

王碧珺

wangbijun@cass.org.cn

谭语嫣

yuyan.tan11@gmail.com

余淼杰

mjyu@nsd.pku.edu.cn

黄益平

yhuang@nsd.pku.edu.cn

## 融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资

注：本文已发表于《世界经济》。

**内容提要** 本文采用浙江省制造业企业生产和对外直接投资的企业层面数据，构造包括内源资金约束、外源资金约束、投资机会等在内的融资约束综合指标，考察了融资约束对中国民营企业海外直接投资决策的影响。基于 Heckman 两阶段选择模型的研究表明，融资约束一方面抑制了中国民营企业对外直接投资的可能性，另一方面对民营企业海外直接投资规模的扩张也有不利影响。本文进一步研究发现，融资约束对于不同类型的对外直接投资具有差异性影响。

**关键词** 民营企业 对外直接投资 融资约束

# Does Financial Constraint Inhibit Outward Direct Investment of Chinese Private Enterprises

**Abstract:** Using a rich firm-level panel dataset of China's Zhejiang province, we construct financial constraint indicators including firm information about internal funds, credit criteria, and investment opportunities. Based on a Heckman selection model, we investigate the nexus of firm's financial constraint and firm's decision on outward direct investment. The estimations show that firms with better access to financial resources have greater probabilities and volumes of outward direct investment. For different types of outward direct investment, the influence is not identical.

**Key words:** Private Enterprise; OFDI; Financial Constraint

**JEL Classification:** F21, G30, L20

## 一 引言

中国对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment, OFDI）增长迅速，目前已经是全球第三大对外直接投资国。2003-2013年，中国对外直接投资当年净额（以下简称流量）从28.5亿美元增加到1078.4亿美元，占全球比重从0.45%上升到7.6%；中国对外直接投资累计净额（以下简称存量）从299亿美元增加到6604.8亿美元，占全球比重从0.48%上升到2.5%（商务部等，2014）。

中国对外直接投资的一个显著特征是国有企业占主体。从存量上来看，2013年央企在中国非金融类对外直接投资项目数量上占比已经不足5%，但在投资额上占比接近70%（见表1）。从流量上来看，2013年央企非金融类对外直接投资达563.25亿美元，占中国全部非金融类OFDI的60.7%（商务部等，2014）。民营企业<sup>1</sup>，尤其是中小民营企业，是否应该进行海外直接投资？Etemad（2004）认为，为了保持企业的生存能力和提高竞争力，即使那些国内市场导向的中小企业也应该进行全球化经营和资源配置。Daniels和Bracker（1989）发现不管企业以何种模式进入海外市场，都显著促进其提高企业业绩、增强企业盈利能力以及增加母国财富。而与出口相比，对外直接投资由于能够控制核心技术因而能够产生更高的利润水平（Lu和Beamish，2001）。

表1 中国非金融类 OFDI 存量的投资者结构 %

	项目数量		投资额存量	
	央企	其他企业	央企	其他企业
2004	4.21%	95.79%	83.70%	16.30%
2007	10.30%	89.70%	78.53%	21.47%
2010	5.03%	94.97%	77.02%	22.98%
2013	3.52%	96.48%	69.73%	30.27%

数据来源：作者基于商务部等（2014）的数据计算。

为什么中国对外直接投资的主体仍然是国有企业？这至少存在三个方面的因素：一是国内经济结构的外延反映。由于市场机制并不完善，中国政府在重大投资项目的审批和重要资

<sup>1</sup>本文中民营企业采用广义定义，指登记注册类型为除“国有企业”和“国有独资企业”外的其他类型企业。

源的分配中仍然发挥关键作用。国有企业凭借其政策和资源优势在各个经济领域挤压了民营企业的生存和发展空间（罗进辉，2013）。这一情形也反映在对外直接投资领域中。二是中国对外直接投资的主要动机使然。尽管中国企业“走出去”呈现出日益多元化的投资动机，但在很长一段时间里，获取自然资源（主要是矿产和油气类资源）仍是其首要动机（Huang 和 Wang，2013）。自然资源类海外直接投资往往具有投资周期长、金额大和风险高等特点。国有经济不仅在国内资源类行业长期占据主导地位，而且委托代理问题所带来的更大的风险承受能力导致其热衷于海外资源开发。三是民营企业的融资约束问题。据调查，银行贷款的企业覆盖率在规模及以上企业中不到 30%，在规模及以下企业中不到 5%（黄孟复，2010）。与国内投资相比，海外经营活动风险更高。同时由于面临进入新市场的固定成本，企业可能更加受融资能力的制约（Chaney，2013）。但 Helpman 等（2004）、Greenaway 和 Kneller（2007）认为生产率是企业海外市场进入决策的重要决定因素，而民营企业的生产率普遍高于国有企业（姚洋和章奇，2001）。

