

中国FDI、OFDI对技术效率的影响研究

——基于省级面板数据的实证分析

惠宁^{1*}, 魏宛哲¹, 张勃¹, 丁海琨²

¹中国石油长庆油田公司, 陕西 西安

²中国石油测井公司, 陕西 西安

收稿日期: 2022年11月9日; 录用日期: 2022年11月29日; 发布日期: 2022年12月14日

摘要

为研究外商直接投资和对外直接投资对我国技术效率的影响, 本文选用随机前沿模型, 选取2009~2018年29个省(直辖市、自治区)的省际面板数据, 并构建C-D生产函数, 比较和分析FDI、OFDI的流量、存量对我国技术效率影响的短期效应和长期效应。研究结果表明: FDI与OFDI的流量、存量均对我国的技术效率有显著的增进作用, 且FDI的影响程度更深, 长期累积效应更加明显。同时, FDI与OFDI对技术效率的影响还存在地区差异, 东部地区技术效率比中西部地区高, 但受FDI与OFDI的影响程度较小。

关键词

FDI, OFDI, 技术效率, 随机前沿模型

The Influence of FDI and OFDI on Technical Efficiency in China

—Empirical Analysis Based on Provincial Panel Data

Ning Hui^{1*}, Wanzhe Wei¹, Bo Zhang¹, Haikun Ding²

¹PetroChina Changqing Oilfield, Xi'an Shaanxi

²CNPC Well Logging Company Limited, Xi'an Shaanxi

Received: Nov. 9th, 2022; accepted: Nov. 29th, 2022; published: Dec. 14th, 2022

Abstract

In order to study the impact of foreign direct investment and foreign direct investment on China's technical efficiency, this paper chooses the stochastic frontier model, selects the inter provincial panel data of 29 provinces (municipalities directly under the central government, autonomous re-
*通讯作者。

gions) from 2009 to 2018, and constructs the C-D production function to compare and analyze the short-term and long-term effects of FDI, OFDI flow and stock on China's technical efficiency. The results show that the flow and stock of FDI and OFDI have a significant effect on China's technical efficiency, and the impact of FDI is deeper, and the long-term cumulative effect is more obvious. At the same time, there are still regional differences in the impact of FDI and OFDI on technical efficiency. The technical efficiency of the eastern region is higher than that of the central and western regions, but it is less affected by FDI and OFDI.

Keywords

FDI, OFDI, Technical Efficiency, Stochastic Frontier Model

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

改革开放以来,我国外商直接投资规模持续扩大,实际利用外商直接投资总额不断增加。我国吸引的外商直接投资从上世纪 80 年代的每年不到 100 亿美元发展到如今国际直接投资流入年均超过 1000 亿美元。我国企业通过引进和利用 FDI,对企业的技术效率产生正向影响,尤其对效率寻求型企业具有明显的促进作用[1]。从 20 世纪 80 年代起,我国企业开始走上跨国经营的道路,尤其是进入 21 世纪以来,随着我国经济体量的快速增加和企业规模的扩大,OFDI 开始迅速增长,且增速维持高位[2],面对当前我国改革进入深水期、经济下行压力增大以及内外部环境不确定因素增多的情况下,如何更好的发挥外商直接投资和对外直接投资对我国技术效率的提升作用,促进产业转型升级,这就需要同时从 FDI 和 OFDI 流量、存量对于我国技术效率的影响进行全面考察,本文主要创新工作包括以下两方面:一是选用 2009~2018 年中国 29 个省(直辖市、自治区)全产业的省际面板数据,运用了 FDI 和 OFDI 的流量和存量指标来考察 FDI 和 OFDI 对我国技术效率影响的长短期效应;二是分东部、中部、西部地区探讨 FDI、OFDI 对技术效率影响的地区差异性,从而进一步分析我国地区发展差距的原因、探寻实现均衡发展的路径。

