

“天生对外直接投资”企业对外投资规模研究

——基于民营企业微观层面数据

余官胜¹, 龙文²

(1. 福建师范大学 经济学院, 福建 福州 350117; 2. 美国巴克莱资本, 美国 纽约 10041 NY 212)

摘要: 利用民营企业微观层面数据, 研究“天生对外直接投资”企业的对外投资规模。将“天生对外直接投资”企业定义为成立三年内便进行对外直接投资的企业, 由于成立时间较短, 这类企业在国内投资生产也需承担额外生产成本, 因而相比于其他对外直接投资企业有更大的对外投资规模。构建理论框架对这一机理进行阐述, 并使用温州商务局提供的民营企业对外直接投资数据进行实证研究, 发现“天生对外直接投资”企业比其他对外直接投资企业有更大的对外投资总规模和单项目平均规模; 鉴于“天生对外直接投资”企业可能存在的选择性偏差, 采用倾向得分匹配方法进一步检验了前述研究结果, 确保结论的稳健性。研究表明, “天生对外直接投资”企业不仅有较快的对外投资速度, 并且具有较大的对外投资规模, 因此商务部门应在审批政策、信贷支持等方面扶持此类企业的发展。

关键词: “天生对外直接投资”企业; 投资规模; 倾向得分匹配; 民营企业

中图分类号: F831.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2019)05-0086-10

一、引言

在传统国际投资理论中, 企业被认为先在国内建立竞争优势后再进行对外直接投资^[1], 这也符合经济全球化早期跨国公司多为大型垄断企业的事实。然而, 随着全球经济一体化的推进和信息技术的快速发展, 不具备竞争优势的中小企业也能快速进入国际市场, 从而出现了“天生国际化(Born global)”企业^[2]。当前, 我国企业正在经历类似的进程, 在综合国力提升和利好政策的推动下, 我国较多包括民营企业在内的中小企业也能在成立初期进行对外直接投资, 从而出现了“天生对外直接投资(Born OFDI)”企业。类似于国际学术界对“天生国际化”企业的界定^[3], 本文也将“天生对外直接投资”企业定义为刚成立或成立初期便从事对外直接投资行为的企业。相比于其他对外直接投资企业, 这类企业的投资行为也必然存在较大区别, 本文利用温州民营企业微观数据研究这类“天生对外直接投资”企业是否具有更大的对外投资规模。在“一带一路”战略推进我国企业对外直接投资规模增长的背景下, 该问题的研究对于我国培育快速成为跨国公司的“天生对外直接投资”企业具有一定的政策参考价值。

作为发展中国家, 我国企业在对外直接投资上与发达国家存在较大的动机差别。相比于发达国家企业因优势而进行对外直接投资, 发展中国家企业则因为劣势为规避国内竞争而进行对外直接投

收稿日期: 2019-08-01; 修回日期: 2019-09-02

基金项目: 浙江省哲学社会科学规划课题“我国‘天生对外直接投资’企业效益与风险研究”(19NDJC138YB)

作者简介: 余官胜(1983—), 男, 浙江乐清人, 福建师范大学经济学院副教授, 经济学博士, 研究方向为国际经济学; 龙文(1983—), 男, 湖北荆门人, 美国巴克莱资本分析员, 研究方向为国际经济学。

资,即发展中国家企业对外直接投资的非平衡理论^[4]。在这种情况下,“天生对外直接投资”企业由于成立不久,在国内市场上并无优势,因而倾向于以更大的投资规模进入国外市场,本文对此进行实证检验。在国内针对企业对外直接投资的微观实证研究中,因数据缺乏而难以开展对投资规模的检验,因此本文利用温州商务局提供的包含投资规模在内的民营企业对外直接投资项目信息进行实证研究。温州作为我国民营经济和对外开放的发源地之一,企业行为具有典型的市场化特征,对外直接投资也主要由中小民营企业推动,数据样本充分,并且也最为接近国外“天生国际化”企业主要是中小企业的特征^[5],因而利用温州民营企业样本研究“天生对外直接投资”企业行为是较为理想的选择。本文的实证研究利用普通最小二乘法回归和倾向得分匹配回归均发现“天生对外直接投资”民营企业相比于其他对外直接投资企业具有较大的对外投资规模。

二、文献综述

本文将国际商务领域“天生国际化”企业的概念引申至研究我国“天生对外直接投资”企业的投资规模,并利用温州民营企业微观层面数据展开实证研究。因而与本文研究相关的文献包括两类:一类是“天生国际化”企业文献;另一类是我国企业对外直接投资微观实证研究文献。

(一) “天生国际化”企业文献

在经济全球化和信息技术进步的推动下,自上世纪九十年代以来,较多企业一改以往以渐进方式进行国际化的策略,而是在企业成立之初便进行国际化,出现了“天生国际化企业”^[2]。在“天生国际化”企业的出现和兴起过程中,企业内部和外部因素都起着重要的推动作用。在企业内部因素中,较高的创新能力、内部学习能力以及组织的高效性都被认为是具有正向的作用^[6-8];拥有国际化视野高管的企业也更易成为“天生国际化”企业,这是因为这些高管更具有国际化战略思维^[9]。在企业外部因素中,母国技术水平的提升和金融市场的发展为“天生国际化”企业的诞生提供了便利和保障^[10-11];全球化带来的信息和市场便利也推动了“天生国际化”企业的发展^[12]。