本文的目的在于分析融资约束对中国民营企业海外直接投资的影响，进而为中国进一步实施“走出去”战略提供有益的政策建议。本文的主要贡献：（1）采用在中国对外直接投资中具有重要和代表性地位的浙江省制造业企业数据，首次从微观层面全面系统考察融资约束对中国 OFDI 决策和规模的影响，为中国企业对外直接投资研究提供了微观层面的经验证据。诚然，浙江省这套数据虽然具有一定的代表性和重要性，但仍然存在样本较少、时间较短等问题。（2）本文使用 Heckman 模型有利于解决选择效应的存在给规模影响造成的样本偏误问题，使得研究结论更为可信。（3）在核心指标融资约束的使用上，本文采用企业的多种指标信息构建了包括内源资金约束、外源资金约束和投资机会在内的综合评分指标体系。这避免了对企业的先验分类检验，更适合分析较大样本，同时又能综合企业多方面的表现来衡量企业融资约束状况，使得研究结论更为可靠。（4）本文不仅考察了融资约束对企业 OFDI 决策的整体影响，而且还进一步根据机构类型和东道国收入水平进行了分类，从而比较了不同类型 OFDI 受到企业融资约束影响的差异性，进而拓宽有关对外直接投资与企业融资约束关系的研究视角。

本文的结构安排如下：第二部分为文献回顾；第三部分详细描述研究所用数据；第四部分构建企业融资约束综合指标；第五部分是估计模型和变量选择；第六部分是对企业海外直接投资决策与投资额的决定因素进行考察的估计结果；最后为结论。

## 二 文献回顾

本部分文献回顾主要围绕融资约束对企业进入海外市场的影响以及企业对外直接投资的影响因素两个方面展开。

### （一）融资约束对企业进入海外市场的影响

早期投资理论认为金融结构和政策与实体投资决策并不相关（Modigliani 和 Miller，1958）。直到上世纪 70 年代不完全信息市场和逆向选择的引入（Stiglitz 和 Weiss，1981），才建立了融资约束对企业投资作用的理论基础。由于借贷双方存在信息不对称，企业外部融资的成本高于内部融资，在投资中面临融资约束问题。Fazzari 等（1988）、Hoshi 等（1991）文献表明融资约束是各国企业普遍面临的问题，中小企业的融资约束问题更加突出，对其投资行为也有更大影响。与大型企业相比，中小企业通常失败率更高、代理和信息不对称问题更严重。因此，各国普遍建立诸如直接贷款、利息补贴、贷款担保等政策措施来缓解中小企业面临的融资约束问题（Cressy，2002）。考虑到国有企业在中国的特殊地位，民营企业尤其是中小

民营企业面临的融资约束问题更为严重（林毅夫和李志赞，2005）。

由于面临进入新市场的固定成本，企业可能更加受融资能力的制约（Chaney，2013）。Manova 等(2011)使用中国海关数据发现融资约束显著抑制企业出口，李志远和余淼杰（2013）也有类似发现。

对外直接投资比出口涉及更高的固定成本投入（Greenaway 和 Kneller，2007），因此融资约束对其影响可能更大。但是目前国际上很少有这方面的研究，国内则几乎没有。少数现有的国外研究有 Todo(2011)以及 Buch 等(2008、2014)，但他们的研究都存在一定缺陷。

Buch 等(2014)建立理论模型分析了融资约束对企业对外直接投资决策的影响。作者假设市场完全竞争、企业生产成本边际递增以及海外投资收益存在不确定性。当内部资金不足时，企业需要向银行借债，支付对海外直接投资的固定成本以及生产产品的可变成本，并且承诺银行在投资失败时以抵押品进行清偿。此时融资约束的存在给企业带来了额外的清偿成本，因此在整体上降低了企业进行对外直接投资的概率。Buch 等(2014)还用德国企业层面的数据证实了其理论发现。Todo(2011)发现融资约束对日本企业 OFDI 决策有负面影响。这两篇文章共同的缺陷是融资约束指标单一并且只分析了对海外直接投资决策的影响，没有涉及海外直接投资的规模影响。Buch 等(2008)虽然研究了融资约束对海外直接投资规模的影响，但没有考虑选择效应的存在给规模影响造成的样本偏误问题，因此也具有一定的局限性。

