

我国出口企业转向 OFDI 的多维影响因素

——基于微观数据的检验

綦建红 王亚运

内容提要:本文基于企业异质性理论和战略三角模型,首先提出我国出口企业转向对外直接投资 (OFDI) 的多维影响因素及其相应假说,然后基于我国 1999-2009 年 12312 家出口企业与 500 家出口转 OFDI 企业的微观数据,先后采用二值 Logit 模型与面板固定效应负二项回归模型进行总体检验与分组检验。结果表明:企业规模与生产率等异质性特征是决定出口企业是否转向 OFDI 的关键性因素,其中企业规模不仅与出口企业转向 OFDI 呈现倒 U 型关系,而且较之生产率发挥了更为显著的作用;行业研发投入与地区制度环境均会对出口企业转向 OFDI 产生显著的正向影响;囿于中国 OFDI 企业面临的风险与亏损面,出口经验的作用远远低于预期,其中持续性出口较之偶然性出口企业,更易对丰富出口经验保障下的出口获利产生路径依赖,其转向 OFDI 模式的动力明显不足。

关键词:企业异质性理论;战略三角;出口企业;OFDI;计数模型

一、引言与文献评述

目前,中国作为世界第二大经济体,对世界经济的影响愈加彰显,其中一个突出表现是中国已经成为世界主要资本流出国之一。截至 2012 年底,中国企业对外直接投资 (OFDI) 的存量达到 5230 亿美元,是 2002 年底的 17.8 倍;当年流量达到 878 亿美元,首次成为世界三大对外投资国之一。

与中国蓬勃发展的 OFDI 实践活动相对应,对中国 OFDI 的理论研究也日趋丰富。据 Proquest 数据库统计,2000 年以中国 OFDI 为研究主题的英文论文仅有 52 篇,到 2013 年已经迅速增加到 1005 篇。在这个过程中,大多数国内外学者以国家为主体对象,集中研究了我国企业的 OFDI 动机与决定因素、进入模式、区位选择、产业选取等。随着企业异质性理论的兴起,对中国企业 OFDI 的研究也呈现出新趋势,即越来越多的学者从宏观层面转向微观层面,并以企业为主体对象,重点探讨了中国企业的 OFDI 动机及其决定因素。例如,Lu (2011) 采用中国 198 家私营企业数据,考察了公司资源、行业环境变化和政府政策对中国企业 OFDI 动机的影响,结果发现,政府政策对于战略资产寻求型和市场寻求型 OFDI 均为重要的激励因素。同时,企业的技术竞争优势和高水平的行业研发强度往往会激励企业进行战略资产寻求型 OFDI,而企业的出口经验和国内同行业较高的竞争水平,往往会诱发市场寻求型 OFDI。Rui & Yip (2008) 则通过分析联想、华为和南京汽车集团等典型案例,认为中国企业

收稿日期:2014-04-27

基金资助:本文得到国家自然科学基金(71473150)、教育部人文社科研究规划基金(14YJA790045)、山东省软科学研究计划项目(2014RKE27088)的资助,谨致谢忱。

作者简介:綦建红,山东大学经济学院,博士,教授;王亚运,山东大学经济学院,硕士研究生。

是基于战略意图进行并购决策的,即通过跨国并购来获取战略资产,利用竞争优势作出战略布局,获取越来越多的创业和管理技能。

值得一提的是,无论企业动机如何,企业国际化都是一个持续的、复杂的动态过程。因此,企业的 OFDI 活动并不是一蹴而就的,往往会首先从事出口等业务,直到多维条件成熟时,才会逐渐转向 OFDI (Li, 2007)。对此,现有学者基于资源观 (Barney, 2001; Mathew, 2006)、行业观 (Yamakawa, 2008; Wang et al., 2012) 和制度观 (Witt, 2007; 张建红和周朝鸿, 2010),分别论述了影响企业国际化进程的因素。然而,正如 Narayanan & Fahey (2005) 所指出的,单一的理论方法往往无法捕捉到多维因素对 OFDI 战略决策的影响。相比之下,Yamakawa (2008) 提出的同时涵盖资源观、行业观和制度观在内的战略三角模型,被认为是分析企业国际化战略最为适当的方法之一。在此模型基础上,Wei et al. (2013) 对中国企业 OFDI 的影响因素分析提出了一个新的切入点,即采用 225 家民营企业的问卷调查数据,首次检验了出口企业转向 OFDI 的影响因素,结果发现,企业生产率、技术能力、出口经验、行业进入壁垒、地区制度环境都会影响企业的 OFDI 决策。然而,该项研究仍存在两方面不足:一是样本数量少,且仅限于民营企业,与国有企业依然是中国 OFDI 主力军的现实情况并不吻合;二是来源于调查问卷形式的企业数据,往往包含了被调查者的主观性。

因此,本文在采用《中国工业企业数据库》所有出口企业数据的基础上,进一步将其与《境外投资企业(机构)名录》合并与匹配,得到 500 家出口转 OFDI 的样本企业及其 598 次 OFDI 活动,从而确保以客观数据来研究我国出口企业转向 OFDI 的多维影响因素。在这个过程中,为了避免歧义和明确研究对象,本文所研究的出口转 OFDI 企业界定如下:其一,该企业在进行 OFDI 之前必须是出口企业,即至少进行过一次出口活动;其二,该企业设有境外投资实体,其 OFDI 活动必须包括生产、研发、加工等,剔除了仅进行销售、市场开拓、信息搜集等境外活动的企业;其三,囿于工业企业数据库的统计特性,本文的 OFDI 企业均为规模以上工业企业。

二、出口企业转向 OFDI 的相关假说

(一)企业异质性理论与企业生产率

根据企业异质性理论,企业国际化会采取出口或者 OFDI 路径。这两种路径均会产生固定成本,但 OFDI 的固定成本高于出口。这是因为,OFDI 固定成本不仅包括产品研发、建立分销网络、广告宣传、货物运输成本等出口沉没成本,而且还包括建立国内生产设施的成本。企业只有赚取足够的利润来抵消固定成本,才能进行国际化。Helpman et al. (2004) 在异质企业贸易模型的基础上引入 OFDI,建立了 HMY 模型,表明由于承担的生产成本不同,生产率最高的企业在国际化的过程中会选择 OFDI,生产率次之的企业会选择出口,生产率较低的企业只能在国内生产与销售。国外学者 Kimura & Kiyota (2006)、Temouri et al. (2008)、国内学者陶攀和彭荆春(2013)分别采用日本、德国和中国数据进行检验,均对这一结论进行了支持性研究。基于此,我们假设:

假设 1:生产率 (*Productivity*) 越高的出口企业,越倾向于 OFDI。

(二)资源观与企业规模和出口经验

资源观是企业国际化研究中一个有影响的理论观点,其核心内容为企业资源是企业国际化的比较优势。企业资源大致可分为有形资源和无形资源,前者主要指固定资产(包括工厂、设备、土地和其他资本品等),而后者主要包括研发资源、技术市场资源、企业经验等。资源观强调企业 OFDI 决策主要取决于企业所占有的资源,特别是无形资源,从而有助于抵消“新加入者成本”和“外来者成本”。

一方面,以总资产来衡量的企业规模越大,其所拥有的各类有形资源就越丰富。根据经典跨国公司理论,拥有一定水平的有形资源是企业进行 OFDI 的前提,在有形资源方面具有优势的企业会在 OFDI 方面占有先机(林治洪等,2012)。同时,异质性贸易理论还强调了企业规模差异对企业国际化

的影响,即企业规模越大,越容易向外扩张。通过对外投资可以进入东道国市场,扩大企业销售网络,提高生产规模,实现营运规模最优。随着中国国内竞争日益激烈,国内市场趋于饱和,众多企业放眼于国际市场,以实现更大程度的规模经济,对外直接投资便是开拓国际市场的有效方式之一。

另一方面,企业出口经验作为企业的重要无形资源,为企业积累了国际市场信息,有助于企业建立关系资产和开拓国外市场,提高了其在国际市场上的竞争力 (Wei et al., 2013)。回顾中国企业 OFDI 的发展历程,不难发现,不少 OFDI 在很大程度上是为了支持出口商,不仅帮助其获取信息和金融服务,而且当地生产和当地销售有利于克服各种贸易壁垒。Lu et al. (2011) 基于战略三角模型,检验了中国企业的 OFDI 动机,发现企业丰富的出口经验会引致市场寻觅型 OFDI。基于此,我们提出:

假设 2:出口企业的规模 (*Asset*) 越大,越倾向于 OFDI。

假设 3:出口经验 (*Experience*) 越丰富的出口企业,越有可能开展 OFDI。

(三)行业观与行业研发投入

与资源观注重企业资源不同,行业观强调的是企业所处的行业环境与行业的动态变化均会影响企业的竞争行为,例如,激烈的本国市场竞争与较高的行业研发投入会促使企业进行国际化战略。考虑本国市场竞争程度难以衡量,因此本文只考虑行业研发投入。Yamakawa (2008) 指出,出口活动只允许企业与国外采购商和供应商进行有限的交流,导致其在国际市场上获得的学习机会较少。而通过 OFDI 在发达国家建立子公司,可以更快地获取战略资产,吸收先进技术。此时,行业研发投入会促使企业从出口转向技术获取型 OFDI。换言之,高研发投入的行业会更倾向于向发达国家学习先进技术,更有可能进行战略资产型 OFDI。基于此,我们假设:

假设 4:所属行业研发投入 (*R&D*) 越高的出口企业,越倾向于 OFDI。

(四)制度观与地区制度环境

制度是影响企业国际化的重要因素,外国投资者的商业战略必须适应东道国的制度,否则企业难以顺利运转,利益无法最大化。然而,现有研究大多强调东道国的制度环境(邓富华和胡兵,2013),忽略了企业所在母国的制度环境。对中国而言,母国层面的制度环境尤为重要。这是因为,一方面,中国 OFDI 的主力军为国有企业,其战略重点是获取矿产和石油等稀缺自然资源,提高国家实力所需的技术和管理资源,配合实施国家的开发战略。因此,双层动机以及中央政府的政策扶持是影响企业 OFDI 不可或缺的因素之一 (Ramasamy et al., 2010)。另一方面,以省(直辖市、自治区)为代表的地方政府所塑造的制度环境存在着显著的地域差异,直接影响产品市场、要素市场、中间产品和服务市场以及法律系统的发展。显然,高质量的区域制度环境更有助于减少信息的不对称性,降低 OFDI 的交易成本。基于此,我们假设:

假设 5:出口企业所在地区制度环境 (*Institution*) 越好,进行 OFDI 的可能性越大。

三、模型与变量描述

(一)构建基本模型

众所周知,企业在 OFDI 初期的海外投资获利是不确定的。所谓海外投资获利,包括投资当期可见的利益与未来不可度量的利益,换言之,既包括企业 OFDI 所获取的实际利润,也包括基于某种动机 OFDI 所想达到的效果。例如,市场寻求型企业在进行 OFDI 后,其是否获得有效市场与有利市场信息,均应包含在海外投资获利之中。本文亦采用战略三角模型,并根据上述理论分析与相关假设,认为企业海外投资获利 (U) 可以表述为:

$$U = f(\text{Productivity}, \text{Asset}, \text{Experience}, \text{R\&D}, \text{Institution}) \quad (1)$$

出口企业是选择继续出口还是 OFDI 时,会参照海外投资获利 (U) 与出口获利 (U_E) 之差来决策,即:当 $U-U_E$ 为正值时,企业会选择转为进行 OFDI;相反,当 $U-U_E$ 为负值时,企业会继续出口。

在基本模型(1)的基础上,本文的实证检验分为三个步骤:第一步以所有出口工业企业为对象,既涵盖了出口且转向 OFDI 的企业,也包括了出口但未 OFDI 的企业,以检验规模、生产率、出口经验等异质性因素对出口企业转为 OFDI 企业的影响;第二步以所有出口且转向 OFDI 企业为对象,探究这些企业为什么在有些年份会选择 OFDI,而有些年份则不考虑 OFDI;第三步仍以所有出口且转向 OFDI 企业为对象,根据企业规模和出口类别进行进一步的分组检验。