为了便于展开实证研究,较多文献将成立三年内便进行国际化的企业界定为“天生国际化”企业^[13-16]。在度量的基础上,较多实证研究探索了“天生国际化”企业的特征,一方面这类企业在行业上较为集中且多为高科技企业^[13];另一方面这类企业也有相对较高的业绩表现^[15]。Vanninen *et al.*^[5]发现“天生国际化企业”多数为中小型企业,而且这些企业具有组织成本上的优势。Martin *et al.*^[17]则发现“天生国际化”企业具有较强的营销能力和较高的创新水平,从而使其能获得较佳的市场表现。

(二) 我国企业对外直接投资微观层面实证研究文献

近年来,随着大样本数据库的挖掘和使用,在微观上对我国企业对外直接投资进行实证研究的文献越来越多,大体上可以分为两类数据来源,一是从上市公司的公开数据获取,二是匹配《中国工业企业数据库》和《境外投资企业(机构)名录》获取。在利用上市公司数据的实证研究中,宗芳宇等^[18]发现与东道国之间的双边投资协定不仅是促进企业对外直接投资的重要因素,并且还能弥补东道国的制度缺失和母国的制度不均衡。张娆^[19]研究了高管背景对企业对外直接投资的影响,发现具有海外背景的高管有更大的对外直接投资倾向,并且投资绩效较高,而这种正向效应在民营企业中更明显。吕萍和郭晨曦^[20]研究了治理结构产生的影响,发现上市公司的不同治理结构对企业是采取并购还是绿地投资来进行对外直接投资会产生不同的影响。汝毅等^[21]发现对高管的股权激励有助于提升企业对外直接投资速率,并且这种效应在民营企业中更为明显。赵宸宇和李雪松^[22]将上市公司数据与《境外投资企业(机构)名录》匹配进行实证研究,发现总体上对外直接投资会提升企业技术创新,但是如果是不具有比较优势的企业进行对外直接投资则会对技术创新产生负面影响。

在第二类文献中,韩剑^[23]发现企业对外直接投资存在生产率门槛,只有高生产率的企业才会进行对外直接投资。刘莉亚等^[24]以及李磊和包群^[25]研究了融资约束产生的影响,均发现企业融资能力的提高和融资约束的缓解有助于推动对外直接投资。在企业对外直接投资的效应上,肖慧

敏和刘辉煌^[26]发现对外直接投资提升了企业技术效率,并且这种提升作用在对发达国家投资的企业中更为明显;毛其淋和许家云^[27]发现对外直接投资会促进企业创新,这种效应具有逐年递增的持续性,并且不同类型对外直接投资产生的影响也存在差异。李磊等^[28]发现企业对外直接投资能促进国内就业,投资次数越多则促进效应越强,并且这种效应随投资动机不同而存在较大差异。温湖炜^[29]发现对外直接投资能缓解企业产能过剩,且存在长期影响,增加投资东道国数目则会加强产能过剩的缓解效应。

(三) 文献评价

从国内外现有研究中可以发现,国内文献已较为全面地探明了企业对外直接投资各个维度的影响因素及其经济效益,但尚未有文献关注不同速度对外直接投资企业的差异特征。国外“天生国际化”企业的研究进展恰好为研究我国近年来企业对外直接投资速度加快提供了理论借鉴,可用于研究我国“天生对外直接投资”企业的各种现象。本文正是融合国内企业对外直接投资微观层面的进展和国外“天生国际化”概念,利用温州民营企业数据研究“天生对外直接投资”企业是否有较高的投资规模。本文的研究能在文献上扩展对我国对外直接投资企业行为快速的理解,构成了本文学术上的边际贡献。

三、理论框架

本文将“天生对外直接投资”企业定义为在成立之初便进行对外直接投资的企业,因而假定这类企业在对外直接投资之前没有国内生产;非“天生对外直接投资”企业则指的是在对外直接投资之前存在国内生产。假定两家企业,A为“天生对外直接投资”企业,B为非“天生对外直接投资”企业,两企业均有资本总量 \bar{k} 用于投资国内和国外,分别为 k^d 和 k^f ,并且 $k^d + k^f = \bar{k}$ 。