2. 文献综述

Castellani 等(2008)对意大利跨国企业进行实证研究,表明 OFDI 对母国的技术效率影响显著[3]。郭飞等(2012)对中国对外直接投资各行业全要素生产率及其分解指数,与国内各行业研发支出存量和通过对外直接投资获取的国外各行业研发支出存量进行面板数据的回归分析认为中国对外直接投资存在积极的逆向技术溢出效应,且第二产业的逆向技术溢出效应较强[4]。胡冬红(2013)通过分析了工业行业对外直接投资对技术效率的影响作用,认为对外直接投资显著提升了我国工业行业技术效率,且作用大于国内研发投入[5]。薛安伟(2017)对国际直接投资和进出口对技术效率影响研究表明,OFDI 和进口对技术效率有显著的正向影响,且贸易的影响大于投资[6]。改革开放以来中国经济长期高速增长,FDI 起到了重要的作用,李磊等(2018)等认为外资通过技术溢出效应提升了东道国企业的生产效率促进东道国经济社会的发展[7]。孙丽雅(2011)、胡朝霞(2010)就 FDI 对我国企业技术效率影响的实证研究,及李成友等(2018)基于东盟地区的研究,均得出 FDI 能有效提升工业企业技术效率的结论[8] [9] [10]。

不同学者关于 FDI 和 OFDI 对技术效率的影响所研究的层面、方法、因素的选取不同。由于 FDI 和 OFDI 对我国技术效率的增进均具有显著影响, 并且两者作用的发挥均具有时滞性和后延性, 我国已经从改革开放以来的国际上对外直接投资的输入国转变为全球主要的对外直接投资的输出国和输入国, 在当前经济新常态和产业转型升级的背景下, 技术效率的重要性越来越凸显。在基于现有文献的研究的基础上, 本文尝试从全方位的视角, 采用随机前沿模型的省际面板数据分析法, 就 FDI 和 OFDI 对我国技术效率的短期效应和长期累积效应进行实证分析, 同时考察其对我国东、中、西部三大区位的影响, 以期丰富外商直接投资和对外直接投资对我国技术效率影响的研究内容, 这对改变我国东中西部地区之间技术效率差异过大的现状也具有一定的现实意义。

3. 研究方法及模型设定

经济学意义上的技术效率衡量的是投入与产出间的关系, 是指既定投入下的产出最大化或既定产出时的投入最小化。目前对技术效率的测定有参数的随机前沿分析法(SFA)以及非参数的数据包络分析法(DEA)。由于非参数的 DEA 没有统计检验数作为样本拟合度和统计性质的参考, 且对观测数有一定限制, 进而影响观测结果的稳定性, 本文选用 SFA 对技术效率进行测算。

随机前沿模型最初由 Aigner DJ 和 Lovell CAK 等(1977) [11]提出, 将技术无效率因素加入到生产函数中, 反映出前沿生产与实际产量间的距离, 使模型更贴近于实际生产情况。该模型由两部分组成, 一部分用于考虑随机效应, 另一部分用于考虑技术效率水平。基于 20 世纪 20 年代提出的 Cobb-Douglas (C-D) 生产函数, 具体随机前沿生产函数模型如下:

$$Y_{it} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln X_{it} + V_{it} - U_{it}) \quad (2.1)$$

两边取对数得:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{it} + V_{it} - U_{it} \quad (2.2)$$

其中 Y_{it} 表示生产单位 i 在 t 时段的产出水平, X_{it} 表示生产单位 i 在 t 时段的生产要素投入, β_0 、 β_1 均表示模型的待估参数; 随机扰动项由两部分组成, 其中 V_{it} 为随机误差项, 表示统计误差, 服从独立于 U_{it} 的正态分布 $N(0, \sigma_v^2)$, U_{it} 表示技术无效率, 为非负随机变量。由此可得 $\exp(\beta_0 + \beta_1 X_{it} + V_{it})$ 为生产函数的随机前沿, $\exp(-U_{it})$ 为生产单位的技术效率值。