(二)数据来源与描述

本文出口企业数据来源于《中国工业企业数据库》,OFDI 企业数据则源于《中国工业企业数据库》和各省(直辖市、自治区)《境外投资企业(机构)名录》。《中国工业企业数据库》由国家统计局对全部国有和规模以上(主营业务收入超过 500 万元)非国有企业每年的调查收集而成,是目前国内最全面的企业层面数据库之一。而各省(直辖市、自治区)《境外投资企业(机构)名录》则包含了 OFDI 企业的名称、所在境外投资企业(机构)及其东道国经营范围、核准日期等。首先,本文根据经营范围对境外投资企业(机构)进行筛选,仅将从事生产、研发、加工等实体投资活动的企业认定其为 OFDI 企业。然后,按照企业代码和企业名称序贯识别,将这两个数据库进行合并与匹配。为了提高匹配精确度,还根据企业所在省(直辖市、自治区)的行业类别及其企业网站信息进行甄别,删除包含矛盾信息的观测值与异常值。据此,得到 1999-2009 年非平衡面板样本数据,共涉及 12312 家出口企业,其中 500 家为出口转 OFDI 企业,先后进行了 598 次 OFDI 活动。

从所有出口企业的异质性特征来看,与出口但未 OFDI 企业相比,出口转 OFDI 企业的销售收入、生产率、规模和员工数量等指标明显较大,而出口经验则相对较小(见表 1),初步验证了假设 1 和假设 2 的结论,但不能支持假设 3 的成立。

表 1 2000-2009 年所有出口企业的异质性特征描述

变量	出口但未 OFDI 企业		出口转 OFDI 企业	
	均值	标准差	均值	标准差
销售收入对数	10.43	1.34	12.55	1.84
员工数量对数	5.15	1.15	6.57	1.63
生产率对数	3.80	0.87	4.19	0.78
规模对数	10.10	1.53	12.50	2.04
出口经验	0.56	0.36	0.02	0.03

从出口转 OFDI 企业的地域分布来看,这 500 家企业分布在江苏(121 家)、浙江(74 家)、山东(52 家)、上海(43 家)、北京(38 家)、福建(25 家)、广东(22 家)、天津(22 家)、湖南(21 家)、河南(19 家)、河北(17 家)、辽宁(11 家)、黑龙江(6 家)、新疆(5 家)、安徽(4 家)、湖北(4 家)、四川(3 家)、甘肃(3 家)、广西(3 家)、江西(2 家)、山西(2 家)、重庆(1 家)、云南(1 家)、吉林(1 家),与中国 OFDI 的省际分布情况基本一致。

从出口转 OFDI 企业的性质分布来看,有限责任公司占比最多,达 48.6%,其次是合资企业,占比 18.4%,国有企业占比 9%。根据商务部发布的《中国对外直接投资统计公报》,截止到 2010 年末,按投资金额划分,国有企业是中国 OFDI 的主要来源,大约占 66.2%,而私营企业所占份额较少;但是,若按企业数量划分,有限责任公司是中国 OFDI 的主要来源,而私营企业所占份额不高。由此可见,有限责任公司在样本企业中居多的特点与中国 OFDI 的主体特征是非常吻合的。同时,从样本企业的代表性来看,既涵盖了宝钢集团、鞍钢集团、长安汽车等实力雄厚的大型中央企业和华为、中兴、吉利等正在迅猛成长的大型民营企业,也涉及到富佳机电、中颖电子、曙光模具等一大批民营规模以上企业。

从出口转 OFDI 企业的行业分布来看,样本企业超过 10 家的行业分布如图 1 所示,其中,纺织业

所占样本企业数最多(57 家),其次是普通机械制造业(38 家),交通运输设备制造业(36 家),电子及通信设备制造业(34 家),电气机械及器材制造业(33 家),专用设备制造业(33 家),黑色金属冶炼及压延加工业(29 家),服装及其他纤维制品制造业(29 家)等,而资源类行业如黑色金属矿采选业、石油和天然气开采业、煤炭采选业等所占样本企业数较少。根据商务部、统计局和外管局联合公布的《2010 年中国对外直接投资统计公报》,中国 OFDI 的整体行业分布趋势是在对服务业投资不断增加的同时,第一产业的比重逐年下降,第二产业(主要是采矿业和制造业)比重日益增加,其中采矿业中投资规模大的企业数量相对较少,仅占 3.5%;而制造业平均投资规模较小的企业数量相对较多,占比达到 35.8%,因此本文的样本行业分布与中国 OFDI 的行业走势基本保持一致。