## （二）企业对外直接投资的影响因素

企业对外直接投资受到国内外宏观、行业和自身等多方面因素的影响。在微观层面除了融资约束外，企业对外直接投资还与自身实力和投资动机密切相关。对企业 OFDI 影响因素研究的起点就是企业所拥有的基于所有权的资源和能力。Caves（1971）认为企业只有具备战胜东道国本土企业以及第三国企业的显著优势，才能克服海外经营所面临的天然劣势。量化企业竞争优势的一个重要指标是企业生产率。Helpman 等(2004)通过构造一个多国多部门垄断竞争企业模型，发现生产率最低的企业只服务于国内市场，生产率更高的企业从事出口，而生产率最高的企业进行对外直接投资。除了利用已有的竞争力获得更多利润外，部分企业试图通过对外直接投资来提高自身的实力（Mathews，2006）。因此，企业对外直接投资决策还受投资动机的影响。Makino 等(2002)利用台湾企业数据发现，具有技术寻求型和市场寻求型动机的企业更倾向到发达国家投资，而劳动寻求型动机的企业更倾向到发展中国家投资。

国内少数研究从企业层面分析中国对外直接投资的影响因素。田巍和余淼杰（2012）在控制回归分析可能的内生性及其他影响因素后，发现生产率越高的企业对外直接投资的概率和投资规模都越大。然而，生产率对于企业海外直接投资的影响可能与行业性质有关。戴翔（2014）利用江苏省企业层面的数据，发现生产率对企业“走出去”投资于制造业具有显著的正向影响，符合经典的异质性企业理论预期，但对走出去投资于服务业并不存在显著的积极影响，呈现企业走出去的“生产率悖论”现象。

针对中国民营企业对外直接投资影响因素的研究。Luo 等人(2011)基于调研数据的分析发现中国民营企业对外直接投资得到政府的政策支持、行业的研发强度和竞争压力以及企业的技术水平和出口经验等因素影响。葛顺奇和罗伟（2013）发现国有企业对外直接投资的概率显著超过外资企业和民营企业。民营企业对外直接投资受限与母国的制度支持不均衡有关，宗芳宇等（2012）基于上市公司数据发现双边投资协定能够促进企业到签约国投资；能够替补东道国制度支持的不足，对于促进非国有企业到签约国投资有显著的积极作用。邓新明等（2014）则基于上市公司民营企业的样本发现，具有母国政治关联的中国民营企业，其实施的国际化战略更有可能带来公司绩效的提升。

上述文献鲜有从微观视角研究融资约束对中国民营企业 OFDI 的影响。本研究在微观企业层面考察融资约束对中国对外直接投资决策和规模的影响。

### 三 样本数据描述

本文使用两套企业数据。一套来自国家统计局的《中国工业企业数据库》，该数据库包含全部国有和年主营业务收入达到 500 万元及以上的非国有工业企业数据。这套数据信息丰富，包含了企业的主要会计信息、行业、出口值等上百个变量。但部分企业提供的信息可能不够准确。与田巍和余淼杰（2012）的研究类似，本文使用如下标准删除异常样本：（1）缺乏重要财务指标（例如企业的总资产、销售额、雇佣劳动力等）；（2）与一般公认会计准则（GAAP）不一致，例如，流动资产超过固定资产的企业、成立时间无效的企业等。本文使用的第二套数据是浙江省 2006—2008 年对外直接投资企业数据，包含了企业所在城市、投资国家、所属行业和投资额等重要指标<sup>2</sup>。

在我国的对外直接投资中，浙江企业具有代表性。首先，浙江省企业对外直接投资代表了中国地方企业 OFDI 行为。2003-2009 年，中国 82.57% 的非金融类对外直接投资额由央企完成，但是 92.24% 的投资项目数却由地方企业贡献。在这些地方企业中，很多来自浙江省，2005-2009 年其企业数平均占比达到 22.44%（商务部等，2010）。其次，浙江省企业对外直接投资代表了民营企业 OFDI 行为。中国民营企业对外直接投资额的 70% 来自浙江省和福建省（商务部等，2010）。