随机前沿模型的传统分析是将估计生产函数的随机前沿与测算技术效率值相结合, 实际上分为两阶段估计, 第一阶段通过对随机前沿生产函数的估计得到技术效率值, 第二阶段将技术效率作为因变量, 构建相关影响因素的回归函数。但该分析模式对非效率项的假设并非一致, 从而使得两阶段的效果可能无法同等有效。基于此, Battese 与 Coelli 于 1995 年在原有模型基础上, 对技术无效率项进行了进一步分析, 将其表示为一个确定性函数:

$$U_{it} = z_{it} \delta + W_{it} \quad (2.3)$$

U_{it} 为非负随机变量, 服从截断(在 0 处)正态分布 $N^+(z_{it} \delta, \sigma^2)$, W_{it} 为随机误差项。同时可得:

$$TE_{it} = (-z_{it} \delta - W_{it}) \quad (2.4)$$

由于在生产函数模型中 $(V_{it} - U_{it})$ 的期望值小于 0, 因此不能使用普通最小二乘法估计模型参数, 而应使用最大似然估计的方法。对于极大似然估计中 SFA 模型适用性的检验可以通过以下函数检验。

$$\gamma = \frac{\sigma^2}{\sigma_{it}^2 + \sigma^2} \quad (2.5)$$

其中 γ 介于 0 到 1 之间, 当 γ 趋于 0 时, 表明 σ^2 趋于 0, 即 U_{it} 对生产函数几乎无影响, 可用最小二乘法进行分析; 当 γ 趋于 1 时, 表明 σ_{it}^2 趋于 0, 此时 SFA 模型不适用。因此, 需对 γ 进行最大似然比检验。

为研究 FDI 与 OFDI 对技术效率的影响, 基于 Battese 与 Coelli (1995) [12] 的假设, 本文选取 2009~2018 年全国 29 个省(直辖市、自治区)的省际面板数据, 设定模型如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + V_{it} - U_{it} \quad (2.6)$$

$$U_{it} = \delta_0 + \delta_1 FDI_{it} + \delta_2 OFDI_{it} + \delta_3 OPD_{it} + \delta_4 D_{it} + W_{it} \quad (2.7)$$

$$TE_{it} = \exp(-U_{it}) \quad (2.8)$$

$$\gamma = \frac{\sigma^2}{\sigma_{it}^2 + \sigma^2} \quad (2.9)$$

式(2.6)为生产函数, 其中 Y_{it} 为 i 省(直辖市、自治区)在 t 年的产出水平, K_{it} 为 i 省(直辖市、自治区)在 t 年的资本投入, L_{it} 为 i 省(直辖市、自治区)在 t 年的劳动力投入, β_0 、 β_1 、 β_2 均为待估参数, 分别表示函数的纵截距、资本的产出弹性、劳动的产出弹性。

式(2.7)为技术无效率函数, FDI_{it} 为外商直接投资, $OFDI_{it}$ 为对外直接投资, OPD_{it} 为对外开放度, D_{it} 为地区差异。

式(2.8)为技术效率值函数, TE_{it} 为 i 省(直辖市、自治区)在 t 年的技术效率水平。若 $TE_{it} < 1$, 则为技术无效率状态; 若 $TE_{it} = 1$, 则为技术效率状态。

式(2.9)为技术无效率项方差与合成误差项方差的比值, 表示技术无效率的影响程度, 用于检验模型的合理性。其中 γ_{it} 为待估参数, 介于 0 和 1 之间, 越接近 1 则说明模型设定越合理。

4. 变量说明及数据来源

4.1. 变量说明与数据处理

本文选取 2009~2018 年全国 29 个省(直辖市、自治区)的省际面板数据作为研究样本, 将其划分为东、中、西部三大区域进行研究。由于考虑到本文选取数据的时间跨度, 为了更加合理、有效地对数据进行分析比较, 消除物价变动对数据的影响, 本文对有关变量进行了平减, 并以 2008 年为基期对变量进行不变价处理。

产出水平(Y), 即为生产过程中创造的各种有用的物品或劳务数量总和, 本文选取各省(直辖市、自治区)当年的地区 GDP 总量作为产出指标, 并以 2008 年为基期, 采用 GDP 平减指数对其进行平减, 以保持数据可比性。