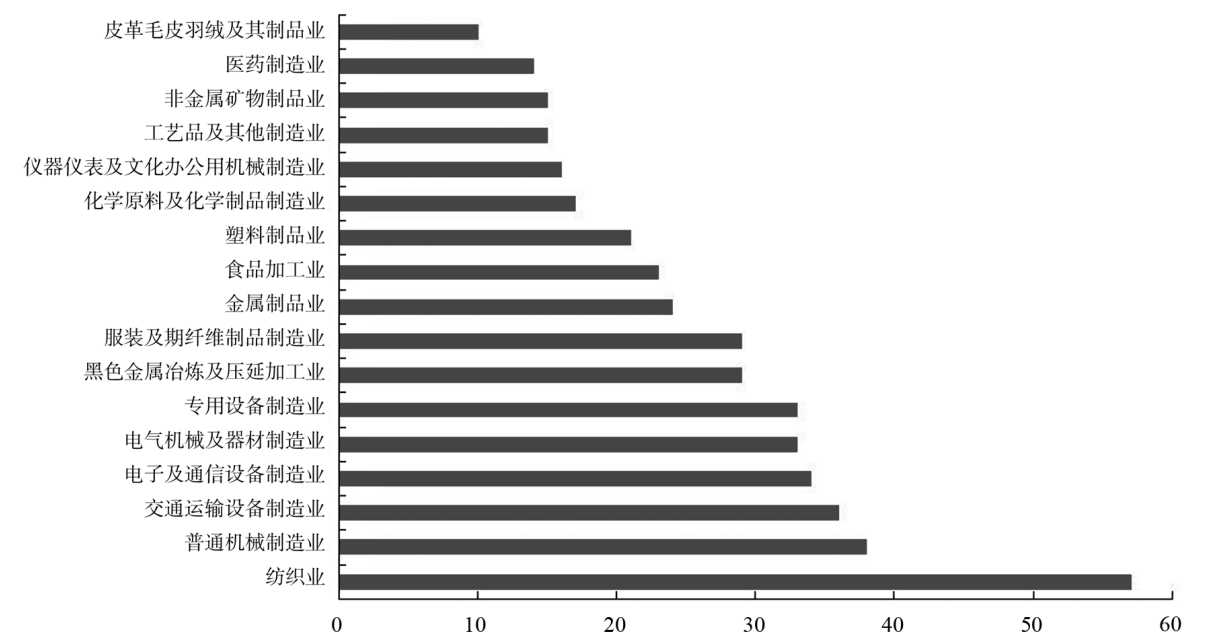


图 1 样本企业行业分布图

(三)变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量根据实证步骤的不同各有侧重:第一步实证检验以所有出口企业为对象,采用二值 Logit 模型,被解释变量为 $OFDI_i^m$,若出口企业在 1999-2009 年期间进行过至少一次 OFDI,则 $OFDI_i^m = 1$,否则 $OFDI_i^m = 0$;第二步和第三步检验均以 500 家出口转 OFDI 企业为对象,被解释变量为 $OFDI_{it}$,在第 t 期当 $U-U_E>0$ 时,企业会进行 OFDI,并根据企业的 OFDI 次数定义为 $OFDI_{it} = 1, 2, \dots$;当 $U-U_E\leq 0$ 时,企业不进行 OFDI, $OFDI_{it} = 0$ 。

2. 解释变量

- (1)企业生产率 (*Productivity*):通过采用索罗残差法来计算企业的全要素生产率,其计算公式为: $\ln TFP = \ln Y - \alpha \ln K - \beta \ln L$ 。这里, Y 用销售收入表示, K 为资产总计, L 为企业全部职工人数。 TFP 是指“生产活动在一定时间内的效率”,被认为是相比劳动生产率更能有效衡量企业生产效率的指标。
- (2)企业规模 (*Asset*):用合并数据库中的企业总资产表示。
- (3)企业出口经验 (*Experience*):用合并数据库中的企业出口交货值占工业总产值比重来衡量。
- (4)行业研发投入 (*R&D*):按二位码行业分类的企业 R&D 经费支出,来源于《中国科技统计年鉴》。
- (5)制度环境 (*Institution*):采用国民经济研究所测度市场化的指数(简称 NERI 指数),涉及区域

制度环境特征的五个方面:政府与市场的关系;非国有经济的发展;产品市场的发育程度;要素市场的发育程度;市场中介组织的发育和法律制度环境。分值越高,制度环境越好。

3. 固定效应

本文以企业层面的数据为研究对象,对企业从出口转向 OFDI 的行为进行研究。因此,考虑到有些因素不随时间变化,但是却能够解释企业的出口转 OFDI 行为,故引入个体固定效应;同时,考虑到不同年份企业所处的经济、社会环境会有所不同,在一定程度上也会影响企业的行为,故同时引入时间固定效应。

四、计量结果与分析

(一) 出口企业全样本回归的估计结果

为了考察企业异质性因素对所有出口企业是否转为 OFDI 企业的影响,本文首先采用二值 Logit 模型,被解释变量为哑变量:若出口企业在 1999–2009 年样本期内至少进行过一次 OFDI,则取值为 1,否则为 0;解释变量包括规模 (*Asset*)、生产率 (*Productivity*)、出口经验 (*Experience*) 等。^① 同时,为减弱变量的异方差性,企业规模与生产率变量皆以对数形式引入模型,故实证模型设定为:

$$OFDI_i^m = \beta_0 + \beta_1 LnTFP_i + \beta_2 LnAsset_i + \beta_3 Exprience_i + \varepsilon_i \tag{2}$$

在此二值模型中,由于 $OFDI_i^m = 1$ 的发生频率非常小,12312 家出口企业中仅有 500 家转为 OFDI,故被解释变量大量为 0,只有很少的 1,即出口企业转 OFDI 的发生率为 4.06%。在这种情形下,出口企业转 OFDI 的发生概率可能被系统低估,即有可能存在“稀有事件偏差”(King & Zeng, 2001)。为了解决此类偏差问题,本文采用两种办法:一是对由于稀有事件而造成的小样本偏差进行估计,然后对原 Logit 模型的估计系数进行修正,以得到“偏差修正估计”;二是使用非对称的“极值分布”,通过“补对数-对数”模型予以估计。结果如表 2 所示。

表 2 所有出口企业的异质性因素回归结果

变 量		二值 Logit 估计	偏差修正估计	补对数-对数估计
解释变量	<i>LnTFP</i>	0.1954 * (0.1023)	0.1943 ** (0.839)	0.1885 * (0.0817)
	<i>LnAsset</i>	0.4768 *** (0.0519)	0.4778 *** (0.0493)	0.4693 *** (0.4777)
	<i>Experience</i>	0.0952 (0.2878)	0.0994 (0.2598)	0.0876 (0.2556)
常数项	<i>Cons</i>	-10.6766 *** (0.6828)	-10.6689 *** (0.5923)	-10.5705 *** (0.5710)

注:被解释变量为 $OFDI_i^m$;圆括号内为标准误;*、**和***分别表示回归结果在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

由表 2 可知,使用“偏差修正估计”和“补对数-对数估计”的结果,与二值 Logit 模型十分接近。这说明,发生率为 4.06% 的稀有事件偏差并不明显,二值 Logit 模型的估计结果可信。企业生产率 (*LnTFP*) 变量系数显著为正,说明企业生产率越高的企业,越倾向于转为 OFDI。究其原因,OFDI 的