表 2 显示了浙江省对外直接投资按行业划分的投资者结构。制造业企业是中国中小 OFDI 项目的主要参与者。浙江省样本中的 69.72% 对外直接投资企业来自制造业部门，他们参与 68.74% 的对外直接投资项目，贡献了 66.77% 的总投资额。在制造业内部，来自电子、机械和家电以及纺织、服装、鞋类和皮革的投资者在对外直接投资中最为重要和活跃，共占浙江省制造业 OFDI 项目数的 76.87%、投资额的 78.25%。

表 2 对外直接投资按行业划分的投资者结构

	项目数量 占比 (%)		企业数量 占比 (%)		投资额 (万美元) 占比 (%)	
<b>第一产业</b>	58	4.57%	50	4.44%	22173	12.69%
农、林、牧、渔业	31	2.44%	26	2.31%	8280	4.74%
采矿业	27	2.13%	24	2.13%	13893	7.95%
<b>制造业</b>	873	68.74%	785	69.72%	116698	66.77%
电子、机械和家电业	318	25.04%	283	25.13%	33061	18.92%
纺织、服装、鞋类和皮革业	353	27.8%	312	27.71%	58252	33.33%
化工和医药业	37	2.91%	36	3.2%	5298	3.03%
其他轻工业	165	12.99%	154	13.68%	20088	11.49%
<b>服务业</b>	315	24.80%	269	23.89%	29912	17.11%
建筑业和房地产业	38	2.99%	35	3.11%	10743	6.15%
贸易和商业服务业	245	19.29%	204	18.12%	11551	6.61%
其他服务业	32	2.52%	30	2.66%	7618	4.36%
<b>其他</b>	24	1.89%	22	1.95%	5997	3.43%

<sup>2</sup>该数据由浙江省对外合作厅整理提供。

表 3 为浙江省对外直接投资的机构分布。从中可以发现，绝大多数投资者（77.32%）OFDI 是在海外建立贸易或者与贸易相关的子公司，以促进中国对东道国市场的出口。我们将这类投资称为“贸易型”对外直接投资。“贸易型”OFDI 的目的是为了捍卫已有市场份额或者开拓新的市场，是对外直接投资的早期形式。其生产活动仍然保留在中国国内，对外直接投资起到促进出口的作用。而另一个重要的投资类型涉及以制造和加工贸易为主要形式的生产活动，我们称为“生产型”对外直接投资，占比约为 12.52%。这类对外直接投资者在海外从事生产活动。除了这两类外，其他类型的 OFDI（如开采资源和进行研发）并没有占很大的份额。

我们将第一套数据和第二套数据进行匹配，经过整理后的数据包括浙江省 2006—2008 年制造业 40 000 多个大中型企业 3 年的样本，总计 135 735 个观察值，其中进行对外直接投资的观测值数目为 527 个。按照投资类型区分，“贸易型”和“生产型”OFDI 观测样本数分别为 435 个和 76 个。按照投资去向区分，可将对外直接投资企业划分为投资到发达经济体和发展中经济体两类，观测样本数分别为 369 个和 158 个。

	项目数量	占比 (%)	投资额 (万美元)	占比 (%)
贸易	982	77.32%	55710.34	31.87%
生产（包括制造和加工）	159	12.52%	69630.02	39.84%
建筑和房地产	36	2.83%	11542.07	6.60%
开采资源	32	2.52%	15875.53	9.08%
研发	25	1.97%	6252.68	3.58%
工业园	7	0.55%	4453.38	2.55%
其他	29	2.28%	11316.43	6.47%