资本投入(K), 指投资人向企业投入资本, 本文将资本存量作为衡量指标, 由于目前我国各省统计年鉴中没有资本存量的数据, 只有各地固定资产投资形成总额的数据, 我们需要对资本存量 K 进行估算。根据数据的可获取性, 本文采用目前国际通用的永续盘存法来估算资本存量[13]。在计算资本存量时运用的公式为:

$$K_{it} = K_{i,t-1} * (1 - \delta) + I_{it} \quad (3.1)$$

上式中 K_{it} 为 t 年份 i 地区的资本存量, $K_{i,t-1}$ 为 $t-1$ 年份 i 地区的资本存量, δ 为资本折旧率(本文采取自行假定法, 假定为 6%), I_{it} 为 t 年份 i 地区的固定资产投资形成总额。考虑到此公式与数列相似, 需得知首项, 而数据的获取有限, 本文选取 2008 年为基年, 将当年的各地区资本存量作为首项, 2008 年各地区资本存量的计算方法如下:

$$K_{i2008} = \frac{I_{i2008}}{\tau + g_i} \quad (3.2)$$

上式中 τ 为资本折旧率,已假定为6%; g_i 为投资增长率。考虑到在2009~2018年内各省(直辖市、自治区)经济发展处于稳态,投资均在正常范围内,本文以资本存量的增长率来代替投资增长率,因此, g_i 为固定资产投资形成总额的平均增长率[14]。并以2008年为基期对其进行不变价处理。

劳动力投入(L),即各地投入到生产中的劳动力数量。因此,本文采用各省(直辖市、自治区)年末从业人员数来衡量这一指标。由于该指标的计量单位为万人,因此无需进行价格调整。

本文对FDI分别设计了流量(FFDI)和存量(SFDI)指标,选取当年实际利用外商投资总额(FFDI)以及利用外商直接投资总额存量(SFDI)作为研究数据。其中,由于在官方统计数据中FDI以美元计价,为了保持各变量货币单位的统一性以及为了更好地研究FDI对我国的经济影响,本文搜集了2009~2018年美国的CPI数据,对FDI进行平减,并依照人民币兑美元汇率对其进行换算。而关于SFDI,本文采取与资本存量类似的计算方法,选定2008年为基期,通过FFDI计算SFDI。同时,为考察FDI的外资依存度,本文将FFDI/GDP与SFDI/K作为衡量FDI对我国技术效率影响的最终指标。

对外直接投资(OFDI),与FDI类似,本文对OFDI同样设计了两组指标,分别是流量(FOFDI)与存量(SOFDI),选取当年对外直接投资流量数据与当年对外投资存量数据。为保持FDI与OFDI数据的可比性,将FOFDI/GDP与SOFDI/K作为衡量对外直接投资的最终指标。对FOFDI与SOFDI的平减换算方法与FDI相同。

对外开放度(OPD),指各地区经济的对外开放程度,反映在对外交易的各个方面,通常对外开放首先表现在相对稳定的外贸进出口,因此,国际上一般将外贸依存度作为对外开放度的评估和衡量指标,本文采用进出口额与国内生产总值的比值表示[15]。

地区差异(D),该变量反映FDI、OFDI对历年技术效率增进影响的地区差异性。本文将属于东部地区的取值为1,属于中部地区的取值为2,属于西部地区的取值为3[16]。其中,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11个省(直辖市);中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西10个省(自治区);西部地区包括四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆8个省(自治区)。

4.2. 数据来源

本文搜集整理了2009~2018年29个省(直辖市、自治区)的面板数据,其中各地GDP总量、固定资产投资形成总额、年末从业人员数、当年实际利用外商直接投资总额、进出口总额均来源于《中国统计年鉴》(2009~2018)和《各省统计年鉴》(2009~2018),各地当年实际对外直接投资流量和当年对外投资存量来源于《中国对外直接投资统计公报》(2009~2018)。

4.3. 数据的描述性统计

对以上面板数据进行整理,并进行平减,分别计算出各变量的均值、标准差、最大值、最小值,其描述性统计结果如表1所示:

Table 1. Descriptive statistics of variables

表1. 变量的描述性统计

变量	定义	单位	均值	标准差	最小值	最大值
Y	各地产出水平	亿元	11,103.74	9032.34	864.95	37,963.38
FFDI	各地 FDI 流量	亿元	63.23	67.07	0.10	340.80
SFDI	各地 FDI 存量	亿元	807.38	1279.03	-18.27	6541.39
FOFDI	各地 OFDI 流量	亿元	2.12	3.80	0.0003	28.16