① 若同时考虑企业异质性特征行业与制度环境,回归结果中行业研发投入与制度环境变量的 P 值分别高达 0.807 和 0.948,表明回归模型中应该剔除这两个变量。究其原因,可能是由于所有出口企业样本数据较大,样本的省份、行业分布较为分散。因此,有必要控制行业和制度环境,仅考虑出口企业异质性特征,即解释变量包括企业生产率、企业规模、出口经验等。

固定成本被认为是大于出口的,在这种情形下,企业生产率越高,越有能力赚取足够的利润来抵消国际化所产生的固定成本,因此企业生产率最高的企业能够进行 OFDI,而生产率中等水平的企业继续出口,证实了假设 1 的成立。与之相类似,企业规模 ($LnAsset$) 变量系数显著为正,表明企业规模越大,企业的有形资产不仅会促进无形资源的利用,而且会促进企业转向 OFDI,证实了假设 2 的成立。若进一步计算规模与生产率两个变量的边际效应,会发现企业规模对出口企业转向 OFDI 的影响明显大于生产率,可见规模异质性、而非生产率异质性在影响我国出口企业转向 OFDI 方面发挥了更为重要的作用。但是相比之下,出口经验 ($Experience$) 变量不显著,并不能支持假说 3 的成立。究其原因,一方面,在所有出口企业样本中,OFDI 企业样本比例相对较小,仅为 4.06%;与出口但未 OFDI 企业样本(均值为 0.56)相比,出口转 OFDI 企业的出口经验均值仅为 0.02,对出口企业转向 OFDI 的影响力十分有限;另一方面,在其他条件相同时,出口经验越高的企业拥有更多的国际化经验,其更能准确预估海外投资获利与出口获利之差。特别是对于海外投资刚刚起步的中国企业来说,其潜在的投资风险是巨大的。与之相对应,据中国经济贸易促进会的统计,中国有 20000 多家企业在海外投资,90% 以上是亏损的,如此高的亏损面客观反映了企业对外投资的巨大风险。因此越是出口经验丰富的企业,对海外投资获利与出口获利之差的估计越有可能持谨慎态度,当认定二者的差值较小、甚至为负时,就会明显抑制企业转向 OFDI。

(二) 全样本回归的估计结果

我们注意到,在 500 家出口转 OFDI 企业中,其 OFDI 活动并非每年发生,即这些企业在有些年份会选择转向 OFDI,而有些年份则不考虑 OFDI,因此有必要对这一现象进行剖析。由于被解释变量(出口企业进行 OFDI 的次数)为非负的离散变量,同一年度内企业可能会有 0 次、1 次或多次 OFDI 活动,因此本文使用计数模型进行回归估计。从理论上讲,泊松分布 (Poisson Distribution) 是概率论中常用的一种离散型概率分布,其参数 λ 可以衡量单位时间内随机事件的平均发生率。但是,由于泊松假定的约束条件在经验应用中经常不成立,其中最重要的约束条件是条件均值等于条件方差,如果这一条件被拒绝,模型就被错误设定,而现实中又通常会出现方差大于均值(即过度分散)的情况。据此,本文选择面板负二项回归模型。

同时,基于海外投资获利函数和上述理论假设设定的解释变量,在模型(2)的基础上增加了滞后一期的 OFDI ($OFDI_{it-1}$) 和制度环境指标 ($Institution_{it}$) 为减弱变量的异方差性,企业规模、企业生产率、行业研发投入变量皆以对数形式引入模型。实证模型设定为:

$$OFDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 OFDI_{it-1} + \beta_2 LnTFP_{it} + \beta_3 LnAsset_{it} + \beta_4 Exprience_{it} + \beta_5 LnR\&D_{it} + \beta_6 Institution_{it} + \beta_7 Age_{it} + Crisis + State + Resource + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

该模型的回归结果如表 3 所示,其中第(1)列显示的是只有个体固定效应的估计结果。滞后一期的 OFDI ($OFDI_{it-1}$) 系数为-1.022,并且在 1% 水平上显著,表明企业前一期的 OFDI 行为,会在相当程度上抑制企业再次进行 OFDI 行为。这是因为,一方面,企业初次进行 OFDI 需要投入大量的沉没成本,而在短期内企业的收益不会马上抵消这种沉没成本,因此会造成企业没有足够的资本条件再进行新一轮的 OFDI。尤其值得一提的是,本文所选取的样本企业,均为进行实体 OFDI 的企业,其境外投资活动涉及生产、研发、加工等,在初次 OFDI 时必然会投入大量的沉没成本进行建厂,其长期投资必然会抑制企业进行新一轮的对外投资。另一方面,企业只有在进入国际市场后,才能更为准确地了解其在国际市场当前以及未来的盈利潜力,即海外投资获利与出口获利之差。如果前期 OFDI 结束后,该差值为负,则会明显抑制企业再次进行 OFDI 行为。

企业生产率 ($LnTFP$) 变量的系数为正,但不显著,在一定程度上支持了假设 1 的成立。这一结论也在一定程度上反映了生产率并非是中国企业“走出去”的决定因素,即中国企业“走出去”亦存在与出口领域相类似的“生产率悖论”问题。对此,戴翔(2013)认为如果我国企业在国际化过程中,遵循着“先出口后投资”的路径,并且在以出口为表现形式的外向型发展程度越高的行业,企业越有“走出

去”的倾向,那么生产率悖论的产生也就不足为奇。也就是说,出口企业可能先进行 OFDI,通过 OFDI 积累经验,逐步提高企业生产率,此时企业生产率对出口企业转向 OFDI 的影响作用并不显著。

企业规模 (*LnAsset*) 变量的系数为 0.324,并且在 1% 水平上显著,表明企业的有形资产会显著促进企业转向 OFDI,再次证实了假设 2 的成立。这说明,有形资源对企业 OFDI 非常重要,毕竟无形资源的利用要以有形资源为依托和基础。然而,出口经验变量 (*Experience*) 不显著,与假设 3 不一致。究其原因,一方面,如前所述,在对外投资风险与亏损面巨大的情形下,越是出口经验丰富的企业,对海外投资获利与出口获利之差的估计越有可能持谨慎态度;另一方面,尽管出口经验在企业国际化进程中能够有效缓解信息不对称和不确定性,提高企业进入国际市场的能力,但是如果出口企业的利润水平相对有限,那么企业必然没有多余的财力与能力进行 OFDI,因此只能继续通过出口维持在国际市场上的发展,此时出口经验的提升对企业出口转 OFDI 的影响并不显著。

