

OFDI 技术寻求动机与出口强度

——浙江跨国企业的证据

李洪亚

(宁波大学 商学院, 浙江 宁波 315211)

摘要: 强调对外直接投资(OFDI)技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响富有政策含义。在探讨 OFDI 技术寻求动机对出口强度影响机理的基础上,把浙江 OFDI 企业与东道国数据相结合进行实证研究。结果表明:(1) OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度具有显著的正向效应;(2) 究其影响途径,企业生产率与盈利能力均显著正向影响跨国企业出口强度,然而,OFDI 技术寻求动机对企业生产率产生正向效应的同时,OFDI 面临竞争性的加强也会降低企业利润率;(3) 相对于发展中国家或欠发达国家,OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度的正向影响在发达国家相对较小。此外,基于企业所有制、规模与年龄等分组研究结果表明:OFDI 技术寻求动机对不同类型跨国企业出口强度的影响呈现异质性特征。研究可以为浙江实施 OFDI 拉动出口提供现实借鉴,也可以为国家实施“走出去”发展战略,推动出口相关政策的制定提供地方视角的微观证据。

关键词: 对外直接投资;技术寻求动机;生产率;盈利能力;出口强度

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)03-0014-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.03.002

一、引言

2000 年中国“第十个五年计划”已把积极实施“走出去”发展战略作为促进产业转型与技术升级,推动经济增长的重要战略部署。对外直接投资(OFDI)权限下放与政府政策支持推动中国 OFDI 快速增长,这一政策一直延续至今^[1-2]。进入 21 世纪,中国加入 WTO 以后,越来越多的企业选择了对外直接投资,中国 OFDI 的规模呈现出迅猛增长的态势^[3]。数据显示,2003—2017 年间中国 OFDI 流量年均增长率为 36.91%。然而,近年来,受全球宏观经济形势及出口贸易企业自身发展中存在的结构性矛盾的影响,中国出口贸易呈现规模下降、增速放缓的局面。2003—2017 年中国出口总额增长率年均均为 14.89%^①。同全国 OFDI 与出口形势相似,近年来,浙江省 OFDI 增长迅速,然而出口贸易作为浙江经济发展中的一支重要力量面临稳增长、调结构和提质量等多方面挑战,其增长乏力。2004—2017 年浙江 OFDI 流量增速年均高达 64.15%,而出口增速年均仅为 15.86%^②。可见,不管是从全国整体来看,还是从地方省份浙江省来看,现阶段,都存在着 OFDI 增长迅速而出口增速下滑的趋势。OFDI 是替代还是促进了出口?从理论上来看,对二者之间关系的研究结论并无定论。一种观点认为,OFDI 与出口之间具有替代关系,如 Mundell^[4]的要素价格均等化理论、Vernon^[5]的国际产品生命

收稿日期:2019-01-13;修回日期:2019-03-10

作者简介:李洪亚(1979—),男,安徽亳州人,宁波大学商学院讲师,研究方向为跨国投资与国际贸易。

基金项目:国家社会科学基金后期资助项目(18FJY004);教育部人文社会科学研究青年基金项目(18YJC790077);浙江省哲学社会科学规划课题(17NDJC109YB)

周期理论以及 Brainard^[6] 的邻近-集中权衡 (proximity-concentration trade-off) 理论等均支持这一观点。而另一种观点则认为, OFDI 与出口之间具有互补关系, 如 Schmitz and Helmberger^[7]、Purvis^[8]、Helpman^[9] 以及 Helpman and Krugman^[10] 的研究。而 Kojima^[11] 的研究则认为: 来自投资国不具有比较优势产业的 OFDI 会对出口产生互补效应, 而来自投资国拥有比较优势产业的 OFDI 则会对出口产生替代效应。然而, 关于中国 OFDI 对出口影响的众多研究表明, 中国 OFDI 对出口具有显著的正向促进作用^[12-16]。面对中国出口下滑的形势, OFDI 可以成为推动中国出口的一条重要途径。积极实施“走出去”发展战略促进进出口已成为一种政策必然。进一步地, 如何通过实施 OFDI 来拉动出口? 这一问题成为当前需要解决的重要议题。随着经济全球化趋势的加强以及跨国公司全球竞争的加剧, 为获取东道国技术外溢效应, 提高跨国企业出口强度而开展的投资活动变得日益突出。技术寻求型 OFDI 是获取逆向技术溢出、促进技术进步、提高出口强度的一种机制。因而, 强调 OFDI 技术寻求动机对出口强度的影响具有重要意义。

鉴于此, 本文在分析 OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度影响机理的基础上, 采用浙江跨国企业 OFDI 与出口数据进行实证研究。其中, 采用浙江企业数据进行研究具有特别意义。如图 1 所示, 2003—2017 年间, 浙江出口总额占全国出口总额的比重平均为 11.1%, OFDI 流量占全国 OFDI 流量的比重平均为 2.74%, 而且这一期间其比重一直呈上升趋势。可见, 浙江不仅是外贸强省, 也是对外直接投资大省, 因此选择民营经济发达、中小企业众多、外向经济发展程度较高的沿海省份浙江省进行研究具有代表性。

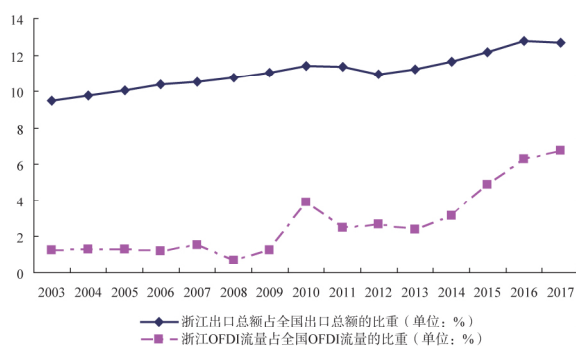


图 1 2003—2017 年浙江出口总额与 OFDI 流量占全国的比重

二、影响机理与研究假说

本部分以 OFDI 与出口的实际情况为背景, 分析 OFDI 技术寻求动机对出口强度影响及其在不同经济发展水平东道国之间的差异性, 为实证分析提供理论基础。

(一) OFDI 技术寻求动机与出口强度: 一般机理

在通常研究中, 根据投资动机不同, 可把 OFDI 分为四类: 市场寻求型(水平型)、效率寻求型(垂直型)、战略资产寻求型与资源寻求型 OFDI。其中, 效率寻求型与战略资产寻求型 OFDI 可归为技术寻求型 OFDI^③。由于投资动机不同, 不同类型 OFDI 的出口贸易效应会有差异。市场寻求型 OFDI 主要实行本地化生产而不是利用出口来满足东道国市场需求。一方面, 如果本地化生产能够利用当地的先进技术与优质的生产管理经验的, 将会促进跨国企业生产率的提高, 相应可以提高出口强度。但另一方面, 由于市场寻求型 OFDI 与出口之间存在替代关系, 将会导致出口生产的减少。综合看, OFDI 市场寻求动机影响跨国企业出口强度的效应可能相对较小或不显著。而资源寻求型 OFDI, 主要以获得东道国的自然资源为目的, 这种 OFDI 寻求动机对出口强度的影响效应也相对较小^④。