对于“天生对外直接投资”企业A而言,由于在国内没有生产基础,因而在国内生产时需要投入与投资额相关的生产成本;而非“天生对外直接投资”企业因为在国内有生产基础无需再投入生产成本,而且该生产成本与投资额正相关。简化起见,假设生产仅需投入资本一种要素,收益则为产出的一定比例。“天生对外直接投资”企业A和非“天生对外直接投资”企业B在国内投资的收益可分别写为:

$$\pi^{Ad} = \alpha Q^d(k^{Ad}) - C^d(k^{Ad}) \quad (1)$$

$$\pi^{Bd} = \alpha Q^d(k^{Bd}) \quad (2)$$

这里 k^{Ad} 和 k^{Bd} 分别为企业A和企业B投入国内生产的资本; C^d 为国内首次生产所需的成本。由于考察的是企业首次对外直接投资的规模,“天生对外直接投资”企业A和非“天生对外直接投资”企业B在国外均没有生产基础,因而两类企业在国外生产时均需要承担与投入资本正相关的成本。类似地,企业A和B在国外投资的收益可以写为:

$$\pi^{Af} = \beta Q^f(k^{Af}) - C^f(k^{Af}) \quad (3)$$

$$\pi^{Bf} = \beta Q^f(k^{Bf}) - C^f(k^{Bf}) \quad (4)$$

这里 k^{Af} 和 k^{Bf} 分别为企业A和B在国外的投资规模; C^f 为在国外首次生产所需的成本。在总投资资本固定的情况下,企业实现收益最大化的资本配置策略是保证国内资本的边际收益等于国外资本的边际收益。对于两类企业而言,即:

$$\frac{\partial \pi^{Ad}}{\partial k^{Ad}} = \frac{\partial \pi^{Af}}{\partial k^{Af}} \Rightarrow \frac{\partial Q^d(k^{Ad})}{\partial k^{Ad}} = \frac{1}{\alpha} \left[\beta \frac{\partial Q^f(k^{Af})}{\partial k^{Af}} - \frac{\partial C^f(k^{Af})}{\partial k^{Af}} + \frac{\partial C^d(k^{Ad})}{\partial k^{Ad}} \right] \quad (5)$$

$$\frac{\partial \pi^{Bd}}{\partial k^{Bd}} = \frac{\partial \pi^{Bf}}{\partial k^{Bf}} \Rightarrow \frac{\partial Q^d(k^{Bd})}{\partial k^{Bd}} = \frac{1}{\alpha} \left[\beta \frac{\partial Q^f(k^{Bf})}{\partial k^{Bf}} - \frac{\partial C^f(k^{Bf})}{\partial k^{Bf}} \right] \quad (6)$$

从上式中可以发现,相比于企业B,在其他条件一致的情况下,“天生对外直接投资”企业A国内外投资边际收益相等的条件右侧多了一项正的 $\frac{\partial C^d(k^{Ad})}{\partial k^{Ad}}$,因而为了保持等式成立需要有更大的国内

投资边际收益 $\frac{\partial Q^d(k^{Ad})}{\partial k^{Ad}}$, 在边际收益递减的情况下需要较小的国内投资额 k^{Ad} , 即:

$$\frac{\partial Q^d(k^{Ad})}{\partial k^{Ad}} > \frac{\partial Q^d(k^{Bd})}{\partial k^{Bd}} \Rightarrow k^{Ad} < k^{Bd} \quad (7)$$

由于假定企业 A 和 B 的总投资规模相等, 因此 $k^{Af} > k^{Bf}$, 即“天生对外直接投资”企业的对外直接投资规模要大于非“天生对外直接投资”企业。

本文理论框架的经济学逻辑在于, 相比于已在国内生产的非“天生对外直接投资”企业, “天生对外直接投资”企业因为在国内无生产经历而需要投入额外的成本, 进而降低了在国内投资的相对收益。反言之, 增加了企业在国外进行对外直接投资的相对收益, 会激励企业将更多的资本投入到国外生产。

四、“天生对外直接投资”民营企业事实与特征

在我国企业对外直接投资兴起之初, 主要是由国有企业承载国家战略目标进行, 民营企业所占的份额较少。随着我国市场化改革的不断推进, 民营企业综合国际竞争力也在逐步提升。近年来民营企业对外直接投资规模不断扩大, 已成为我国“一带一路”战略推进对外直接投资中不可忽视的力量。图 1 绘出了我国 2006—2015 年间国有企业和非国有企业对外直接投资存量占比份额的变化趋势, 可以发现以民营企业为主的非国有企业对外直接投资占比从 2006 年的不到 20% 逐年递增至 2015 年的近半壁江山, 反映出非国有企业对外直接投资的重要性正在逐渐提升。