## 四 企业融资约束指标的构建

### （一）企业融资约束的衡量方法

Fazzari 等(1988)率先提出投资—现金流敏感性方法，该方法根据企业某一特征（如股利支付率）来区分融资约束大小。如果企业投资率对内部现金流敏感性在融资约束大的样本中程度更高，说明融资约束的确制约了企业的投资行为。这一方法得到广泛应用，只是不同文献采用了不同的企业特征来划分融资能力，包括企业规模、企业年龄、是否属于企业集团、债券评级等（Hoshi 等，1991）。而 Kaplan 和 Zingales(1997)指出现有理论对现金流和融资约束的解释不够充分，并采用 Fazzari 等(1988)相同的样本进行实证分析，发现用这种方法衡量的融资约束与企业投资—现金流敏感性甚至可以负相关。Lamont 等(2001)借鉴 Kaplan 和 Zingales(1997)的次序 Logit 方法，根据企业公开可得信息，将企业按照融资约束大小分类，选择现金流比率、托宾 Q (Tobin Q)、负债比率、股利支付比率、现金存量比率等分类指标进行回归，用回归系数构造了 KZ 融资约束指数。后续一些文献采用类似方法和不同的企业特征变量构造了其他融资约束指标，如 Whited-Wu (WW) 约束指数 (Whited 和 Wu, 2006)、size-age (SA) 约束指数 (Hadlock 和 Pierce, 2010) 等。这类方法的缺陷是需要对所有样本的年报和相关财务信息进行仔细分析，初步评估企业的融资能力并进行先验分类，对于大样本的经验研究较为困难。

<sup>3</sup> 这些机构类型不是作者人为区分的，而是来源于投资者在监管部门的登记。

另外一种思路是采用企业的多种指标信息，构造综合的评分指标。Cleary (2006) 采用流动资产比率、负债率、固定费用偿付比率、销售净利率、销售增长率等指标构建综合指标。Musso 和 Schiavo (2008)、Bellone 等 (2010) 则考虑企业规模、资产收益率、流动资产比率、自有资金/负债、贸易信贷比率等信息衡量综合评分指标，并分别对企业成长和出口行为进行了分析。李志远和余淼杰 (2013) 仅采用企业的利息支出作为其融资约束指标进行衡量。

本文与现有融资约束主流文献保持一致，选择综合指标来衡量企业融资约束。本文参考 Musso 和 Schiavo (2008)、Bellone 等人 (2010)，采用企业的多种指标信息来构造综合的评分指标。

## (二) 融资约束指标的构建

企业所受融资约束状况与其内源资金约束、外源资金约束、投资机会等多方面因素有关 (阳佳余, 2012)。参考众多相关文献所采用的指标，我们选择数据可得范围内最具代表性的以下 6 个分项指标：

1. 现金比率，以现金存量占总资产的比率来衡量。反映企业内源资金的相对充裕程度。这一比率数值越高，一方面表明企业内部资金较充裕，可以更多地依靠自身的留存收益来满足资金需求 (阳佳余, 2012)；另一方面也表现出较好的流动性，是企业争取外部融资的有利信息 (Kaplan 和 Zingales, 1997; Lamont 等, 2001; Whited 和 Wu, 2006)。因此，现金比率越高，受到融资约束的程度越小。
2. 企业规模，以企业总资产的对数值来衡量。企业资产规模往往是银行考虑企业信用的重要依据，大规模企业的外部融资能力一般强于中小企业。Cleary (2006)，Musso 和 Schiavo (2008)，Hadlock 和 Pierce (2010) 都采用了这一指标。
3. 企业成立年限，以当年与企业成立初始年份的差值来衡量。存在时间长的企业能累积更好的信用，与外部资金提供者有更稳定的合作，一般认为融资能力更强 (Hadlock 和 Pierce, 2010)。
4. 清偿比率，以所有者权益占总负债比率来衡量，显示了企业资产负债结构的稳健程度与企业的偿债能力。该指标数值高说明企业偿债能力更强，可能更容易借到资金，自身受到的融资约束更小 (Musso 和 Schiavo, 2008; Bellone 等, 2010)。
5. 固定资产净值率：以企业固定资产占总资产比率来衡量。在债务人违约时，固定资产作为抵押品被债权方视作偿债的保障。该指标越高，企业受融资约束越小 (Manova 等, 2011; Buch 等, 2014)。
6. 盈利能力，从资金的提供方来看，反映的是投资机会，是企业所受融资约束程度的重要影响因素 (Kaplan 和 Zingales, 1997; Whited 和 Wu, 2006; Bellone 等, 2010)。本文采用销售净利润率，即净利润占销售收入的比率来衡量企业的盈利能力。该指标数值越高，企业的盈利能力越强，所受的融资约束可能越低。