相对于市场寻求型与资源寻求型 OFDI, 技术寻求型 OFDI 的目的是获得技术进步。其一, 效率寻求型或垂直型 OFDI, 即企业以最低的生产成本把不同的生产过程分布到不同的国家, 实施全球化资源配置^[10]。效率寻求型 OFDI 强化了国内与国际市场之间的联系, 通过在国外建立研发中心或合资企业学习他国先进管理经验和生产技术, 也可以利用产业关联效应实现投资收益反馈促进上下游有关产业链的个性化生产^[17], 这将有助于提高 OFDI 企业的技术效率。从短期来看, 效率寻求型 OFDI 本身会减少国内生产, 进而降低本国出口。从长期来看, 如果垂直型 OFDI 能够使企业以较低的成本进口中间产品来生产更多的最终产品时, 就可以实现公司全球价值链的延伸, 带来生产率的

提高及竞争力的提升^[18-19]。因此,效率寻求型 OFDI 可以通过提高跨国企业效率来提高跨国企业出口强度。但是,如果企业不能提升在全球价值链中的竞争力,由于对外投资对国内投资的替代,效率寻求型 OFDI 将会降低企业生产率^[20],负向影响出口强度。其二,战略资产寻求型 OFDI,目的是为了获得新技术与新品牌等战略性资产以提高国际竞争力,同样短期内可能会降低出口强度。而长期来看,如果跨国企业能够通过战略性资产投资带来技术溢出效应,也能够促进出口强度。从而,不管是效率寻求型 OFDI 还是战略资产寻求型 OFDI,能否提高出口强度,取决于实施技术寻求型 OFDI 能否获得逆向技术溢出推动技术进步。

随着中国经济技术发展水平的逐渐提高,中国 OFDI 的技术吸收能力不断提升,以技术寻求为主投向发达国家的 OFDI 比重开始呈上升态势,并逐渐扩展到科学研究、技术服务和计算机服务与软件业等复杂技术领域。这一现象在浙江表现得比较突出^⑤。近年来,浙江民企海外投资实力和国际化水平显著增强,涌现出吉利、万向、华立、恒逸石化与正泰等一批优秀跨国企业,尤其是高技术、新能源、电力与军工等战略性新兴产业海外投资发展迅速。其中,比较典型的如吉利并购沃尔沃获得了核心关键技术与品牌,实现了产品结构升级和国际化发展^[21]。从 OFDI 东道国特征来看,OFDI 东道国技术水平越高,即 OFDI 技术寻求动机越强,越有可能提高跨国企业的技术水平与技术竞争优势,从而技术寻求型 OFDI 可通过技术引进与创新来改善产品生产环节、提高产品质量、开发新产品以及增加产品种类等,最终推动出口强度。因此,相对于 OFDI 市场寻求动机与资源寻求动机,OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响也更为显著。由以上分析,提出研究假说 1:

假说 1: OFDI 技术寻求动机越强,跨国企业出口强度越大。

(二) 东道国经济发展水平异质性考察

中国 OFDI 在不同经济发展水平国家具有显著差异。从 OFDI 流向来看,2003—2017 年间流向发展中国家(或欠发达国家)的中国 OFDI 流量总额均高于流向发达国家的流量总额;但是,从 OFDI 流量增长速度来看,流向发达国家 OFDI 流量的增长速度要远高于流向发展中国家的增长速度,在 2004—2017 年间流向发达国家的中国 OFDI 流量年均增长率为 70.12%,而流向发展中国家的中国 OFDI 流量年均增长速度为 39.21%;而且,自 2014 年以来,流向发达国家 OFDI 流量的均值已超过流向发展中国家 OFDI 流量的均值^⑥。由于 OFDI 流向不同国家的寻求动机不同,OFDI 不是同质的^[22]。根据现实的观察与既有的研究,中国在发展中国家的 OFDI 主要是为了寻求市场与资源,而对发达国家的投资大多为战略资产寻求型或效率寻求型 OFDI^[23]。实证检验也表明,中国对高技术水平发达国家的直接投资具有显著的技术寻求动机^[24]。因此,有必要探讨东道国经济发展水平异质性的 OFDI 技术寻求动机对出口强度的不同潜在影响。

具体可以从如下方面进行分析。第一,在作用机制方面。对发达国家投资多为技术寻求型 OFDI,主要体现在对生产率的间接影响效应上,从而向发达国家投资对跨国企业出口强度的直接影响效应相对较小;而对发展中国家投资多为市场寻求型与资源寻求型 OFDI,对跨国企业出口强度的直接影响效应则相对较强。第二,在影响渠道方面。发达国家拥有较高的经济技术发展水平,往往是全球最新技术与新产品的发源地^[25]。因此,跨国企业 OFDI 向发达国家进行技术寻求更能够提高生产率,通过生产率的提高来推动跨国企业出口强度。但同时,跨国企业 OFDI 向发达国家进行技术寻求也将面临更大的竞争性,这又会降低企业的利润率,负向影响跨国企业出口强度。这两种渠道对跨国企业出口强度的作用是相反的。相应地,发展中国家的经济技术发展水平相对较低,虽然跨国企业 OFDI 向发展中国家进行技术寻求对于提高生产率的效应较小,但面临的竞争也较低,这对于提高跨国企业出口强度也会带来有利影响。第三,在技术创新特征方面。发达国家的技术创新水平较高,国家间的技术差距相对较小,而发展中国家技术创新水平较低,国家间的技术差距相对较大^⑦。因此,尽管整体上 OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度具有显著正向影响,但是,在发达国家

OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响相对较小,而在发展中国家 OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响则相对较高。综合以上分析,提出研究假说 2:

假说 2: OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响在发达国家比在发展中国家或欠发达国家相对较小。

三、计量模型、变量与数据

基于以上理论探讨,下文将实证研究 OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响效应。其实证基础主要包括模型设立与估计方法、变量选择与数据说明三个方面。

(一) 模型与方法

为考察 OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响效应,本文基本模型设立为:

$$Ex_{j\mu} = \alpha_0 + \alpha_1 A\ln Patent_{it} + X\beta + \tilde{\omega}_j + \mu_h + v_t + \tilde{\omega}_j \times v_t + \mu_h \times v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 j 表示跨国企业个体 t 表示时期年份。被解释变量为 $Ex_{j\mu}$, 表示跨国投资企业出口强度。主要解释变量为 $A\ln Patent_{it}$, 用来衡量 OFDI 技术寻求动机。 X 为一组相关控制变量构成的向量,包括: $OFDIS_{it}$ 、 $\ln TFP_{it}$ 、 $\ln L_{it}$ 、 $\ln Age_{it}$ 、 $\ln KL_{it}$ 与 ROA_{it} , 分别表示 OFDI 密集度、企业生产率、企业规模、企业年龄、企业的资本劳动比以及企业的盈利能力变量。 $\tilde{\omega}_j$ 为所有制固定效应 μ_h 为行业固定效应 v_t 为时间年份固定效应 $\tilde{\omega}_j \times v_t$ 与 $\mu_h \times v_t$ 分别为所有制固定效应以及行业固定效应与时间年份固定效应的交互项 ε_{it} 为随机扰动项。由于模型同时包含所有制、行业以及时间年份固定效应,本文采用多重高维固定效应模型进行估计。