Continued

SOFDI	各地 OFDI 存量	亿元	11.69	19.73	0.0068	172.57
OPD	各地对外开放度	%	1.07	1.21	0.06	6.40
L	各地劳动力投入	万人	2722.33	1748.59	303.90	6767.00
K	各地资本投入	亿元	19,881.31	16,145.40	946.00	89,926.78
D	地区差异	/	1.97	0.85	1	3

5. 实证研究

面板数据进行的豪斯曼检验,用以判断随机效应还是固定效应。固定效应模型假定个体效应与其他解释变量相关,而随机效应假定不相关。经检验,采用固定效应。

分两个层面来实证分析 FDI 与 OFDI 对技术效率的影响。首先,利用 2009~2018 年 29 个省(自治区、直辖市)的省际面板数据分析 FDI、OFDI 对我国总体技术效率的影响,然后再进行分地区回归,分别研究 FDI、OFDI 对我国东、中、西地区技术效率的影响并比较其差异。在两个层面的分析中,本文均将 FDI、OFDI 分流量与存量代入模型,研究 FDI、OFDI 对我国总体与三大地区技术效率的短期和长期效应。需要说明的是,由于 $TE_{it} = \exp(-U_{it})$,若技术无效率函数部分的参数为负值,则表明参数与技术效率呈正相关;相反,若技术无效率函数部分参数为正值,则表明参数与技术效率呈负相关。

5.1. 模型适用性的检验

为检验 SFA 模型是否适用,本文采用广义似然比检验法进行检验,似然比统计量计算公式如下:

$$LR = -2[\ln L(H_0) - \ln L(H_1)] \quad (4.1)$$

其中, $\ln L(H_0)$ 与 $\ln L(H_1)$ 分别为零假设和备择假设的对数似然值,且通常认为 LR 近似服从自由度为待估参数个数的混合卡方分布。若 LR 在 1% 的置信水平下超过该检验的卡方分布临界值,说明 SFA 模型不合理,拒绝原假设,否则,接受零假设。从表 2 与表 3 的全样本回归估计结果可以看出,LR 单边检验值均较大,且均在置信水平为 1% 时显著,通过卡方分布检验。此结果可以说明 SFA 模型在本研究中具有很强的适用性,可以很好的解释各解释变量与被解释变量之间的关系,同时也说明了函数中的随机误差项与技术无效率项的显著存在性以及考虑技术无效率项对产出水平影响的必要性,因此,随机前沿模型比普通回归模型更能反映技术效率及其变化。

同时,两表中 γ 的检验值分别为 0.757 与 0.702,均大于 0 且接近于 1,通过显著性检验,说明生产函数模型中存在技术效率损失,且技术无效率项对生产函数的影响程度高,也体现了随机前沿生产函数模型使用的合理性,检验出普通最小二乘法在此模型的参数估计中并不适用。

5.2. 全样本计量分析

同时对 FDI 与 OFDI 的短期效应与长期累积效应进行了实证研究,全样本回归结果如表 2、表 3 所示。

Table 2. Whole sample regression results 1

表 2. 全样本回归估计结果 1

	变量	参数及统计量	估计值	标准差	T 统计值
随机前沿生产函数	常数项	β_0	1.860	0.202	9.223***
	lnL	β_1	0.214	0.037	5.707***
	lnK	β_2	0.757	0.038	19.773***

Continued

	常数项	δ_0	1.459	0.292	4.998 ^{***}
	FFDI/GDP	δ_1	-0.406	0.249	-1.631 [*]
技术无效率函数	FOFDI/GDP	δ_2	-0.083	0.206	-4.053 ^{***}
	OPD	δ_3	-0.188	0.044	-4.238 ^{***}
	D	δ_4	-0.278	0.079	-3.527 ^{***}
	δ^2		0.082	0.009	8.955 ^{***}
	γ		0.757	0.143	2.497 ^{**}
	对数似然值		-49.056		
残差及诊断信息	LR 单边检验误差		214.848 ^{***}		
	样本数		290		
	横截面数		29		
	年数		10		