表 3 出口转 OFDI 企业全样本与出口类别分组回归结果

变 量		全样本		出口类别分组	
		(1)	(2)	持续性出口	偶然性出口
解释变量	<i>OFDI_{it-1}</i>	-0.9550 *** (0.1921)	-1.0681 *** (0.1917)	-1.6981 *** (0.2648)	-0.9118 *** (0.2645)
	<i>LnTFP</i>	0.0941 (0.1555)	0.0940 (0.1627)	-0.1037 (0.1737)	0.1761 (0.2156)
	<i>LnAsset</i>	0.3606 *** (0.1094)	0.1900 * (0.1093)	0.2435 ** (0.1192)	0.1576 (0.1791)
	<i>Experience</i>	-0.0118 (0.0345)	-0.0165 (0.0431)	-0.0003 ** (0.0001)	0.0001 (0.0006)
	<i>LnR&D</i>	0.1738 * (0.0986)	0.0653 (0.1145)	0.0043 (0.1197)	0.2779 (0.1693)
	<i>Institution</i>	0.5642 *** (0.0840)	0.0283 (0.1333)	-0.0035 (0.1325)	-0.2490 (0.2369)
固定效应	个体固定效应	是	是	是	是
	时间固定效应	否	是	是	是
观测值	N	3129	3129	2310	707

注:被解释变量为 *OFDI_{it}*; 圆括号内为标准误; *、**和 ***分别表示回归结果在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

行业研发投入变量 (*R&D*) 显著为正,即假设 4 成立。企业的研发能力同时也是其吸收能力的重要组成部分,企业从出口转向技术获取型 OFDI 时,研发水平越高,相应的吸收能力越强,越有能力获取战略资源。也正是在这样一个复杂的主动吸收过程中,企业才能将自己的组织结构体系和过程转移到东道国陌生的文化和制度环境中,才能部分弥补其海外投资所面临的外来者劣势。因此,所属行业研发投入越高的出口企业,越倾向于 OFDI。

制度环境变量 (*Institution*) 不仅在 1% 水平上显著,而且其影响系数为 0.380,表明较好的制度环境会显著促进出口企业转为 OFDI,假设 5 成立。地方政府在区域制度环境建设的过程中,正不断减少对当地经济活动的干预,市场发育逐渐健全,产权制度趋于完善,市场竞争规则逐渐形成。显然,地方政府高质量的区域制度环境,有助于确保透明度,减少信息不对称性,降低 OFDI 的交易成本 (Wei et al., 2013)。更为重要的是,政府还能够帮助企业进行资源配置,且具有公平性和间接性,有助于确保当地企业积累资源进行 OFDI 活动。

第(2)列显示的是同时控制个体固定效应和时间固定效应的回归结果。与第(1)列结果相比,绝

大部分解释变量和控制变量的符号和显著程度都是相似的,但系数略有变小。这表明,一方面,企业在不同年份所处的经济和社会条件不同,势必对企业的 OFDI 活动产生影响;另一方面,同时控制个体固定效应和时间固定效应,各方面因素控制得更为全面,结果也更为准确。

(三) 基于出口类别的分组检验

全样本检验的结果表明,唯有“出口经验”的作用远远低于预期效果,不能很好地支持假设 3 的成立。对此,有必要进行更为深入的考察,故将 1999–2009 年样本期间企业在进行第一次 OFDI 活动时,其出口年龄大于 2 年的企业定义为持续性出口企业,将只有 1 年或者 2 年出口经验的企业定义为偶然出口性企业,并据此进行分组检验,其中属于持续性出口的样本企业有 330 家,属于偶然性出口的企业则有 170 家,其回归结果同样见表 3。

在出口类别的分组检验结果中,“持续性出口”与“偶然性出口”企业的结果略有不同。其一,两组检验中,滞后一期的 OFDI 行为均会显著抑制企业再次进行海外投资,再次验证了前文相关结论的稳健性。其二,企业规模与“持续性出口”企业 OFDI 正相关,与“偶然性出口”企业 OFDI 关系不显著。究其原因,持续性出口企业国际经验较为丰富,在进行 OFDI 时所面临的风险较小,此时企业规模的扩大会促进企业进行出口向 OFDI 的转变。其三,也是更为重要的是,对持续性出口企业而言,出口经验越丰富,其对该企业转向 OFDI 反而产生了显著的抑制作用。根据异质性企业理论,一方面,丰富的出口经验可以帮助出口企业获得更多有关外国市场的需求信息,消除出口的不确定性 (Nguyen, 2012),提高企业的出口盈利能力。目前中国企业海外投资的巨大风险与亏损面,显然向这些出口经验丰富的企业传达了抑制转向 OFDI 的消极信号,这也是出口经验作用远远低于理论假设的重要原因。另一方面,企业对新市场的进入成本也会随着其出口经验的增加而降低,进而提高企业出口至新市场的成功率 (Sheard et al., 2012),即这类企业并不需要一定借助转向 OFDI 的方式来开拓更多的国外市场。换言之,企业出口收益率和市场开拓率会随着时间的增加和出口经验的积累而得以提高。在这种情形下,该类企业在持续的出口过程中不断获利,因而更易对丰富出口经验保障下的出口获利产生路径依赖,其转向 OFDI 模式的动力明显不足。

(四) 基于企业规模的分组检验

前文估计结果表明,以总资产为代表的企业规模,较之企业生产率,对出口企业转向 OFDI 发挥了更为显著的正向推动作用,这与异质性企业理论所强调的企业生产率的核心作用有所不同。同时,企业规模促进作用的稳健性,乃至更加细化的结论,在全样本检验中是无法获知的,因此需进行进一步的分析。对此,本文一方面控制企业生产率和出口经验等变量,仅将企业规模作为核心解释变量,对全样本进行回归;另一方面将出口企业按照全样本企业资产均值分组,企业资产大于或等于均值的出口企业集合定义为“规模较大组”,反之定义为“规模较小组”,据此进行分组检验,回归结果见表 4。