(二) 变量选取

(1) 出口强度 ($Ex_{j\mu}$)。出口强度 $Ex_{j\mu}$ 通常用来测度企业参与出口市场的程度。基于既有研究^[26-28] 本文选择跨国企业出口额 $Export_{it}$ 与企业规模的比值来衡量出口强度,其中 $j=1, 2, 3$, 分别表示用企业就业人数 L_{it} 、资产总额 $Tlast_{it}$ 与营业总收入 $Revenue_{it}$ 衡量企业规模。相对以往研究,本文更关注企业就业规模对出口的影响,所以主要采用企业就业人数衡量企业规模,相应地,其出口强度也主要采用企业就业人数衡量企业规模计算得到。同时,为检验结果的稳健性,还采用企业资产总额与营业总收入衡量企业规模来计算企业出口强度,其计算公式分别为:

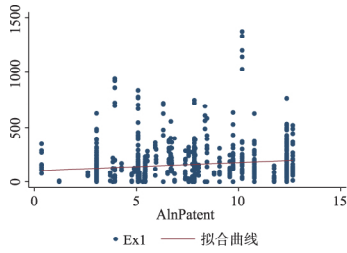
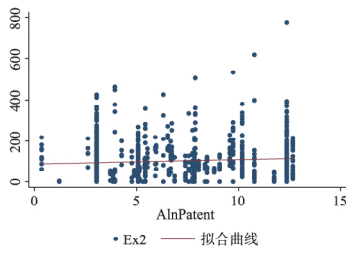
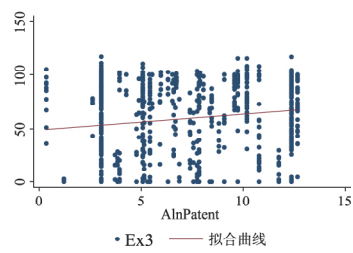
$$Ex_{1\mu} = Export_{it} / L_{it} \quad (2)$$

$$Ex_{2\mu} = (Export_{it} / Tlast_{it}) \times 100\% \quad (3)$$

$$Ex_{3\mu} = (Export_{it} / Revenue_{it}) \times 100\% \quad (4)$$

(2) OFDI 技术寻求动机 ($A\ln Patent_{it}$)。对 OFDI 技术寻求动机,本文采用跨国投资企业的东道国居民申请专利数量的对数 $A\ln Patent_{it}$ 来表示^[24]。因为,东道国居民申请专利数量越大,说明东道国的技术创新水平越高,从而对其投资的 OFDI 技术寻求动机越强。所以 $A\ln Patent_{it}$ 可用来衡量 OFDI 技术寻求动机。由于东道国居民申请专利数量部分年份数据存在缺失,为了能使用更多的观测值,本文主要采用样本期间东道国居民申请专利数量对数的年平均值 $A\ln Patent_{it}$ 来衡量。图 2 至图 4 关于 OFDI 技术寻求动机与出口强度变量关系的散点图与拟合曲线显示: OFDI 技术寻求动机越强跨国企业出口强度越大。此外,本文还以东道国高科技产品出口额占制成品出口额比重 AHT_{it} ^[29] 以及东道国研发支出占国内生产总值的比重 ARD_{it} 作为 OFDI 技术寻求动机的替代变量进行稳健性检验。同样,为了能够使用更多的观测值,采用样本期间各变量的年平均值衡量 OFDI 技术寻求动机。

(3) 企业生产率 ($\ln TFP_{it}$)。本文用全要素生产率 $\ln TFP_{it}$ 来衡量企业生产率,并采用生产函数核算法对其进行测算。关于生产函数的估计,研究表明利用 OP 法^[30] 与 LP 法^[31] 等半参数方法有助于解决传统计量方法中的内生性和样本选择问题,会使估计结果更为精确。相对于 OP 法采用投资作为不可观测生产率扰动因素的代理变量,LP 法采用中间投入估计更为有利。然而,由于劳动投入

图2 AlnPatent 与 Ex_1 图3 AlnPatent 与 Ex_2 图4 AlnPatent 与 Ex_3

与中间投入之间存在相关性,使得 LP 法第一阶段估计可能产生多重共线性问题。Akerberg *et al.* [32] 对 LP 法进行了改进,提出 ACF 方法,在第一阶段估计时将劳动投入纳入中间投入决策需求函数以克服多重共线性问题。相比 OP 法与 LP 法,ACF 法估计生产函数在处理内生性、选择偏差以及缺失变量偏差等问题上具有显著优势。鉴于此,本文主要选择 ACF 法来估计企业生产率,并利用超越对数生产函数设立计量模型为:

$$\ln Y_{it} = \beta_L \ln L_{it} + \beta_K \ln K_{it} + \beta_{LL} \ln L_{it}^2 + \beta_{KK} \ln K_{it}^2 + \beta_{LK} \ln L_{it} \times \ln K_{it} + \omega_{it} + v_{it} \quad (5)$$

其中, Y_{it} 表示总产出, L_{it} 是劳动投入, K_{it} 是资本投入^⑧。误差项包括能够影响投入决策的不可观测的随机扰动项 ω_{it} 以及与投入不相关的随机扰动项 v_{it} 。 ω_{it} 和 v_{it} 之间关键的差异在于 ω_{it} 是一个状态变量,能够影响生产者的投入决策,这将导致在生产函数估计中产生内生性问题,如果忽视 ω_{it} 与投入之间的联立性将会使估计不一致。因此,如同 LP 法,在使用 ACF 法估计时,采用中间投入 M_{it} (取对数) 作为不可观测生产率的代理变量进行估计^⑨,进而根据估计的结果测算浙江省跨国投资企业生产率 $\ln TFP_ACF_{it}$ 。同时,还采用 LP 法估计的生产率 $\ln TFP_LP_{it}$ 作为替代变量进行稳健性检验。

(4) 其他控制变量(X)。其他控制变量包括:OFDI 密集度采用东道国的中国 OFDI 流量占中国 OFDI 流量总额的比值 $OFDIS_{it}$ 来衡量,并采用东道国的中国 OFDI 存量占中国 OFDI 存量总额的比值 $OFDISTKS_{it}$ 进行稳健性检验;企业规模 $\ln L_{it}$ 用企业就业人数的对数衡量,并采用企业资产总额的对数 $\ln Ttast_{it}$ 与营业总收入的对数 $\ln Revenue_{it}$ 作为企业规模的代理变量进行稳健性检验;企业年龄 $\ln Age_{it}$ 反映了企业生命周期的不同阶段,用企业年龄的对数表示;企业的资本劳动比 $\ln KL_{it}$ 反映了企业的资本和劳动力资源配置状况或资本的密集度,用企业固定资产净值年平均余额与就业人数之比的对数表示;企业盈利能力 ROA_{it} 用企业总资产净利润率表示,同时采用企业销售净利润率 ROS_{it} 作稳健性检验。