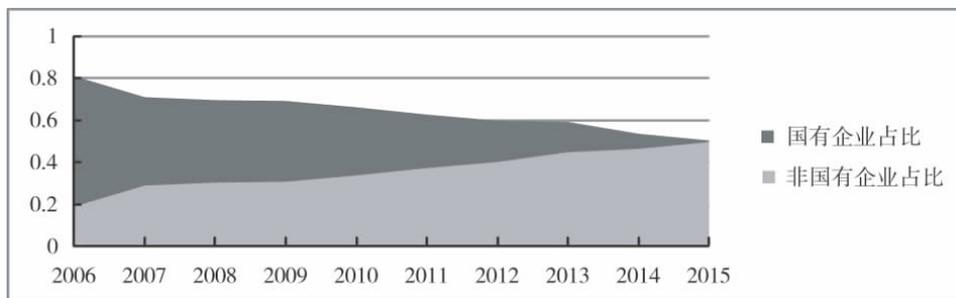


图 1 国有企业和非国有企业对外直接投资占比趋势

数据来源: 商务部历年《中国对外投资统计公报》。

温州作为我国民营经济的发源地和较早对外开放的地区之一, 民营企业对外直接投资也领先全国, 90% 以上的对外直接投资由民营企业完成。根据温州商务局提供的有统计以来至 2013 年温州所有企业对外直接投资微观数据信息归纳显示, 温州民营企业对外直接投资最早出现在 1993 年, 大规模增长则出现在 2005 年以后, 2005—2013 年温州民营企业在海外设立了 288 个对外直接投资项目, 投资目的地覆盖 57 个国家和地区。温州民营企业对外直接投资最为典型的特点是企业自身规模和投资规模均较小, 并且基本上是出于市场动机而进行对外直接投资^[29]。图 2 绘出了温州民营企业 2005—2013 年对外直接投资数和单项目平均规模的变化趋势, 从中可以发现随着民营企业实力的提升, 平均对外直接投资规模也在增大。

类似于国外界定“天生国际化”企业的方法和标准, 本文也将成立后三年内便进行对外直接投资的企业界定为“天生对外直接投资”企业。对比温州民营企业成立年份和首次对外直接投资年份可获得“天生对外直接投资”民营企业的样本。将对外直接投资项目按企业进行归并后, 发现温州共有 266 家民营企业进行过对外直接投资, 其中“天生对外直接投资企业”有 60 家, 占 22.5%。在年份分布上, 33 家“天生对外直接投资”民营企业出现在 2007 年美国次债危机发生之后, 27 家出现在次债危机发生之前, 分布较为均匀。在投资区域分布上, 38 家“天生对外直接投资”民营企业对发展中国家地区进行投资, 22 家对发达国家地区进行投资, 因而投资目的地分布并不均衡。表 1 列出了“天生对外直接投资”民营企业和非“天生对外直接投资”企业的自身规模和投资规

模对比数据信息。从表 1 中可以发现,“天生对外直接投资”民营企业的注册资本平均值要小于其他对外直接投资企业,该现象与“天生国际化”企业较多为小规模企业的发现一致。尽管企业规模较小,但“天生对外直接投资”企业的对外投资总规模和单项目平均规模却均大于其他对外直接投资企业,这也反映出了“天生对外直接投资”企业有较大的对外投资倾向。

表 1 “天生对外直接投资”民营企业描述性统计结果

	所有对外直接投资企业	“天生对外直接投资”企业	其他对外直接投资企业
注册资本(万元)	4 827.5	2 867.2	5 401.3
对外投资总规模(万美元)	266.4	302.2	255.8
平均投资规模(万美元)	253.4	282.2	244.9
企业数(家)	266	60	206

数据来源:温州商务局。

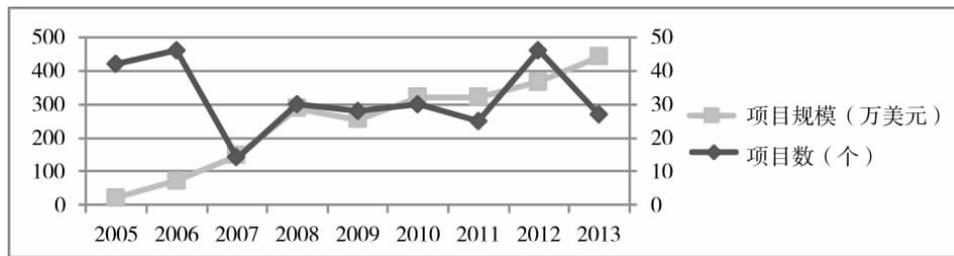


图 2 温州民营企业对外直接投资项目数和平均规模趋势

数据来源:温州商务局;纵坐标轴左侧为项目规模,右侧为项目数。

五、基准实证研究

(一) 方程与数据

本文将成立三年之内便进行对外直接投资的企业定义为“天生对外直接投资”企业,为了检验这类企业相比于其他对外直接投资企业是否具有更大的投资规模,本文建立如下的回归方程:

$$\ln ODI_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln K_i + \alpha_2 \ln GDP_i + \alpha_3 \ln PGDP_i + \alpha_4 RISK_i + \alpha_5 Born_i + u_i \quad (8)$$

这里因变量 $\ln ODI_i$ 为企业对外直接投资规模(万美元)的对数值,本文分别用企业投资当年的总投资规模和单个项目平均投资规模展开实证研究。 $\ln K_i$ 为对外直接投资企业 i 的注册资本(万元人民币)对数值,用来度量企业规模产生的影响,作为企业内部控制变量; $\ln GDP_i$ 和 $\ln PGDP_i$ 分别为对外直接投资企业 i 投资东道国的 GDP(亿美元)对数值和人均 GDP(美元/人)对数值; $RISK_i$ 为投资东道国的经济风险指标,这三个变量作为企业的外部控制变量; $Born_i$ 为对外直接投资企业 i 是否为“天生对外直接投资”企业的虚拟变量,如是记为 1,如否则记为 0; u_i 为回归残差。