根据全样本(1)回归结果,在将企业生产率和出口经验作为控制条件、仅关注企业规模的情况下,企业规模变量依然显著为正,再次对假设 2 予以证实,即出口企业的规模越大,越倾向于 OFDI。国内竞争日益激烈,且国内市场趋于饱和,众多企业面临产能过剩问题,严重制约了企业的进一步发展。在此背景下,企业需要不断开拓和创造新市场来保持企业的生命力,规模经济是企业对外直接投资的重要动机之一,通过绿地投资或跨国并购,企业可以打入东道国市场,扩大企业销售网络,实现规模经济。

分组回归结果则显示,企业规模对于其 OFDI 的影响不能一概而论。在“规模较小组”,企业规模变量显著为正,其对企业出口转 OFDI 概率具有明显的促进作用;而在“规模较大组”,企业规模变量系数为负且较为显著,其对出口转 OFDI 表现为明显的抑制作用。换言之,随着企业规模的增大,其转向 OFDI 的概率先升后降。究其原因,在企业规模扩大的初始阶段,有形资产随之增加,无形资产的利用也以有形资产为依托,二者共同推动企业转向 OFDI。但是,当企业规模达到一定水平时,企业将对是否转向 OFDI 的战略转变更为审慎,出于风险规避的考虑,更倾向于继续保持和扩大盈利性出口。

考虑到企业规模变量对于其 OFDI 的影响先升高后降低,有可能呈现倒 U 型,因此再次控制企业生产率和出口经验等变量,并引入企业规模的平方项,对全样本进行回归,结果如全样本(2)所示。可以发现,解释变量和控制变量的符号和显著程度十分相似,系数略有变化。企业规模变量系数为 2.8469,在 1% 水平上显著为正;而企业规模平方项系数为-0.0960,且在 1% 水平上显著为负,这表明,1999-2009 年,企业规模变量与出口企业转 OFDI 之间呈现倒 U 型关系,即随着企业规模的增大,对其转 OFDI 发挥了正向的促进作用,但是达到一定水平后,随着企业规模进一步扩大,企业决策的谨慎性与稳妥性将抑制出口企业转为 OFDI,进一步证实了分组检验结果的稳健性。

与此同时,滞后一期的 OFDI 在“规模较小组”系数为-1.8544,且在 1% 水平上显著,而在“规模较大组”不显著,这说明对于大企业而言,资本对其 OFDI 的约束很小,对于资本并不充裕的企业而言,其前一期的 OFDI 则会明显抑制企业后期的 OFDI 活动。出口经验变量对“规模较大组”企业的影响显著为负。可能的原因是,对于较大企业来讲,出口经验越丰富,企业对海外市场更加了解,因此对外投资更加谨慎。

表 4 按照出口转 OFDI 企业规模分组的回归结果					
变 量		全样本(1)	全样本(2)	规模较大组	规模较小组
解释变量	$OFDI_{it-1}$	-1.0751 *** (0.1921)	-1.0810 *** (0.1903)	-0.3132 (0.2204)	-1.8544 *** (0.2683)
	$LnTFP$			0.3001 (0.4067)	0.1143 (0.1553)
	$LnAsset$	0.2004 * (0.1080)	2.8469 *** (0.9182)	-0.6692 * (0.4087)	0.6835 *** (0.2009)
	$LnAsset^2$		-0.0960 *** (0.0329)		
	$Experience$			-1.0124 ** (0.5148)	-0.0129 (0.0321)
	$LnR\&D$	0.0604 (0.1142)	0.0326 (0.1165)	-0.2423 (0.2244)	0.0885 (0.1102)
	$Institution$	0.0465 (0.1301)	0.0505 (0.1326)	-0.0004 (0.0056)	-0.2489 (0.1645)
固定效应	个体固定效应	是	是	是	是
	时间固定效应	是	是	是	是
观测值	N	3040	3040	489	2228

注:被解释变量为 $OFDI_{it}$;圆括号内为标准误;*、**和***分别表示回归结果在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

五、结论与政策含义

本文关注出口企业向 OFDI 模式的转变,首先,基于企业异质性理论和战略三角模型,引入“海外投资获利”概念,提出了我国出口企业转向 OFDI 的多维影响因素及其相应假说。其次,为了验证这些假说,基于我国 1999-2009 年 12312 家出口企业与 500 家出口转 OFDI 企业的微观数据,先后采用二值 Logit 模型与面板固定效应负二项回归模型对样本数据进行总体检验与分组检验,结果表明,企业规模与生产率等异质性特征是决定出口企业是否转向 OFDI 的关键性因素,其中企业规模不仅与出口企业转向 OFDI 呈现倒 U 型关系,而且较之生产率发挥了更为显著的作用;行业研发投入与地区制度环境均会对出口企业转向 OFDI 产生显著的正向影响;囿于中国 OFDI 企业所面临的风险与亏损面,出

口经验的作用并不明显;持续性出口较之偶然性出口企业,更易对丰富出口经验保障下的出口获利产生路径依赖,其转向 OFDI 模式的动力明显不足。

本文的政策含义是:在企业国际化的进程中,我国越来越多的出口企业正面临着是否“走出去”的战略选择,对此无论是政府还是企业都需要创造充分的条件,满足企业 OFDI 所应具备的多维要素。其一,规模较小、出口经验并不丰富的出口企业,在转向 OFDI 的过程中必须更为谨慎,充分考虑海外投资所面临的风险及其亏损的可能性。其二,尽管存在“生产率悖论”,出口企业在国际化的过程中也要不断提升生产率,确保有足够的能力抵消海外投资的沉没成本。其三,制度环境是企业从出口模式向 OFDI 模式转化的重要条件,尤其是中小企业对地区性制度环境非常敏感,这就需要地方政府与有关机构加强制度环境建设,需要为中小出口企业提供东道国信息、扩大金融支持、培养专业人才等。其四,行业整体研发投入的提高,会显著促进企业的 OFDI 行为,今后应更加重视行业研发与企业研发的投入水平,促进越来越多的出口企业向技术获取型 OFDI 转变。