(三) 数据说明

本文数据来源于中国工业企业数据库、《中国统计年鉴》《中国对外直接投资统计公报》、世界发展指标数据库以及中国商务部公布的《境外投资企业(机构)名录》。处理过程如下:第一,利用中国工业企业数据库筛选 2003—2007 年浙江工业企业数据。(1) 在选取数据信息时,为了避免受到企业进入退出的影响,选取了数据库中 2003—2007 年间每年连续出现的企业作为样本。(2) 为了避免数据本身存在异常值的影响,按照通常筛选标准,删掉样本数据中企业营业总收入、资产总额以及就业人数为 0 或负的企业样本。(3) 保留浙江工业企业样本,共有 15 957 家企业。第二,利用《境外投资企业(机构)名录》搜集整理 2003—2007 年间浙江 OFDI 企业样本 669 家。第三,将浙江 OFDI 企业与浙江工业企业样本匹配,得到有 OFDI 的浙江工业企业样本 171 家。第四,利用 2003—2007 年《中国对外直接投资统计公报》以及世界发展指标数据库整理包括 173 个国家的中国 OFDI 东道国数据(包括中国 OFDI 流量与存量以及东道国居民申请专利等数据),并从中筛选出浙江 OFDI 相关数据。第五,根据浙江 OFDI 东道国名称将浙江 OFDI 东道国数据与浙江 OFDI 工业企业数据匹配。由以上步骤,得到本文的全部数据。限于篇幅,变量的描述性统计不再列示。

四、实证结果及其分析

(一) 基本模型估计及其分析

首先,对基本模型(1)进行估计,结果见表1的第(1)~(4)列。其中,第(1)~(2)列为采用各年份东道国居民申请专利数量对数的原始数据($\ln Patent_{it}$)衡量 OFDI 技术寻求动机变量的估计结果,第(3)~(4)列为采用各年份东道国居民申请专利数量对数年均值 $AlnPatent_{it}$ 衡量 OFDI 技术寻求动机变量的估计结果。二者估计结果一致显示: OFDI 技术寻求动机影响跨国企业出口强度的系数显著为正,说明跨国企业 OFDI 技术寻求动机越强,跨国企业出口强度越大,从而验证了本文的研究假说1。而采用 $AlnPatent_{it}$ 估计增加了更多的观测值,可以提高估计结果的精确度。因此,以下均使用 $AlnPatent_{it}$ 估计的结果来分析。相关控制变量估计的结果显示:(1) OFDI 密集度影响跨国企业出口强度的系数显著为正,说明提高 OFDI 密集度对跨国企业出口强度

表1 基本模型估计结果

估计方程 被解释变量	(1) Ex_1	(2) Ex_1	(3) Ex_1	(4) Ex_1	(5) Ex_1
$\ln Patent$	39.849 4* (21.888 6)	6.232 1** (2.667 6)			
$AlnPatent$			7.527 0** (2.954 6)	5.914 6*** (1.547 5)	3.072 0** (1.545 9)
$OFDIS$		2.407 6*** (0.657 2)		1.985 7*** (0.537 1)	0.256 2 (0.336 5)
$\ln TFP_ACF$		124.167 9*** (12.929 4)		113.475 4*** (10.178 9)	87.180 1*** (6.137 7)
$\ln L$		-1.399 0 (7.591 0)		-3.688 2 (5.513 9)	-39.113 0*** (4.406 7)
$\ln Age$		-3.239 2 (16.234 2)		-28.928 9** (12.060 9)	0.699 2 (7.844 9)
$\ln KL$		44.116 8*** (7.975 2)		39.173 3*** (6.066 5)	16.505 5*** (5.130 8)
ROA		-0.149 1 (0.890 8)		1.112 5* (0.659 5)	0.040 7 (0.514 0)
所有制效应	否	是	否	是	是
行业效应	否	是	否	是	是
年份效应	否	是	否	是	是
所有制年份交互效应	否	是	否	是	是
行业年份交互效应	否	是	否	是	是
常数项	-172.377 0 (189.473 1)		102.520 6*** (22.068 6)		
观测值	591	570	830	809	3 459
R^2	0.007 3	0.467 1	0.024 0	0.447 1	0.146 1

注:(1)括号内是各估计系数的标准误,***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。(2)作为比较,表2的第(5)列列出了全国样本估计的结果,全国样本估计的结果与浙江样本估计的结果基本一致,后面将不再列示。

具有积极的正向影响。(2)企业生产率影响跨国企业出口强度的系数显著为正,说明提高跨国企业技术水平可以提高跨国企业出口强度。(3)企业盈利能力影响跨国企业出口强度的系数显著为正,说明企业拥有市场竞争优势对跨国企业出口强度也具有积极的正向效应。(4)企业规模对跨国企业出口强度的影响不显著,说明不同规模的企业实施 OFDI 推动出口强度各有优势。(5)企业年龄对跨国企业出口强度具有显著负向影响,说明年龄越小的企业其出口强度越大。(6)资本劳动比对跨国企业出口强度具有显著正向影响,说明资本密集度较高的企业其出口强度也较高。

其次,本文重点探讨 OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度影响的两种渠道即生产率与盈利能力,这里给出 OFDI 技术寻求动机对跨国企业生产率及盈利能力影响的实证证据。设立如下模型进行考察:

$$\ln TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 AlnPatent_{it} + X'\beta + \tilde{\omega}_f + \mu_h + v_t + \tilde{\omega}_f \times v_t + \mu_h \times v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$ROA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 AlnPatent_{it} + X'\beta + \tilde{\omega}_f + \mu_h + v_t + \tilde{\omega}_f \times v_t + \mu_h \times v_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,模型(6)的被解释变量为企业生产率 $\ln TFP_{it}$,模型(7)的被解释变量为企业盈利能力变量 ROA_{it} ,其他变量同模型(1)。模型(6)与(7)的估计结果见表2的第(1)和(2)列。第(1)列显示: OFDI 技术寻求动机显著正向影响跨国企业生产率,说明 OFDI 技术寻求动机越强,其获取的逆向技术溢出效应也越大,将更能提高跨国企业生产率。第(2)列显示, OFDI 技术寻求动机显著负向影响跨国企业盈利能力,说明对技术水平越高的国家投资面临的竞争性也越大,从而会负向影响跨国企业

盈利能力,降低企业利润率。其结果支持 OFDI 技术寻求动机影响跨国企业出口强度的机制,验证了研究假设 2。其他方面显示,生产率的提高可以提高企业盈利能力,盈利能力的提高也可以促进企业生产率;企业规模越大其生产率越高,而企业规模对盈利能力的影响不显著;企业年龄对生产率与盈利能力的影响均不显著;资本劳动比对企业生产率的影响呈负向效应,而对企业盈利能力的影响不显著。

综上所述,OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度具有显著的正向影响。究其影响途径,OFDI 技术寻求动机能够显著提高跨国企业生产率,然而对跨国企业盈利能力会带来负向效应。因此,提高跨国企业出口强度进行 OFDI 技术寻求,关键还在于提高跨国企业生产率。