在以往针对企业对外直接投资的微观实证研究中,基本上匹配《中国工业企业数据库》和《境外投资企业(机构)名录》,或者从上市公司获取公开数据展开,遗憾的是这两类处理方式均没有企业对外直接投资规模数据。本文采用温州商务局提供的数据库进行实证研究,该数据包含了民营企业每个对外直接投资项目的投资规模、投资东道国以及投资年份等信息,但是这些对外直接投资的民营企业基本上都是规模较小的企业,而《中国工业企业数据库》仅包含国有企业和规模以上非国有企业的样本,因而本文无法从中获取详细数据。鉴于此,本文从浙江省企业征信系统中获取注册资本额代替企业规模,将企业成立年份数据和投资年份相配构建民营企业是否是“天生对外直接投资”企业虚拟变量。在东道国数据中,GDP 和人均 GDP 数据来自于世界银行数据库;经济风险数据则来自于美国政府风险服务集团发布的跨国风险指南,该指南采用得分的方式对各项风险进行赋值,越大的数值代表越低的的风险。

(二) 回归结果

在本文的回归方程中,各民营企业首次进行对外直接投资的年份不同,因而成为“天生对外直接

投资”企业的年份也不同。基于此,本文将各年份的样本数据汇总在一起进行混合回归,分别用企业首次对外直接投资当年的对外投资总规模和单项目平均投资规模作为因变量进行回归,分别得到表2和表3的结果。

从表2和表3回归结果中可以发现年份变量的加入明显增加了回归的显著性,说明民营企业对外直接投资规模具有逐年增加的趋势,这也符合当前我国经济发展和政策动向的基本特征。结果(1)列和(2)列未加入东道国控制变量,(3)列和(4)列则加入了这些变量。在控制变量中, $\ln K_i$ 的系数在各列中均显著为正,反映出注册资本较多、规模较大的民营企业也具有较大的对外直接投资总规模和单项目平均规模。在东道国控制变量中,仅 $\ln PGDP_i$ 显著为负,其他变量并不显著,说明民营企业对外直接投资仅受东道国人均GDP的负向影响,这是因为随着国内生产成本的提高,民营企业对外直接投资多为生产转移动机^[30],倾向于对人均收入及劳动成本较低的东道国进行对外直接投资。 $Born_i$ 在各列中均显著为正,意味着在控制其他变量后,相比于非“天生对外直接投资”民营企业,“天生对外直接投资”民营企业具有较大的总投资和单项目平均投资规模。该结论说明了“天生对外直接投资”企业不仅在时间维度具有更高的对外直接投资倾向,而且在规模维度也具有较高的对外直接投资倾向,充分反映出“天生对外直接投资”企业在带动对外直接投资中的重要作用。

六、倾向得分匹配检验

(一) 匹配思路

在本文的实证研究中,最理想的策略是评估同一家民营企业作为“天生对外直接投资”企业和非“天生对外直接投资”企业时的投资规模差异,然而按照定义,在现实中同一企业不可能同时先后满足这两个类型企业的条件,因此这是一个“反事实”行为。另一方面,本文上部分的研究将民营企业是否是“天生对外直接投资”企业处理成一个虚拟变量进行回归,然而事实上企业是否在成立之初便进行对外直接投资并不是外生的,而是由企业内部和外部因素共同内生决定的,因而这种策略也可能产生选择性偏差。Heckman *et al.*^[31]提出的倾向得分匹配(PSM)方法可恰

表2 投资总规模回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
C	1.814 ^{***} (0.000)	1.397 ^{***} (0.000)	3.856 (0.149)	2.552 (0.294)
$\ln K_i$	0.294 ^{***} (0.000)	0.200 ^{***} (0.000)	0.161 [*] (0.050)	0.180 ^{**} (0.016)
$\ln GDP_i$	—	—	0.082 (0.533)	0.077 (0.521)
$\ln PGDP_i$	—	—	-0.353 ^{**} (0.041)	-0.327 ^{**} (0.037)
$RISK_i$	—	—	0.003 (0.978)	-0.027 (0.806)
$Born_i$	0.501 [*] (0.059)	0.608 ^{***} (0.008)	0.828 ^{**} (0.026)	0.546 ^{**} (0.010)
年份变量	不控制	控制	不控制	控制
R^2	0.090	0.329	0.084	0.247

注:括号内为P值;上标***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表3 单项目平均投资规模回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
C	1.869 ^{***} (0.000)	1.455 ^{***} (0.000)	2.344 (0.389)	0.953 (0.698)
$\ln K_i$	0.276 ^{***} (0.000)	0.180 ^{***} (0.001)	0.133 ^{**} (0.013)	0.153 ^{**} (0.043)
$\ln GDP_i$	—	—	0.117 (0.384)	0.112 (0.357)
$\ln PGDP_i$	—	—	-0.398 ^{**} (0.024)	-0.371 ^{**} (0.019)
$RISK_i$	—	—	0.144 (0.237)	0.112 (0.305)
$Born_i$	0.526 ^{**} (0.048)	0.632 ^{***} (0.006)	0.896 ^{**} (0.018)	0.596 [*] (0.083)
年份变量	不控制	控制	不控制	控制
R^2	0.073	0.317	0.083	0.295