注：“*”、“**”、“***”分别表示参数估计值在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。

Table 3. Whole sample regression results 2

表 3. 全样本回归估计结果 2

	变量	参数及统计量	估计值	标准差	T 统计值
	常数项	β_0	2.247	0.229	9.815 ^{***}
随机前沿生产函数	lnL	β_1	0.304	0.033	9.364 ^{***}
	lnK	β_2	0.608	0.038	16.204 ^{***}
	常数项	δ_0	-0.676	0.305	-2.212 ^{**}
技术无效率函数	SFDI/K	δ_1	-1.554	0.243	6.395 ^{***}
	SOFDI/K	δ_2	-0.397	0.215	1.848 [*]
	OPD	δ_3	-0.059	0.024	-2.515 ^{***}
	D	δ_4	-0.191	0.051	-3.713 ^{***}
	δ^2		0.066	0.006	11.314 ^{***}
	γ		0.702	0.335	3.046 ^{***}
	对数似然值		-16.884		
残差及诊断信息	LR 单边检验误差		279.192 ^{***}		
	样本数		290		
	横截面数		29		
	年数		10		

注：“*”、“**”、“***”分别表示参数估计值在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。

表 2 为 FDI 与 OFDI 对技术效率影响短期效应的参数估计结果，从随机前沿生产函数中可以看出，劳动力与资本的产出弹性分别为 0.214、0.757，且均通过置信水平为 1% 的显著性检验，说明劳动力与资本的投入对地区产出水平具有显著的促进作用，每增加 1% 的劳动力投入与资本投入，地区产出水平分别会有 21.4 个百分点、75.7 个百分点的提升。比较两者的弹性大小，可得出我国产出水平提高主要依靠生

产技术等资本投入的拉动,说明近年我国经济建设取得了巨大成就,由注重数量的粗放型经济向注重质量的集约型经济的转型实现重大突破,新技术、新工艺在生产中的投入逐渐加大。从技术无效率函数中可以看出,我国外商直接投资流量的影响系数估计值为-0.406,通过置信水平为10%的显著性检验,说明FDI流量对我国技术效率呈正向影响,具有显著的促进作用,且FDI每增加1%,技术效率将增进40.6个百分点;我国对外直接投资流量的影响系数估计值为-0.083,通过置信区间为1%的显著性检验,说明OFDI流量对我国技术效率也呈正向影响,促进作用明显,OFDI每增长1%,技术效率将增进8.3个百分点。就两者数值来看,FDI的影响系数远大于OFDI的影响系数,说明在短期效应方面,相比于对外直接投资,现阶段大规模使用的外商直接投资对我国技术效率作用更加明显。另外,对外开放度(OPD)与地区差异(D)的回归系数分别为-0.188、-0.278,且均通过置信水平为1%的显著性检验,说明OPD与D对技术效率存在显著的正向影响,从数值来看,相较于对外开放度,地区差异对技术效率的影响更大,说明了现阶段我国经济地区发展不平衡导致三大地区间技术效率差异显著。

表3为FDI与OFDI对技术效率影响长期效应的参数估计结果,其中,随机前沿生产函数各参数估计值与表2中反映的结果基本一致。在技术无效率函数中,FDI存量资本依存度的参数估计值为-1.554,通过置信水平为1%的显著性检验,说明FDI存量对我国技术效率的增进作用十分显著,且存量每增加1%,技术效率就增进155.4%;OFDI存量资本依存度的影响系数估计值为-0.397,通过置信水平为10%的显著性检验,说明其对即使效率的增长具有显著的促进作用,但相比于FDI存量,其促进作用较小。由此可看出,就长期效应来看,FDI对我国技术效率的促进作用比OFDI要大得多。

比较两个全样本回归的估计结果,不难看出,FDI、OFDI对我国技术效率影响的短期效应与长期效应间存在差异。随着各年流量的累积,FDI对技术效率的促进作用也在逐年累积,FDI与OFDI对技术效率促进作用之间的差距加大,从而使得FDI对技术效率的长期累积效应远大于OFDI对技术效率的长期累积效应。