(二) 稳健性检验

1. 采用替代变量进行估计

关于替代变量:采用企业资产总额与营业总收入衡量企业规模;采用企业出口额与资产总额以及营业总收入的比值衡量出口强度;采用东道国高科技产品出口额占制成品出口额比重以及研发支出占国内生产总值的比重作为 OFDI 技术寻求动机变量;采用东道国的中国 OFDI 存量占中国 OFDI 存量总额的比重衡量 OFDI 密集度;采用 LP 法估计的 TFP 衡量生产率;采用销售净利润率衡量企业盈利能力。替代变量的估计结果见表 3,结果依然显示:OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度具有显著正向效应,显示本文结论具有稳健性。相关控制变量估计的结果与基本模型估计的结果基本一致,这里不再分析。

2. 基于异质性企业分组检验

本部分按照企业所有制、规模、年龄、生产率、资本密集度以及盈利能力等进行分组研究,旨在发现 OFDI 技术寻求动机影响不同类型跨国企业出口强度的特征事实,为本文结论提供更为可靠的证据。

第一,按企业所有制类型划分。根据企业登记注册类型,可以把浙江

表 2 影响渠道检验结果

估计方程 被解释变量	(1) lnTFP_ACF	(2) ROA
<i>AlnPatent</i>	0.023 5 *** (0.005 8)	-0.187 2 ** (0.078 7)
<i>OFDIS</i>	0.002 4 (0.002 2)	-0.076 0 *** (0.021 3)
<i>lnTFP_ACF</i>		6.680 8 *** (0.834 3)
<i>lnL</i>	0.073 3 *** (0.022 3)	0.083 0 (0.433 3)
<i>lnAge</i>	-0.050 7 (0.042 5)	0.014 5 (0.573 9)
<i>lnKL</i>	-0.054 6 ** (0.024 3)	-0.372 2 (0.359 1)
<i>ROA</i>	0.028 0 *** (0.004 1)	
所有制效应	是	是
行业效应	是	是
年份效应	是	是
所有制年份交互效应	是	是
行业年份交互效应	是	是
观测值	809	809
R ²	0.360 6	0.340 9

注:括号内是各估计系数的标准误,***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 3 采用替代变量估计的结果

估计方程 被解释变量	(1) <i>Ex₂</i>	(2) <i>Ex₂</i>	(3) <i>Ex₃</i>	(4) <i>Ex₃</i>
<i>AHT</i>	0.594 1 ** (0.239 2)		0.426 3 *** (0.091 9)	
<i>ARD</i>		3.067 9 (3.973 7)		3.188 3 ** (1.621 6)
<i>OFDISTKS</i>	-0.294 2 * (0.169 3)	-0.426 0 ** (0.208 9)	0.055 6 (0.064 9)	0.035 0 (0.081 5)
<i>lnTFP_LP</i>	50.317 0 *** (6.242 0)	51.465 0 *** (7.380 6)	7.417 9 *** (2.705 9)	6.157 1 ** (3.128 2)
<i>lnTlast</i>	-29.059 8 *** (3.579 8)	-29.089 9 *** (4.730 1)		
<i>lnRevenue</i>			-3.388 4 ** (1.655 9)	-3.239 5 (2.046 0)
<i>lnAge</i>	-13.077 2 * (7.669 3)	1.445 0 (9.373 8)	-4.488 3 (3.005 3)	4.371 2 (3.515 4)
<i>lnKL</i>	-20.200 7 *** (4.053 1)	-20.557 2 *** (5.640 0)	-4.545 0 *** (1.614 9)	-2.232 7 (1.979 8)
<i>ROS</i>	-0.655 3 (0.711 7)	-1.111 4 (0.886 3)	-0.513 9 * (0.303 0)	-0.727 2 * (0.372 8)
所有制效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
所有制年份交互效应	是	是	是	是
行业年份交互效应	是	是	是	是
观测值	824	584	824	584
R ²	0.421 4	0.429 9	0.276 9	0.305 2

注:括号内是各估计系数的标准误,***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

省跨国企业划分为国有企业、集体企业、有限责任公司、股份合作企业以及私营企业等 10 类。样本数据显示,浙江跨国企业样本共包含 7 类,其中 1/2 属于私营企业,其次是有限责任公司、外商投资企业与股份有限公司,而国有企业与集体企业比重很小。由此,将浙江跨国企业划分为私营企业与非私营企业两组进行估计。表 4 第(1)和(2)列结果均显示:OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度具有显著正向影响。费舍尔组合检验(Fisher's Permutation test)结果显示,浙江私营跨国企业与以有限责任公司与股份有限公司为代表的非私营跨国企业实施 OFDI 进行技术寻求对出口强度的影响各有优势,没有显著差异^⑩。

表 4 企业所有制、规模与年龄分组估计结果

估计方程 被解释变量 分组类型	(1) Ex_1 私营	(2) Ex_1 非私营	(3) Ex_1 大中型	(4) Ex_1 小型	(5) Ex_1 年长	(6) Ex_1 年幼
$AlnPatent$	7.393 3 *** (2.049 0)	6.382 6 *** (2.099 6)	2.092 1 (2.028 1)	7.327 1 *** (2.197 6)	8.930 8 *** (2.116 6)	3.973 4 *** (1.522 3)
$OFDIS$	2.334 7 *** (0.681 5)	0.012 0 (0.787 1)	6.158 5 *** (1.405 2)	1.683 9 *** (0.524 3)	3.025 8 ** (1.503 4)	1.243 6 * (0.637 3)
$lnTFP_ACF$	84.859 2 *** (16.197 1)	113.025 3 *** (19.435 3)	82.345 9 *** (15.926 5)	145.183 3 *** (20.646 6)	71.569 1 *** (21.165 8)	114.200 7 *** (13.799 1)
lnL	7.492 7 (8.756 6)	-9.980 8 (8.452 3)	-16.144 5 (12.256 7)	34.834 9 (21.851 0)	-6.169 8 (8.604 0)	-5.217 6 (7.912 1)
$lnAge$	-51.284 7 *** (14.612 4)	-15.782 9 (13.442 9)	-28.652 5 ** (14.417 7)	-26.185 9 (17.777 8)	-49.617 4 *** (18.491 0)	2.580 7 (18.416 8)
$lnKL$	33.079 3 *** (9.060 4)	28.430 5 *** (8.572 7)	36.182 3 *** (9.322 4)	49.464 6 *** (11.122 8)	28.260 9 ** (11.566 7)	29.335 6 *** (8.123 5)
ROA	2.416 7 ** (1.034 4)	-1.802 1 (1.474 6)	0.624 5 (1.685 2)	1.079 9 (0.982 6)	-0.384 7 (1.479 7)	0.835 1 (1.059 9)
所有制效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
所有制年份交互效应	是	是	是	是	是	是
行业年份交互效应	是	是	是	是	是	是
观测值	394	393	366	410	361	410
R^2	0.505 0	0.464 3	0.557 7	0.528 6	0.402 0	0.571 2
经验 p 值	0.270		0.000		0.010	

注:括号内是各估计系数的标准误,***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;经验 p 值为检验分组模型估计系数是否具有显著差异的费舍尔组合检验(Fisher's Permutation test)的 p 值。