参考文献:

- [1] Barney J., M. Wright, and D. J. Ketchen, 2001, “The Resource-based View of the Firm: Ten Years after 1991,” *Journal of Management*, 27 (6): 625-641.
- [2] Helpman, E., M. J. Melitz, and S. R. Yeaple, 2004, “Export versus FDI with Heterogeneous Firms,” *American Economic Review*, 94 (1): 300-316.
- [3] Kimura F., and K. Kiyota, 2006, “Exports, FDI, and Productivity: Dynamic Evidence from Japanese Firms,” *Review of World Economics*, 142 (4): 695-719.
- [4] King G., and L. Zeng, 2001, “Logistic Regression in Rare Events Data,” *Political Analysis*, 9 (2): 137-163.
- [5] Li, P., 2007, “Toward an Integrated Theory of Multinational Evolution: The Evidence of Chinese Multinational Enterprises as Latecomers,” *Journal of International Management*, 13 (3): 296-318.
- [6] Lu J., X. Liu, and H. Wang, 2011, “Motives for Outward FDI of Chinese Private Firms: Firm Resources, Industry Dynamics, and Government Policies,” *Management and Organization Review*, 7 (2): 223-248.
- [7] Mathews J. A., 2006, “Dragon Multinationals: New Players in 21st Century Globalization,” *Asia Pacific Journal of Management*, 23 (1): 5-27.
- [8] Narayanan V. K., and L. Fahey, 2005, “The Relevance of the Institutional Underpinnings of Porter’s Five Forces Framework to Emerging Economies: An Epistemological Analysis,” *Journal of Management Studies*, 42 (1): 207-223.
- [9] Nguyen D. X., 2012, “Demand Uncertainty: Exporting Delays and Exporting Failures,” *Journal of International Economics*, 86 (2): 336-344.
- [10] Ramasamy B., M. Yeung, and S. Laforet, 2012, “China’s Outward Foreign Direct Investment: Location Choice and Firm Ownership,” *Journal of World Business*, 47 (1): 17-25.
- [11] Rui H., and G. S. Yip, 2008, “Foreign Acquisitions by Chinese Firms: A Strategic Intent Perspective,” *Journal of World Business*, 43 (2): 213-226.
- [12] Sheard M. K., S. Ross, and A. Cheung, 2012, “Educational Effectiveness of an Intervention Programme for Social-emotional Learning,” *Journal of Multiple Research Approaches*, 6 (3): 264-284.
- [13] Wang, C., J. Hong, M. Kafouros, and A. Boateng, 2012, “What Drives Outward FDI of Chinese Firms? Testing the Explanatory Power of Three Theoretical Frameworks,” *International Business Review*, 21 (3): 425-438.
- [14] Wei, Y., N. Zheng, X. Liu, and J. Lu, 2013, “Expanding to Outward Foreign Direct Investment or not? A Multi-dimensional Analysis of Entry Mode Transformation of Chinese Private Exporting Firms,” *International Business Review*, 23 (2): 356-370.
- [15] Witt M. A., and A. Y. Lewin, 2007, “Outward Foreign Direct Investment as Escape Response to Home Country Institutional Constraints,” *Journal of International Business Studies*, 38 (4): 579-594.
- [16] Yamakawa Y., M. W. Peng, and D. L. Deeds, 2008, “What Drives New Ventures to Internationalize from Emerging to Developed Economies?” *Entrepreneurship Theory and Practice*, 32 (1): 59-82.
- [17] Yiu D. W., C. M. Lau, and G. D. Bruton, 2007, “International Venturing by Emerging Economy Firms: the Effects of Firm Capabilities, Home Country Networks, and Corporate Entrepreneurship,” *Journal of International Business Studies*, 38 (4): 519-540.

- [18] 戴翔,2013,“中国企业‘走出去’的生产率悖论及其解释——基于行业面板数据的实证分析”,《南开经济研究》,第2期,第44-59页。
- [19] 邓富华、胡兵,2013,“制度约束下东道国腐败对中国对外直接投资的影响——基于跨国面板数据的门槛效应检验”,《中国经济问题》,第4期,第99-108页。
- [20] 林治洪、陈岩、秦学志,2012,“中国对外投资决定因素——基于整合资源观与制度视角的实证分析”,《管理世界》,第8期,第165-166页。
- [21] 陶攀、荆逢春,2013,“中国企业对外直接投资的区位选择——基于企业异质性理论的实证研究”,《世界经济研究》,第9期,第74-80页。
- [22] 张建红、周朝鸿,2010,“中国企业走出去的制度障碍研究”,《经济研究》,第6期,第80-91页。

A Multi-dimensional Analysis of Chinese Exporting Firms' Transforming towards Outward Foreign Direct Investment: Evidence from Micro Data

QI Jianhong, WANG Yayun
Shandong University, Jinan, 250100

Abstract: Based on productivity heterogeneity theory and the intergrated “strategic tripod” framework, this paper firstly puts forward the hypotheses and determinants of conversion from exporting to OFDI. Using the firm-level dataset of 12312 exporters and 500 OFDI firms during the period of 1999-2009, the paper then adopts the binary Logit and fixed effect panel negative binomial Count data model and makes the full-sample and sub-sample tests in light of firm's size and exporting experience, respectively. The results show that heterogeneous characteristics, such as firm size and productivity, are the key factors for the conversion of exporting firms into OFDI. Firm size not only shows an inverse U-shaped relationship, but also plays a more important role in transforming into OFDI. Both Industry R&D and institutional environment have significant positive impacts on firms' OFDI decisions. Due to the huge risk and the petrntrial loss of Chinese OFDI firms, exporting experience is not as significant as expected. Compared with occasional exporting firms, the persist ent exporters find it much easier to enjoy path dependence on profits guaranteed by export experience and then have less strong motives to transform towards OFDI.

Key words: heterogeneity theory; strategic tripod; exporting firms; OFDI; Count data model

[责任编辑:龙小宁][校对:王 俊]