注:括号内为P值;上标***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

好解决本文上述问题,该方法的原理是将样本分为“天生对外直接投资”企业(处理组)和非“天生对外直接投资”企业(对照组)两组,然后将两组样本进行匹配,以期达到匹配后的样本仅在是否是“对外直接投资”企业上存在差异,而在其他方面保持尽可能相似。在此基础上,可将匹配后的对照组作为处理组的“反事实”样本进行评估,以检验“天生对外直接投资”企业处理组是否有更大的对外投资规模。

倾向得分匹配方法的第一步是计算倾向得分值选择匹配样本,倾向得分值通过估计在给定内外部条件下企业成为“天生对外直接投资”企业的概率而得,然后再根据得分值的相近程度选择处理组相对应的对照组。第二步是在匹配后的处理组和对照组中对比计算对外直接投资规模的平均处理效应 ATT 值,并检验“天生对外直接投资”企业具有较大投资规模的显著性。

(二) 匹配效果

本部分使用回归方法中的各控制变量作为协变量对企业是否是“天生对外直接投资”企业进行倾向得分匹配,表 4 列出了协变量在匹配前后的对比情况。

从表 4 中可以发现,相比于匹配前,处理组和对照组各变量的均值在匹配后更为接近,标准差减少幅度也非常大,说明本文的倾向得分匹配大幅度缩小了“天生对外直接投资”企业样本和非“天生对外直接投资”企业样本之间的差异。进一步地, T 统计量的 P 值在匹配后均大于 10%,说明匹配后处理组和对照组各变量之间不再存在明显差异。综上,表 4 的结果说明本文倾向得分匹配的效果较为理想,大大消除了处理组和对照组样本之间的变量差异。

表 4 变量匹配前后对比

变量	样本匹配	均值		标准差减少幅度	T 统计量
		处理组	对照组		
$\ln K_i$	匹配前	6.404	6.915	36.6%	-1.30(0.197)
	匹配后	6.547	6.848		-1.33(0.190)
$\ln GDP_i$	匹配前	27.182	28.04	79.1%	-2.07(0.040)
	匹配后	27.35	27.53		-0.33(0.740)
$\ln PGDP_i$	匹配前	8.81	9.59	77.4%	-2.42(0.017)
	匹配后	8.91	9.08		-0.37(0.711)
$RISK_i$	匹配前	7.08	7.43	33.2%	-1.29(0.200)
	匹配后	7.12	7.36		-0.74(0.465)

注: T 统计量括号内为 P 值。

为了更为直观地显示本文倾向得分匹配的效果,图 3 绘出了匹配前后处理组和对照组的倾向得分值核密度图。从图中可以发现,相比于匹配前,匹配后处理组和对照组的得分值核密度分布图更为接近,这也进一步反映出了本文的倾向得分匹配效果较为理想。

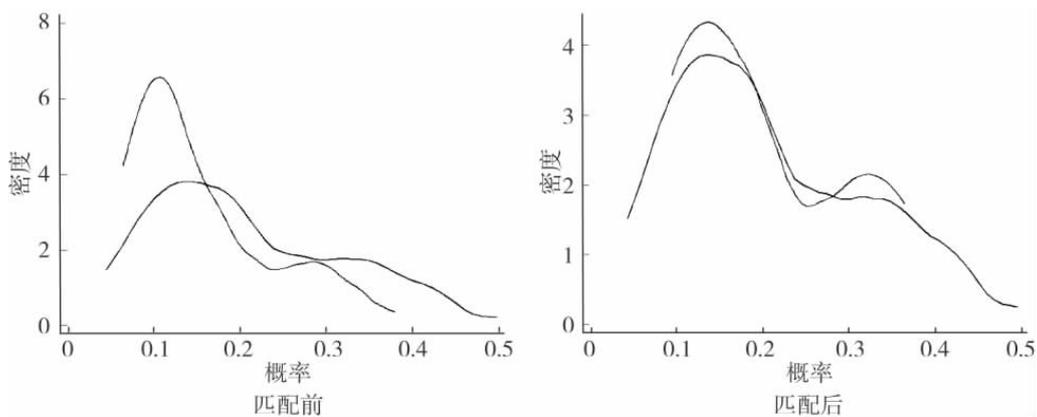


图 3 倾向得分匹配前后得分值核密度

(三) 检验结果

在倾向得分匹配效果较为理想的情况下,本部分用多种匹配方法对“天生对外直接投资”民营企

业和非“天生对外直接投资”企业的投资规模差异进行检验。分别用对外直接投资总规模和单项目平均投资规模作为结果变量,得到表5和表6的检验结果。

表5 “天生对外直接投资”企业投资
总规模倾向得分匹配检验结果

匹配方法	处理组	控制组	ATT值	标准差	T统计量
近邻匹配	4.855	3.836	1.020	0.441	2.31**
卡尺匹配	4.855	3.778	1.078	0.466	2.31**
核匹配	4.855	3.867	0.989	0.412	2.40**