第二,按企业规模大小划分。参照 2011 年 6 月 18 日工业和信息化部、国家统计局、国家发展和改革委员会、财政部联合印发的《关于印发中小企业划型标准规定的通知》对工业企业划型标准的规定,对浙江跨国企业按就业人数划分为大中型企业(300 人及以上)与小型企业(300 人以下)两组进行分析。表 4 第(3)和(4)列结果显示,大中型跨国企业 OFDI 技术寻求动机对出口强度的影响不显著,而小型跨国企业 OFDI 技术寻求动机对出口强度具有显著正向影响。二者之间具有显著差异性。

第三,按企业年龄大小划分。基于企业年龄大小,把浙江跨国企业划分为年龄较长企业(10 年及以上)和年龄较短企业(10 年以下)两组进行分析。表 4 第(5)和(6)列结果表明,不管是年龄较长还是年龄较短的企业,OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度均具有显著的正向影响。相对而言,年龄较长的跨国企业比年龄较短的跨国企业 OFDI 技术寻求动机对出口强度的正向影响相对较大。这一结果反映出年龄较长的企业可能具有更为丰富的经营管理经验,其实施 OFDI 进行技术寻求更能推动出口强度。

第四,按企业生产率高低划分。设定高生产率企业为企业生产率高于样本均值的企业,相应地,低生产率企业为企业生产率低于样本均值的企业。表 5 第(1)和(2)列结果显示:具有生产率差异

的跨国企业 OFDI 技术寻求动机对出口强度的影响具有异质性特征,其中,高生产率跨国企业 OFDI 技术寻求动机对出口强度的正向影响效应高于低生产率跨国企业。这表明:企业生产率越高,其技术吸收能力越强,能够获得更大的技术溢出效应,从而更能够促进出口强度。

表 5 企业生产率、资本密集度与盈利能力分组估计结果

估计方程 被解释变量	(1) Ex_1	(2) Ex_1	(3) Ex_1	(4) Ex_1	(5) Ex_1	(6) Ex_1
分组类型	高生产率	低生产率	高资本密集度	低资本密集度	高盈利能力	低盈利能力
$AlnPatent$	6.448 3 [*] (3.279 1)	3.485 4 ^{***} (1.239 3)	7.835 9 ^{***} (2.102 8)	3.649 0 ^{**} (1.530 8)	1.288 3 (2.833 4)	7.674 7 ^{***} (1.589 5)
$OFDIS$	3.301 4 ^{***} (1.034 4)	0.076 0 (0.373 4)	3.475 6 ^{***} (0.901 3)	0.394 0 (0.635 7)	2.015 3 (1.782 4)	1.900 4 ^{***} (0.582 4)
$lnTFP_ACF$	209.107 0 ^{***} (38.979 8)	52.600 6 ^{***} (15.723 2)	73.648 7 ^{***} (15.587 6)	116.700 4 ^{***} (15.463 0)	114.661 4 ^{***} (26.339 3)	128.074 2 ^{***} (17.149 7)
lnL	-11.160 5 (10.109 4)	-1.511 5 (5.788 1)	-1.934 2 (8.420 9)	-10.341 2 (7.330 3)	-8.347 9 (9.136 8)	-0.039 8 (7.203 3)
$lnAge$	24.278 5 (23.120 0)	-41.634 1 ^{***} (9.251 8)	-10.500 4 (16.626 2)	-34.519 0 ^{**} (14.878 7)	-7.007 1 (23.896 0)	-44.935 3 ^{***} (11.932 9)
$lnKL$	50.014 2 ^{***} (11.729 0)	21.969 2 ^{***} (5.378 2)	40.475 6 ^{**} (15.761 3)	46.895 0 ^{***} (11.159 4)	66.367 6 ^{***} (12.696 3)	36.290 5 ^{***} (8.655 0)
ROA	0.635 8 (1.118 9)	-0.076 1 (0.953 4)	3.087 1 ^{***} (1.189 1)	-0.146 8 (1.370 4)	1.865 0 [*] (1.103 5)	1.580 5 (2.649 5)
所有制效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
所有制年份交互效应	是	是	是	是	是	是
行业年份交互效应	是	是	是	是	是	是
观测值	369	412	407	377	279	502
R^2	0.506 3	0.391 4	0.463 6	0.541 4	0.617 3	0.495 1
经验 p 值	0.010		0.000		0.000	

注:括号内是各估计系数的标准误,***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;经验 p 值为检验分组模型估计系数是否具有显著差异的费舍尔组合检验(Fisher's Permutation test)的 p 值。

第五 按资本密集度高低划分。高资本密集度企业为企业资本劳动比高于样本均值的企业,低资本密集度企业为企业资本劳动比低于样本均值的企业。表 5 第(3)和(4)列结果显示:不管是高资本密集度跨国企业还是低资本密集度跨国企业 OFDI 技术寻求动机均能够显著提高出口强度。而相对来说,高资本密集度跨国企业 OFDI 技术寻求动机对出口强度的影响效应较大。

第六 按盈利能力高低划分。定义高盈利能力企业为企业总资产净利润率高于样本均值的企业,低盈利能力企业为企业总资产净利润率低于样本均值的企业。表 5 第(5)和(6)列结果显示:高盈利能力企业 OFDI 技术寻求动机对出口强度的影响不显著,而低盈利能力企业 OFDI 技术寻求动机对出口强度具有显著的正向效应。可能的解释在于跨国企业向技术水平较高的国家投资面临的竞争性也较高,获得逆向技术溢出的同时也降低了企业利润率,而由于技术的进步提高了出口强度。这一结论也符合本文关于 OFDI 技术寻求动机影响出口强度的机理分析。

五、进一步的实证研究

为进一步实证 OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响在不同经济发展水平国家间的差异性,以及对跨国企业生产率与盈利能力的影响在不同经济发展水平国家间的异质性,在模型(1)中加入关于发达国家与发展中国家的虚拟变量及其与 OFDI 技术寻求动机变量之间的交互项,设立如下模型进行分析:

$$Ex_{jit}(\ln TFP_{it}, ROA_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 AlnPatent_{it} + \alpha_2 D_OECD_{it} + \alpha_3 AlnPatent_{it} \times D_OECD_{it} + X'\beta + \tilde{\omega}_f + \mu_h + v_t + \tilde{\omega}_f \times v_t + \mu_h \times v_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中,被解释变量为 Ex_{jit} 、 $\ln TFP_{it}$ 与 ROA_{it} , 分别表示跨国企业出口强度、生产率以及盈利能力。主要解释变量为: $Alnpatent_{it}$ 用来衡量 OFDI 技术寻求动机; D_OECD_{it} 是关于发达国家与发展中国家的虚拟变量, 即当 OFDI 企业所在东道国为 OECD 国家时其值为 1, 否则为 0; $Alnpatent_{it} \times D_OECD_{it}$ 为 $Alnpatent_{it}$ 与 D_OECD_{it} 的交互项。其余变量同模型(1)。对模型(8)进行估计, 其结果见表 6。第(1)列和第(2)列模型的被解释变量为跨国企业出口强度, 结果表明: OFDI 技术寻求动机显著正向影响跨国企业出口强度, 与发展中国家相比, 投资于发达国家, 由于发达国家技术差距较小, 且投资于发达国家面临的竞争性较大, OFDI 技术寻求动机在发达国家对跨国企业出口强度的影响效应相对较小; 而对发达国家与发展中国家或欠发达国家投资本身对跨国企业出口强度的影响效应来看, 并没有显著的差异^①。第(3)列和第(4)列模型的被解释变量为跨国企业生产率, 结果显示: OFDI 技术寻求动机对跨国企业生产率具有显著的正向影响, 而在发达国家与发展中国家之间 OFDI 技术寻求动机对跨国企业生产率的影响没有显著的差异。第(5)列和第(6)列模型的被解释变量为跨国企业盈利能力, 结果显示: OFDI 技术寻求动机对跨国企业盈利能力具有显著的负向效应, 同样, 在发达国家与发展中国家之间这种影响效应也没有显著的差异。以上考虑了东道国经济发展水平异质性估计的结果支持本文的研究假说 2。同时, 也为研究假说 1 提供了进一步的实证证据。同样, 采用替代变量估计的结果也基本一致, 这里不再列示与分析。