5.3. 分地区回归结果

为进一步研究地区差异对技术效率的影响,本文运用随机前沿模型分别进行了东部、中部、西部地区的回归,表4为模型的分地区回归结果。

Table 4. Sub-regional sample regression results

表4. 分地区回归估计结果

	变量	估计值	标准差	T 统计值
东部地区	FFDI/GDP	-0.674	0.302	-2.228**
	FOFDI/GDP	0.011	0.220	4.908***
	SFDI/K	-0.247	0.754	3.283***
	SOFDI/K	0.254	0.329	7.719***
中部地区	FFDI/GDP	1.763	0.555	3.178***
	FOFDI/GDP	-1.457	0.612	-2.381**
	SFDI/K	2.864	1.352	2.117**
	SOFDI/K	-0.545	0.879	-0.619
西部地区	FFDI/GDP	4.309	2.165	1.990*
	FOFDI/GDP	-1.089	0.527	-2.068**
	SFDI/K	4.977	0.472	10.545***
	SOFDI/K	-1.184	1.274	-0.929

注：“*”、“**”、“***”分别表示参数估计值在10%、5%和1%的置信水平上显著。

东部地区所有系数的估计值均通过置信水平为 1% 的显著性检验, 其中, FDI 的流量与存量对技术效率呈正向影响, FDI 流量每增加 1%, 技术效率将增进 67.4%, FDI 存量每增加 1%, 技术效率将增进 24.7%; OFDI 的流量与存量的回归系数分别为 0.011、0.254, 说明这两者对东部地区技术效率的改善可能存在抑制作用。中部地区的所有系数估计值中, 只有 OFDI 存量未通过显著性检验。其中, FDI 的流量与存量的回归系数为 1.763、2.864, 两者均为正数, 说明 FDI 的流量与存量可能对中部地区技术效率的增进存在抑制作用; OFDI 流量的系数估计值为-1.457, 说明其对技术效率存在显著的正向影响, 且影响程度大, OFDI 存量的系数估计值为-0.545, 由于其未通过显著性检验, 说明相较于东部地区, 中部地区的 OFDI 存量虽然对技术效率具有正向影响, 但影响并不显著。与中部地区类似, 西部地区的所有参数估计值中, 只有 OFDI 存量的回归系数未通过显著性检验。其中, FDI 的流量与存量的回归系数分别为 4.309、4.997, 说明这两者对西部地区技术效率的抑制作用较强; OFDI 流量与存量的回归系数值分别为-1.089、-1.184, 说明两者均对西部地区的技术效率呈正向影响, 且影响程度相差不大。

6. 结论与启示

本文基于 2009~2018 年全国 29 个省(直辖市、自治区)的省际面板数据, 通过建立随机前沿模型, 实证研究了 FDI 与 OFDI 的流量、存量对技术效率的影响, 并分全国和三大地区进行了样本回归。研究结果表明: 1) 在我国生产过程中, 存在技术无效率的影响, 且影响显著。2) 无论是从短期效应还是长期效应来看, 在 FDI 与 OFDI 中, 明显前者对我国总体技术效率影响更大。3) FDI 与 OFDI 对技术效率的影响存在显著的地区差异, 相较于东部地区, 中西部地区的 FDI 与 OFDI 对技术效率的影响更为显著, 说明近年来我国加强中西部地区对 FDI 与 OFDI 的利用, 以此推动各地区技术效率的增长, 同时也提高了 FDI 与 OFDI 在地区生产总值、资本投入中的比重。分地区回归中, FDI 与 OFDI 并非均对各地区技术效率产生正向影响, 可能是由于 FDI 与 OFDI 存在滞后性, 或近年来地方政策的实施。

