榄球形状,绝大部分省区市集集中在第二阶段,IFDI 促进 OFDI 的作用较第一、三阶段都强。这些说明我国的 IFDI 促进

OFDI 正处于快速增长时期,但未来随着跨过第二个门槛省区市的增加,IFDI 对 OFDI 的促进强度逐渐降低。人均 GDP 门槛效应中,2004 年 IFDI 促进 OFDI 的作用整体较弱,因为中、西部地区及东部地区河北、广西和海南都处于第一个门槛之下;只有东部地区的天津、辽宁等 7 省区市处于两个门槛中间,北京和上海两地超越了第二个门槛值。到 2013 年所有省区市的人均 GDP 都已经跨越了第一个门槛值,随着人均 GDP 的增加,IFDI 促进 OFDI 的作用逐渐增强。跨越第二个门槛值的省区市也由 2004 年的两个增加到 11

个,IFDI 对 OFDI 的推动效应也在增强。人均出口门槛效应中,2004 年只有西部的四川、贵州等 5 省处于第一门槛值以下;东部的北京、辽宁等 7 省区市跨越了第二门槛;其余的 19 个省区市如河北、上海等都处于两门槛之间。2013 年处于第二阶段的省区市数量保持不变仍为 19 个,只是第一阶段的江西、湖南、四川、贵州跨过门槛值进入了第二阶段,而第二阶段的青海滑落到第一阶段,上海、山东、重庆从第二阶段跨入了第三阶段。总体而言,随着人均出口的增加,IFDI 促进 OFDI 的作用呈先上升后下降趋势,目前中国正处于第二阶段。

表 4 门槛值及数据分布

门槛值及区间	省份(2004 年)	省份(2013 年)
GDPP<11 896. 51 (元)	河北、广西、海南、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、陕西、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆	—
11 896. 51≤GDPP<28 367. 52 (元)	天津、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东	河北、广西、黑龙江、山西、海南、安徽、江西、河南、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆
GDPP≥28 367. 52(元)	北京、上海	北京、上海、天津、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东、内蒙古、吉林
EXP<304. 60(元)	江西、湖南、四川、贵州、甘肃	甘肃、青海
304. 60≤EXP<2 983. 94 (元)	河北、广西、上海、山东、海南、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、重庆、陕西、青海、新疆、云南、西藏	河北、广西、海南、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、河南、安徽、江西、湖北、湖南、四川、贵州、云南、西藏、陕西、宁夏、新疆
EXP≥2 983. 94(元)	北京、辽宁、天津、江苏、浙江、福建、广东	北京、天津、辽宁、江苏、浙江、福建、广东、上海、山东、重庆
IFDI<12. 436 8(亿元)	贵州、云南、西藏、甘肃、宁夏、新疆	贵州、西藏、甘肃、青海、宁夏
12. 436 8≤IFDI<607. 686 8 (亿元)	北京、天津、河北、辽宁、上海、浙江、福建、广西、海南、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、重庆、四川、陕西、青海	北京、河北、辽宁、浙江、福建、广西、海南、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、重庆、四川、陕西、新疆、云南
IFDI≥607. 686 8(亿元)	江苏、山东、广东	天津、上海、江苏、山东、广东

通过门槛模型的检验分析,我们发现 IFDI 促进 OFDI 存在门槛效应,即它们两者的关系受 IFDI 规模、人均 GDP 及人均出口门槛值影响。在 IFDI 规模门槛效应中,随着 IFDI 规模的增加,IFDI 对 OFDI 的促进作用先增加后降低。由于东道国形成对外投资能力的大小与外商直接投资技术外溢的大小密切相关,而外商投资技术外溢又与 IFDI 规模相关,该结论与余泳泽(2012)探讨 IFDI 规模与外商技术外溢门槛效应的结论完全一致^[8]。在经济发展初期大量引入 IFDI,解决了

国内建设资金不足及技术落后的问题,IFDI 不仅为东道国积累了大量资本,而且通过技术外溢效应和竞争效应提高了本土企业国际竞争力,间接促进了对外投资的快速发展。随着 IFDI 流入规模的增加,当东道国众多跨国企业资本充足、技术水平相对较高且已具备对外投资能力时,IFDI 促进 OFDI 形成的资金优势和技术优势则逐渐下降。在人均 GDP 门槛效应中,经济发展水平越高,IFDI 对 OFDI 的促进作用越大。这与 Dunning(1981)的国际投资发展周期理论所隐含