本文结合各个企业特征变量在已有衡量企业融资约束文献中的表现，构建的企业融资约束综合指标包括现金比率、企业规模、企业成立年限、清偿比率、固定资产净值率和销售净利润率 6 项分指标，囊括了内源资金约束、外源资金约束和投资机会三大类特征。参考 Bellone 等 (2010)、阳佳余 (2012) 的研究方法，本文采取如下步骤构造融资约束综合指标 1 和综合指标 2<sup>4</sup>。

1. 每一项分指标的分值，数值越大反映企业融资能力越弱，相应表示该因素受到融资约束的程度更高。我们根据企业各项变量在所有企业中的排序位置，分为(80%—100%]、(60%—80%]、(40%—60%]、(20%—40%]、(0%—20%]五个区间，分别赋

<sup>4</sup>本文也参考了 Manova 等人 (2011)，尝试用主成分分析法生成综合指标，以确定分项指标不同的权重。但由于分项指标之间共线性不强，因此并不适宜主成分分析法。这也侧面说明了采用等权重的综合指标具有一定的合理性。

- 以 1—5 分值。
- 在计算企业 6 项分指标分值后，进行加总构建融资能力指标 1。为稳健起见，我们通过计算企业 6 项分指标得分不为 1 的个数（即融资能力未达到最高程度的分项个数），构造融资能力指标 2，与指标 1 形成互补。
  - 将融资能力指标的赋值区间标准化到[0, 10]，形成最终的融资约束综合指标 1 和融资约束综合指标 2。

### （三）样本企业融资约束指标的基本描述

按照以上方法，表 4 列出了融资约束综合指标及分指标的描述性统计结果。根据表 4，从指标均值比较来看，不管参考哪个综合指标，OFDI 企业相对于非 OFDI 企业受到融资约束的程度更低。例如 OFDI 企业综合指标 1 的均值是 3.56，而非 OFDI 企业综合指标 1 的均值为 4.68。从分项指标来看，OFDI 企业的每一个分项所代表的受融资约束程度均值都比非 OFDI 企业低。类似地，比较指标均值，我们也可以看出“生产型”OFDI 企业融资约束的程度低于“贸易型”OFDI，投资到发展中国家的企业除现金比率和企业成立年限以外的融资约束指标低于投资到发达经济体的 OFDI 企业。

表 4 融资约束指标描述性统计

综合指标	非 OFDI	OFDI	贸易型 OFDI	生产型 OFDI	到发达经济体 OFDI	到发展中国家 OFDI
综合指标 1	4.68 (1.70)	3.56 (1.56)	3.63 (1.54)	3.14 (1.55)	3.60 (1.53)	3.47 (1.62)
综合指标 2	7.57 (2.09)	6.39 (2.19)	6.51 (2.17)	5.82 (2.15)	6.46 (2.16)	6.24 (2.25)
分项指标（分值）						
现金比率	3.00 (1.41)	2.49 (1.25)	2.50 (1.26)	2.28 (1.12)	2.43 (1.24)	2.64 (1.27)
企业规模	3.00 (1.41)	1.73 (1.12)	1.79 (1.15)	1.50 (0.97)	1.76 (1.13)	1.67 (1.11)
企业成立年限	2.77 (1.34)	2.47 (1.29)	2.45 (1.27)	2.38 (1.30)	2.46 (1.26)	2.49 (1.35)
清偿比率	3.00 (1.42)	2.98 (1.29)	3.02 (1.27)	2.82 (1.40)	3.06 (1.26)	2.78 (1.34)
固定资产净值率	3.00 (1.42)	2.90 (1.33)	2.92 (1.35)	2.76 (1.21)	2.94 (1.34)	2.82 (1.32)
销售净利率	3.00 (1.41)	2.61 (1.42)	2.66 (1.40)	2.47 (1.51)	2.63 (1.42)	2.57 (1.44)
观测值	135,208	527	435	76	369	158

说明：表中所示数据为各类指标的统计均值，括号内数值为标准误差。

## 五 估计模型及变量选择



## (一) 基本估计模型

本样本中既有对外直接投资的企业,也有未进行海外直接投资的企业,即某些企业 OFDI 值为零。目前大部份关于中国 OFDI 的实证研究都将这些值为零的投资企业忽略了,这可能导致估计结果有偏。因为只有当中国企业 OFDI 为零是随机发生时,忽略或剔除这些样本才可能不会造成偏差。然而事实可能并非如此,某些企业 OFDI 为零并非偶然现象,而是根据自身条件和外部环境变化所做出的投资决策。因此,如果忽略这部分样本,中国企业 OFDI 大于零的样本将是一个自我选择样本,将导致有偏估计 (Coe 和 Hoffmaister, 1999)。