注:近邻匹配个数选择为4;卡尺匹配选择半径卡尺匹配;核匹配选择默认的核函数;上标**代表在5%水平上显著。

表6 “天生对外直接投资”企业单项目平均
投资规模倾向得分匹配检验结果

匹配方法	处理组	控制组	ATT值	标准差	T统计量
近邻匹配	4.770	3.717	1.053	0.450	2.34**
卡尺匹配	4.770	3.689	1.072	0.473	2.27**
核匹配	4.770	3.727	1.043	0.421	2.47**

注:近邻匹配个数选择为4;卡尺匹配选择半径卡尺匹配;核匹配选择默认的核函数;上标**代表在5%水平上显著。

从检验结果中可以发现,无论结果变量是企业对外投资总规模还是单项目平均投资规模,ATT值均显示处理组“天生对外直接投资”民营企业的投资规模要大于对照组非“天生对外直接投资”企业,并且T统计量均显著。该结果进一步说明了,在其他条件相似的情况下,民营“天生对外直接投资”企业具有更大的对外投资规模,验证了本文回归结果的稳健性,也说明了“天生对外直接投资”企业有较大的投资力度。

七、结论与政策含义

全球经济一体化和技术进步为中小企业快速进入国际市场提供了条件,催生了大量“天生国际化”企业。而我国近年来整体经济实力的提升和政策上的大力推进也使中小企业能快速进行对外直接投资,从而产生了“天生对外直接投资”企业。本文界定为成立三年内进行对外直接投资的企业为“天生对外直接投资”企业,这类企业在国内没有生产经历而倾向于以更大的规模进行对外直接投资,本文通过理论模型对这一机理进行了论述。鉴于国内当前微观层面企业对外直接投资规模大样本数据的缺失,本文使用温州商务局提供的民营企业对外直接投资数据进行实证研究,发现相比于非“天生对外直接投资”企业,“天生对外直接投资”企业有更大的对外投资总规模和单项目平均规模。进一步地,为了排除“天生对外直接投资”企业回归时的选择偏差,本文采用倾向得分匹配方法再次进行实证研究验证了回归结果的稳健性。总体而言,本文的研究表明“天生对外直接投资”企业不仅有较快的投资速度,而且有较大的投资规模,因而是推动我国企业对外直接投资发展的重要力量。本文的研究将“天生国际化”企业概念引入研究我国“天生对外直接投资”企业的投资规模,在理论上扩展了对我国快速对外直接投资企业行为的理解,构成了本文的边际学术贡献。

本文以民营企业样本研究表明“天生对外直接投资”企业具有较高的对外直接投资规模,该结论对于当前“一带一路”战略背景下制定推进企业对外直接投资的政策也有一定的参考价值。首先,商务部门应降低审批门槛,为成立时间较短、规模较小的企业进行对外直接投资提供便利,使得有快速对外直接投资意愿的企业不因政策阻碍而延缓投资。其次,商务部门应联合金融部门设立对外直接投资专项信贷业务,为“天生对外直接投资”企业提供融资支持,使中小企业不因资金问题而错失对外直接投资的最佳时机。再次,鉴于“天生对外直接投资”企业经验不足,商务部门应为这类企业提供风险防范指导,引导这类企业建立完善的风险防控体系,同时联合金融部门设立专项保险业务,为快速对外直接投资企业消除隐患。最后,商务部门应联合行业协会等机构加强对外直接投资企业之间的内外联动,以“天生对外直接投资”企业的经历为国内有意向进入国外市场的企业提供参考,提升企业对外直接投资行为的效率和业绩。

参考文献:

- [1] HYMER S H. The international operations of national firms: a study of direct foreign investment [M]. Cambridge: MIT Press, 1967.
- [2] RENNIE M. Born global [J]. McKinsey quarterly, 1993(4): 45-52.
- [3] CAVUSGIL S, KNIGHT G. Born global firms: a new international enterprise [M]. New York: Business expert Press, 2009.
- [4] MOON H, ROEHL T. Unconventional foreign direct investment and the imbalance theory [J]. International business review, 2001, 10(2): 197-215.
- [5] VANNINEN H, KUIVALAINEN O, CIRAVEGNA L. Rapid multinationalization: propositions for studying born micromultinationals [J]. International business review, 2017, 26(3): 365-379.
- [6] GABIRELSSON M, KIRPALANI V. Born globals: how to reach new business space rapidly [J]. International business review, 2004, 13(4): 555-571.
- [7] LOANE S, BELL J, MCNAUGHTON R. A cross-national study on the impact of management teams on the rapid internationalization of small firms [J]. Journal of world business, 2007, 42(4): 489-504.
- [8] EUROFOUND. Born global: the potential of job creation in new international businesses [M]. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2012.
- [9] COVIN J, MILLER D. International entrepreneurial orientation: conceptual considerations, research themes, measurement issues, and future research directions [J]. Entrepreneurship theory and practice, 2014, 38(1): 11-44.
- [10] ANDERSSON S, GABRIELSSON J, WICTOR I. International activities in small firms: examining factors influencing the internationalization and export growth of small firms [J]. Canadian journal of administrative sciences, 2004, 12(1): 22-34.
- [11] MATHEWS J, ZANDER I. The international entrepreneurial dynamics of accelerated internationalization [J]. Journal of international business studies, 2007, 38(3): 387-403.
- [12] BLOMSTREMO A, ERIKSSON K, LINDSTRAND A, et al. The perceived usefulness of network experiential knowledge in the internationalizing firm [J]. Journal of international management, 2004, 10(2): 355-373.
- [13] CANNONE G, UGHETTO E. Born globals: a cross-country survey on high-tech start-ups [J]. International business review, 2014, 23(1): 272-283.
- [14] NUMMELA N, SAARENKETO S, JOKELA P, et al. Strategic decision-making of a born global: a comparative study from three small open economies [J]. Management international review, 2014, 54(4): 527-550.
- [15] GERSCHEWSKI S, ROSE E, LINDSAY V. Understanding the drivers of international performance for born global firms: an integrated perspective [J]. Journal of world business, 2015, 50(4): 558-575.
- [16] CHOQUETTE E, RASK M, SALA D, et al. Born globals—is there fire behind the smoke? [J]. International business review, 2016, 25(2): 246-261.
- [17] MARTIN S, RAJSHEKHAR G, CAVUSGIL E. Marketing capabilities, positional advantage, and performance of born global firms: contingent effect of ambidextrous innovation [J]. International business review, 2017, 26(4): 527-543.
- [18] 宗芳宇,路江涌,武常岐. 双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择 [J]. 经济研究, 2012(5): 71-82+146.
- [19] 张烧. 高管境外背景是否有助于企业对外直接投资 [J]. 宏观经济研究, 2015(6): 107-116+151.
- [20] 吕萍,郭晨曦. 治理结构如何影响海外市场进入模式决策——基于中国上市公司对欧盟主要发达国家对外直接投资的数据 [J]. 财经研究, 2015(3): 88-99.
- [21] 汝毅,郭晨曦,吕萍. 高管股权激励、约束机制与对外直接投资速率 [J]. 财经研究, 2016(3): 4-15.
- [22] 赵宸宇,李雪松. 对外直接投资与企业技术创新——基于中国上市公司微观数据的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2017(6): 105-117.

- [23] 韩剑. 垂直型和水平型对外直接投资的生产率门槛——基于中国企业层面微观数据的研究 [J]. 中国经济问题, 2015(5): 38 - 50.
- [24] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 等. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析 [J]. 金融研究, 2015(8): 124 - 140.
- [25] 李磊, 包群. 融资约束制约了中国工业企业的对外直接投资吗? [J]. 财经研究, 2015(6): 120 - 131.
- [26] 肖慧敏, 刘辉煌. 中国对外直接投资提升了企业效率吗? [J]. 财贸经济, 2014(5): 70 - 81.
- [27] 毛其淋, 许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新 [J]. 世界经济, 2014(8): 98 - 125.
- [28] 李磊, 白道欢, 冼国明. 对外直接投资如何影响母国就业——基本中国微观企业数据的研究 [J]. 经济研究, 2016(8): 144 - 158.
- [29] 温湖炜. 中国企业对外直接投资能缓解产能过剩吗? ——基于中国工业企业数据库的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2017(4): 107 - 117.
- [30] 余官胜, 林俐. 民营企业因何动机进行对外直接投资? ——基于温州微观企业数据的二值选择模型实证研究 [J]. 国际经贸探索, 2014(2): 74 - 84.
- [31] HECKMAN J, ICHIMURA H, TODD P. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme [J]. Review of economic studies, 1997, 64(4): 605 - 654.

(责任编辑: 黄明晴; 英文校对: 葛秋颖)

A Study on the Outward Investment Scale of “Born OFDI” Firms: Based on Micro-level Data of Private Enterprises

YU Guansheng¹, LONG Wen²

(1. School of Economics, Fujian Normal University, Fuzhou 350117, China;

2. Barclays Capital, New York 10041 NY 212, USA)

Abstract: This paper studies the scale of outward investment of “Born OFDI” firms by using micro-level data of private enterprises. The “Born OFDI” firms are firms which take foreign direct investment within three years after establishment. Because of the shorter time after establishment, these firms need to bear additional production cost when invest domestically. Compared to other foreign direct investment firms, the “Born OFDI” firms have a greater scale of foreign investment. This paper constructs a theoretical framework to elaborate this mechanism, and uses the data of private enterprises’ outward direct investment provided by Wenzhou Business Bureau to make an empirical study. The study shows that the “Born OFDI” firms have greater total and average project size of foreign investment scale when compared to other foreign direct investment firms. Because of the possibility of choice bias of the “Born OFDI” firms, the propensity score matching method is used to further test the above results to ensure the robustness of conclusions. The study shows that the “Born OFDI” firms have not only higher investment speed but also larger investment scale. Therefore, commercial department should support the development of such enterprises in terms of approval policies and credit support.

Key words “Born OFDI” firms; invest scale; propensity score matching; private enterprises