这些特征在我国持续推进改革开放的背景下, 通过加大国际合作提升技术效率、推动产业转型升级、实现区域均衡发展提供了一定的政策启示: 1) 逐步加大对于技术性企业和研究机构的投资导向力度, 通过对外投资利用国际先进技术和研发平台, 以促进我国企业对外科技人才和高端管理人员的交流, 技术水平的提升, 推动我国技术效率的提升, 使 OFDI 发挥更大的正向作用。2) 进一步提高外商直接投资的质量, 对其引入的内容和方式要合理选择, 要设置一定技术水平和环保要求, 并对高新技术企业的投资提供一定的政策支持。3) 东部地区 FDI 和 OFDI 存量最多, 同时也是受益最大的地区, 在积极向技术创新驱动转型的过程中要发挥人力资本、金融、区位优势, 增强 FDI 的本地根植性和 OFDI 的逆向溢出效应, 持续提升技术效率; 中部地区避免依赖外部要素的进入而导致内部发展或积累的动力丧失, 实现 FDI 企业与本土形成互补配套, 要为那些具有向上下游产业链有技术溢出效应的 FDI 投资提供必要支持; 西部地区产业优势集中于资源密集型行业, 尤其需要加大创新研发经费投入, 应在加大 FDI 的引入同时减少独资企业的引进, 同时引进 FDI 要与本土企业在组织规模和技术水平上形成层级和差异, 注重技术效率的改善及本土企业的技术吸收能力。中西部地区企业在发挥产业优势的同时, 应加大对外高技术行业的投资力度, 以利于促进本土企业技术效率的提升, 促进产业结构优化升级。4) 在当前国际投资环境不确定性因素增多的情况下, 我国作为全球最主要的投资目的国和对外投资国, 如何协调好“走出去”和“引进来”之间的关系, 以促进我国在新常态下的可持续发展和提升国际话语权, 需要政府决策部门之间相互协调, 提高相关决策的效率和精准度, 并出台配套的政策支持提升技术寻求型对外直接投资所占比重和企业技术创新能力。

参考文献

- [1] 吴天明, 黄春桃. 中国企业对外直接投资的动因: 逆向投资与顺向投资的比较研究[J]. 中国工业经济, 2016(1):

- 99-113.
- [2] 惠宁, 周晓唯. 中国企业对外直接投资区位选择及其决策研究[J]. 兰州文理学院学报(社会科学版), 2018, 34(4): 70-75.
- [3] Castellani, D., Mariotti, I. and Piscitello, L. (2008) The Impact of Outward Investment on Parent Company's Employment and Skill Composition Evidence from the Italian Case. *Structural Change and Economic Dynamics*, **19**, 81-94. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2007.11.006>
- [4] 郭飞、李冉. 中国对外直接投资的逆向技术溢出效应——基于分行业面板数据的实证研究[J]. 海派经济学, 2012, 10(3): 59-67.
- [5] 胡冬红. 外向型 FDI 与工业行业技术效率提升研究——基于工业行业的省际面板数据[J]. 软科学, 2013, 27(7): 47-51.
- [6] 薛安伟. 国际直接投资与进出口对技术效率的影响——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 世界经济研究, 2017(2): 80-89, 138.
- [7] 李磊, 冼国明, 包群. “引进来”是否促进了“走出去”? ——外商投资对中国企业对外直接投资的影响[J]. 经济研究, 2018, 53(3): 142-156.
- [8] 孙丽雅. FDI 对我国工业企业技术效率的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 北京: 北京科技大学, 2011.
- [9] 胡朝霞. FDI 对中国服务业全要素生产率的影响——基于随机前沿面板数据模型的分析[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2010(4): 115-122.
- [10] 李成友, 王韧, 宿玉海. 进出口贸易、FDI 与国家技术效率变迁——基于东盟“10+3”地区的实证分析[J]. 宏观经济研究, 2018(6): 53-65.
- [11] Aigner, D., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (1977) Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Model. *Journal of Econometrics*, **6**, 21-37. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5)
- [12] Battese, G.E. and Coelli, T.J. (1995) A Model of Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production for Panel Data. *Empirical Economics*, **20**, 325-332. <https://doi.org/10.1007/BF01205442>
- [13] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952-2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(10): 17-31.
- [14] 谢群, 员晓哲. 技术效率测算前沿分析方法的比较研究[J]. 工业技术经济, 2009, 28(3): 131-134.
- [15] 邵玉君. FDI、OFDI 与国内技术进步[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(9): 21-38.
- [16] 黄莉芳, 洪琳琳, 郭玮. 中国生产性服务业技术效率测算与影响因素分析[J]. 首都经济贸易大学学报, 2011, 13(2): 16-23.