表 6 东道国经济发展水平异质性的估计结果

估计方程 被解释变量	(1) Ex_1	(2) Ex_1	(3) $\ln TFP_ACF$	(4) $\ln TFP_ACF$	(5) ROA	(6) ROA
$AlnPatent$	24.833 0 *** (7.064 1)	17.619 6 *** (3.369 1)	0.042 2* (0.022 5)	0.026 7 ** (0.012 6)	-0.363 3 (0.305 7)	-0.456 1 *** (0.151 8)
D_OECD	63.787 7 (97.495 2)	17.390 8 (40.780 5)	0.020 4 (0.310 6)	0.177 6 (0.165 3)	-2.590 2 (4.218 7)	-2.012 2 (2.224 2)
$D_OECD \times AlnPatent$	-18.765 5* (11.095 1)	-10.628 5 ** (5.015 4)	-0.012 9 (0.035 3)	-0.017 6 (0.019 8)	0.488 0 (0.480 1)	0.381 3 (0.248 5)
$OFDIS$		1.610 9 *** (0.558 0)		0.002 6 (0.002 3)		-0.069 3 *** (0.022 0)
$\ln TFP_ACF$		113.461 1 *** (12.607 7)				6.670 2 *** (0.830 1)
$\ln L$		-4.988 9 (5.605 5)		0.075 5 *** (0.022 3)		0.087 5 (0.425 2)
$\ln Age$		-31.872 1 *** (10.101 9)		-0.054 9 (0.042 0)		0.115 0 (0.571 7)
$\ln KL$		39.174 2 *** (6.589 6)		-0.054 7 ** (0.024 3)		-0.369 2 (0.360 1)
ROA		1.274 8 (0.898 4)		0.028 1 *** (0.004 1)		
所有制效应	否	是	否	是	否	是
行业效应	否	是	否	是	否	是
年份效应	否	是	否	是	否	是
所有制年份交互效应	否	是	否	是	否	是
行业年份交互效应	否	是	否	是	否	是
常数项	35.382 4 (36.675 6)		3.515 9 *** (0.116 8)		9.586 7 *** (1.587 0)	
观测值	830	809	830	809	830	809
R^2	0.061 0	0.461 8	0.028 2	0.361 6	0.005 2	0.343 5

注: 括号内是各估计系数的标准误, ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

六、结语与政策建议

本文利用 2003—2007 年浙江数据实证检验了 OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响。结果表明: OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度具有显著的正向影响; 从影响渠道来看, 企业生产率与盈利能力均正向影响跨国企业出口强度, 然而 OFDI 技术寻求动机对企业生产率产生积极正

向效应的同时,由于面临竞争性的加强也会降低企业利润率。基于异质性企业的分组估计结果显示:规模较小、年龄较长、生产率与资本密集度较高以及利润率较低的跨国企业的 OFDI 技术寻求动机对出口强度的正向影响均相对较高。进一步考虑东道国经济发展水平异质性的估计结果显示,OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响在发达国家相对较小。本文的研究结论为浙江实施 OFDI 拉动出口提供了参考与借鉴,也为国家实施“走出去”发展战略以推动出口的相关政策制定提供了地方视角的经验证据。

由本文的研究结论,提出以下相关政策建议:第一,本文的研究突出强调了实施 OFDI 进行技术寻求以及技术创新对于提高跨国企业出口强度的重要作用。跨国企业实施 OFDI 促进出口强度应积极向经济技术水平较高的国家拓展,以促进产品创新与质量升级从而推动跨国企业出口强度。第二,分组研究的结果显示跨国企业 OFDI 技术寻求动机对出口强度的影响还具有企业异质性特征。因此,在实施 OFDI 技术寻求来推动跨国企业出口强度时还应从企业自身特征出发,充分考虑企业所有制、规模、年龄、生产率、资本密集度以及盈利能力等方面的异质性行为特征及其对跨国企业出口强度影响的差异性以区别决策对待。第三,实施 OFDI 进行技术寻求不仅可以投向技术水平较高的发达国家,也可以投向技术水平相对较高的发展中国家或欠发达国家。由于对不同经济发展水平国家投资的技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响具有异质性特征,因此,在实施 OFDI 技术寻求推动跨国企业出口强度时应充分考虑东道国经济发展水平的差异性,因地制宜进行决策以获得更大的逆向技术溢出,提高跨国企业出口强度。

注释:

- ①OFDI 流量数据来源于 UNCTAD 数据库与历年《中国对外直接投资统计公报》,出口数据来源于国家统计局,并经相关计算得到。
- ②浙江 OFDI 流量来源于历年《中国对外直接投资统计公报》,浙江出口总额数据来源于历年《浙江统计年鉴》,并经相关计算得到。
- ③尤其是效率寻求型 OFDI 可能体现在很多方面,对于不同动机的 OFDI,不同的研究者具有不同的划分标准。
- ④在提出本文研究主题之前,作者分别从跨国企业出口规模、出口强度以及出口概率三个方面研究了 OFDI 技术寻求动机、市场寻求动机以及资源寻求动机对跨国企业出口的影响。结果表明:OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口规模、出口强度以及出口概率的影响更为显著且更为稳健。而且,不管是基于全国样本还是基于浙江省样本,其估计结果均具有一致性。本文主要针对浙江研究 OFDI 技术寻求动机对跨国企业出口强度的影响,其余结果将不再分析,也不再列示。
- ⑤根据浙江商务厅统计数据,截至 2017 年 12 月底,全省经审批核准或备案的境外企业和机构共计 9 188 家,累计中方投资备案额 4 620.76 亿元(折合 707.17 亿美元)。覆盖 145 个国家和地区,浙江省对外投资前五位的国家和地区是中国香港、美国、印度尼西亚、英属维尔京和瑞典。
- ⑥基于样本数据,发达国家包括 31 个 OECD 国家,发展中国家或欠发达国家包括 156 个非 OECD 国家(或地区),相关数据来自 2003—2017 年《中国对外直接投资统计公报》,并经相关计算得到。
- ⑦基于浙江省或全国企业对外直接投资东道国数据的分析,其数据来源于世界发展指标数据库,并经相关计算得到。
- ⑧对于浙江跨国投资企业生产函数的估计,第一,根据现有文献的做法,选用工业增加值来衡量企业的产出,其中 2004 年工业增加值并没有直接数据,对于缺失年份的工业增加值,根据会计准则估算得到,其计算公式为:工业增加值 = 工业总产值(现价) - 工业中间投入 + 增值税。第二,用固定资产净值年平均余额来衡量资本投入。第三,用企业就业人员总数来衡量劳动投入。第四,中间投入数据直接取自中国工业企业数据库。
- ⑨相关指标均以相关价格指数进行了平减,其中,总产出采用工业生产者出厂价格指数进行平减,资本投入采用固定资产投资价格指数进行平减,中间投入采用工业生产者购进价格指数进行平减,相关数据来源于历年《中国统计年鉴》。
- ⑩相关控制变量的估计结果与基本模型的估计结果基本一致,以下均不再分析。