的结论相一致,即随着人均国民收入的增加,对外直接投资也会增加^[2]。主要是经济发展水平高的地区,其对外开放度和技术水平较高,非常有利于 IFDI 技术资本效应的吸收,使得该地区形成对外投资能力的速度较快。在人均出口门槛效应中,随着跨越门槛值的增加,IFDI 对 OFDI 的促进作用先增强后减弱。IFDI 的增加势必会持续增加人均出口的规模。陈洁、蓝振风(2013)认为出口是企业对外投资的重要先导,当某商品的出口规模达到一定程度后,企业为了规避贸易壁垒、减少运输和生产成本会选择在商品销售国进行投资生产,从而出口会促进 OFDI 的增加,两者表现为互补性^[14],此时 IFDI 对 OFDI 的促进作用增强。当出口跨越门槛值以后,由于市场的有限性,若某种商品出口规模继续增加,势必会降低该商品对外投资的增速,甚至将来会减少对外投资,使得出口和对外直接投资由互补性逐渐转为替代性,进而 IFDI 对 OFDI 的促进作用减弱。

五、结论及启示

本文利用 2003—2013 年中国 31 个省区市的面板数据,首先验证了中国 IFDI 对 OFDI 的促进作用,尽管全国样本不支持这一结论,但使用区域样本检测出了促进效应,并且东部、中部、西部中促进作用大小具有明显的差异性,其中中部促进作用最大。其次,使用门槛模型进一步探索了 IFDI 促进 OFDI 地区差异性的深层次原因。我们发现 IFDI 促进 OFDI 的效应,在很大程度上受到 IFDI 规模、人均 GDP 及人均对外出口的影响。IFDI 规模存在两个门槛,随着逐级跨越门槛,其对 OFDI 的促进作用先是持续增加,后呈下降趋势。当前,只有东部极少数省区市超过了第二个门槛,IFDI 的促进作用减弱;东部、西部绝大部分及中部全部都处于 IFDI 高速促进 OFDI 的第一和第二个门槛值之间。人均 GDP 存在双门槛效应,其门槛规律为人均 GDP 越高,中国 IFDI 促进 OFDI 的作用越大。2013 年,中国东部地区除了河北、海南外都高于第二个门槛值,其 IFDI 的促进作用最大;其他地区处于两门槛值之间,IFDI 的促进作用较大。人均对外出口也存在双门槛效应,伴随其规模的增加,IFDI 对 OFDI 的促进作用呈先增强后减弱的趋势。目前,东部 9 省和重

庆市跨越了第二门槛,其 IFDI 的促进作用变小;中部全部和西部绝大部分省区市处于两个门槛值之间,IFDI 的促进作用最大;西部的甘肃、青海没有跨越第一个门槛值,IFDI 的促进作用较大。

IFDI 规模、人均 GDP 和人均出口的门槛值,对于“引进来”促进“走出去”及完善、调整两者相协调的国家战略具有如下启示:①根据人均 GDP 门槛效应,利用东部地区经济水平较高和基础环境较好的优势,重点吸引高质量外资,侧重于科技服务业和战略性新兴产业,最大可能地发挥外商投资对对外投资的推动作用。②运用外商投资规模的门槛效应,利用国家优惠政策加大中、西部地区吸引外资的规模,特别是借助“一带一路”战略的推进,西部地区对外投资可实现快速增加。③把握对外出口的门槛效应,重点提高东部地区出口产品的科技含量和出口商品的结构调整,中西部注重出口规模的增加,实现中国对外投资的持续发展^[15-23]。

参考文献:

- [1] 尹应凯. 试论发展中国家利用外资与对外投资的互动关系[J]. 国际贸易问题, 2002(1):36-39.
- [2] 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.
- [3] 陈涛涛,陈晓. 吸引外资对对外投资能力的影响机制——机制分析框架的初步构建[J]. 国际经济合作, 2015(5):4-11.
- [4] 万丽娟,彭小兵,李敬. 中国对外直接投资宏观绩效的实证[J]. 重庆大学学报(自然科学版), 2007,30(5):143-149.
- [5] 陈涛涛,潘文卿,陈晓. 吸引外资对于对外投资能力的影响研究[J]. 国际经济合作, 2011(5):4-13.
- [6] 肖光恩. 外商在华直接投资与中国对外直接投资能否相互促进?——基于 UNCTAD 1982—2007 年中国数据的实证分析[J]. 珞珈管理评论, 2010(1):106-113.
- [7] 李洪英. 中国对外投资与外商投资变结构协整分析[J]. 国际贸易问题, 2015(8):104-111.
- [8] 余泳泽. FDI 技术外溢是否存在“门槛条件”——来自我国高技术产业的面板门槛回归分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(8):49-63.
- [9] Goh S K, Wong K N, Tham S Y. Trade Linkages of Inward and Outward FDI: Evidence from Malaysia[J]. Economic Modelling, 2013,35:224-230.
- [10] Dunning J H, Kim C S, Lin J D. Incorporating Trade Into the Investment Development Path: A Case Study of Korea and Taiwan[J]. Oxford Development Studies, 2001, 29(2):145-154.