①如果以交互项的联合检验结果进行分析,投资发达国家对跨国企业出口强度的影响比投资发展中国家对跨国企业出口强度的影响效应相对较小。

参考文献:

- [1] GU L, REED W R. Chinese overseas M&A performance and the go global policy [J]. *Economics of transition* 2013 21 (1): 157-192.
- [2] COZZA C, RABELLOTTI R, SANFILIPPO M. The impact of outward FDI on the performance of Chinese firms [J]. *China economic review* 2015 36: 42-57.
- [3] 毛其淋, 许家云. 中国企业对外直接投资如何影响了员工收入? [J]. *产业经济研究* 2014(6): 50-59.
- [4] MUNDELL R A. International trade and factor mobility [J]. *American economic review* 1957 47(3): 321-335.
- [5] VERNON R. International investment and international trade in the product cycle [J]. *International executive* 1966 80 (2): 190-207.
- [6] BRAINARD S L. An empirical assessment of the proximity-concentration tradeoff between multinational sales and trade [R]. NBER working paper No. 4580, 1993.
- [7] SCHMITZ A, HELMBERGER P. Factor mobility and international trade: the case of complementarity [J]. *American economic review* 1970 60(4): 761-767.
- [8] PURVIS D D. Technology, trade and factor mobility [J]. *The economic journal* 1972 82(327): 991-999.
- [9] HELPMAN E. A simple theory of international trade with multinational corporations [J]. *Journal of political economy*, 1984 92(3): 451-471.
- [10] HELPMAN E, KRUGMAN P R. Market structure and foreign trade: increasing returns, imperfect competition, and the international economy [M]. Cambridge, MA: MIT press, 1985.
- [11] KOJIMA K. International trade and foreign investment: substitutes or complements [J]. *Hitotsubashi journal of economics* 1975 16(1): 1-12.
- [12] 项本武. 中国对外直接投资的贸易效应研究——基于面板数据的协整分析 [J]. *财贸经济* 2009(4): 77-82 + 137.
- [13] 陈立敏, 杨振, 侯再平. 出口带动还是出口代替? ——中国企业对外直接投资的边际产业战略检验 [J]. *财贸经济* 2010(2): 78-85.
- [14] 张纪凤, 黄萍. 替代出口还是促进出口——我国对外直接投资对出口的影响研究 [J]. *国际贸易问题* 2013(3): 95-103.
- [15] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应” [J]. *经济研究* 2014(5): 160-173.
- [16] 叶娇, 崔传江, 和珊. 企业 OFDI 与出口产品技术提升: 基于微观企业数据研究 [J]. *世界经济研究* 2017(12): 81-93 + 134.
- [17] 姚惠泽, 张梅. 要素市场扭曲、对外直接投资与中国企业技术创新 [J]. *产业经济研究* 2018(6): 22-35.
- [18] KOKKO A. The home country effects of FDI in developed economies [R]. European Institute of Japanese Studies Stockholm working paper No. 225, 2006.
- [19] HERZER D. The long-run relationship between outward foreign direct investment and total factor productivity: evidence for developing countries [J]. *The journal of development studies* 2011 47(5): 767-785.
- [20] BITZER J, GÖRG H. Foreign direct investment, competition and industry performance [J]. *World economy* 2009 32 (2): 221-233.
- [21] 李蕊, 王晓红. 大力推动民营企业对外直接投资的政策建议——对浙江省杭州、温州两市民营企业对外直接投资情况的调研 [J]. *全球化* 2016(11): 96-103 + 133.
- [22] LIU W-H, TSAI P-L, TSAY C-L. Domestic impacts of outward FDI in Taiwan: evidence from panel data of manufacturing firms [J]. *International review of economics & finance* 2015 39: 469-484.
- [23] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国对外投资的区位选择: 基于投资引力模型的面板数据检验 [J]. *世界经济* 2012(9): 21-40.
- [24] 祁春凌, 黄晓玲, 樊瑛. 技术寻求、对华技术出口限制与我国的对外直接投资动机 [J]. *国际贸易问题* 2013(4):

115-122.

- [25] 蒋冠宏, 蒋殿春, 蒋昕桐. 我国技术研发型外向 FDI 的“生产率效应”——来自工业企业的证据 [J]. 管理世界, 2013(9): 44-54.
- [26] 史青. 企业出口对员工工资影响的再分析——基于广义倾向得分法的经验研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2013(3): 3-21.
- [27] 岳文, 韩剑. 异质性企业、出口强度与技术升级 [J]. 世界经济, 2017(10): 48-71.
- [28] 黄先海, 金泽成, 余林徽. 出口、创新与企业加成率: 基于要素密集度的考量 [J]. 世界经济, 2018(5): 125-146.
- [29] 史恩义, 张瀚文. OFDI 动机、金融发展差异与出口贸易 [J]. 世界经济研究, 2018(8): 74-87 + 136.
- [30] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [31] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. The review of economic studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [32] ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification properties of recent production function estimators [J]. Econometrica, 2015, 83(6): 2411-2451.

(责任编辑: 雨 珊)

OFDI technology-seeking motivation and export intensity: evidence from Zhejiang multinational firms

LI Hongya

(School of Business , Ningbo University , Ningbo 315211 , China)

Abstract: Emphasizing the impact of outward foreign direct investment (OFDI) technology-seeking motivation on export intensity has important policy implications. On the basis of discussing the influence mechanism of OFDI technology-seeking motivation on the export intensity , this paper uses the related data of Zhejiang OFDI firms and their host countries to make an empirical study. The results show that: (1) OFDI technology-seeking motivation has a significant and positive effect on the export intensity; (2) Compared with developing countries or less developed countries , the positive effect of OFDI technology-seeking motivation on the export intensity is relatively smaller in developed countries; (3) From the perspective of impact channels , the firm productivity and profitability have significant and positive impacts on the export intensity. However , OFDI technology-seeking motivation has a positive effect on the firm productivity while it has a negative or no effect on the firm profitability due to the fiercer competitiveness faced by OFDI. In addition , the group study results show that OFDI technology-seeking motivation has heterogeneous effects on the export intensity. This paper not only can provide a reference for Zhejiang to implement OFDI to improve export intensity , but also provide a micro evidence from local perspective for national implementation of the “going out” strategy and formulation of related policies to promote export intensity.

Key words: OFDI; technology-seeking motivation; productivity; profitability; export intensity