本文利用 Heckman 选择模型 (Heckman, 1979) 分析融资约束对企业海外直接投资决策与规模决定的影响。在企业存在自我选择的情况下, Heckman 模型提供了一种处理样本选择偏误的方法,可以同时研究企业是否进行对外直接投资以及投资额多少。基本模型设定如下:

对外直接投资决策方程为:

$$OFDIchoice_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } OFDIchoice_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{if } OFDIchoice_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

$$OFDIchoice_{it}^* = \gamma Z_{it} + u_{it} \quad (1)$$

对外直接投资规模方程为:

$$OFDIvalue_{it} = \begin{cases} OFDIvalue_{it}^*, & \text{if } OFDIchoice_{it}^* > 0 \\ -, & \text{if } OFDIchoice_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

$$OFDIvalue_{it}^* = \alpha X_{it} + v_{it} \quad (2)$$

$OFDIchoice_{it}$  表示企业是否进行对外直接投资的虚拟变量。如果企业  $i$  在  $t$  年进行对外直接投资,则  $OFDIchoice_{it}$  取值为 1, 否则为 0。 $OFDIvalue_{it}$  表示企业对外直接投资的规模,用 OFDI 投资额的对数值表示。“-”表示数值不存在。 $Z_{it}$ ,  $X_{it}$  分别为企业是否 OFDI 和投资规模的解释变量。 $u_{it}$ 、 $v_{it}$  分别为随机扰动项。假定  $u_{it}$ 、 $v_{it}$  符合联合正态分布,相关系数为  $\rho$ 。当相关系数  $\rho \neq 0$  时, OFDI 进入决策方程,并和 OFDI 规模决定方程互相关联,此时:

$$E(OFDIvalue_{it}^* | X_{it}, OFDIchoice_{it} = 1) = E(\alpha X_{it} + v_{it} | X_{it}, \gamma Z_{it} + u_{it} > 0)$$

$$= \alpha X_{it} + E(v_{it} | u_{it} > -\gamma Z_{it}) = \alpha X_{it} + \rho E(u_{it} | u_{it} > -\gamma Z_{it}) = \alpha X_{it} + \rho \lambda(\gamma Z_{it}) \quad (3)$$

其中,  $\rho \lambda(\gamma Z_{it})$ <sup>5</sup> 部分即为企业选择效应带来的调整,造成对 OFDI 规模直接进行 OLS 回归结果的选择偏误问题。针对这一问题, Heckman (1979) 构造两阶段选择模型,对投资规模的回归进行了修正。在该两阶段选择模型中,中国 OFDI 的投资行为可分为两个阶段。第一阶段是决定是否投资,观察中国是否进行海外直接投资受哪些因素影响,用 Probit 投资选择模型。第二阶段是修正的投资规模模型,进一步观察中国海外直接投资规模受哪些因素影响。具体回归模型如下:

$$\Pr(OFDIchoice_{it} = 1) = \Phi(\gamma Z_{it}) \quad (4)$$

$$OFDIvalue_{it} = \alpha X_{it} + \rho \lambda(\gamma Z_{it}) + \xi_{it} \quad (5)$$

在采用 Heckman 自选择模型进行估计时,需要在企业对外直接投资决策模型中加入额外的控制变量。该变量与企业 OFDI 决策密切相关,同时又不影响企业 OFDI 的规模。参考

<sup>5</sup>  $E(u_{it} | u_{it} > -\gamma Z_{it}) = \phi(\gamma Z_{it}) / \Phi(\gamma Z_{it}) = \lambda(\gamma Z_{it})$ , 其中  $\phi(\cdot)$ ,  $\Phi(\cdot)$  分别表示标准正态分布的概率密度函数和概率分布函数。 $\lambda(c) = \phi(c) / \Phi(c)$  称为 Mills 逆 (inverse mill's ratio), 详见 Heckman (1979)。

Roberts 和 Tybout (1997) 的研究, 本文采用企业上一期是否进行对外直接投资这一滞后虚拟变量作为该控制变量。理由是上一期是否进行了对外直接投资, 表明企业已支出部分成本, 这是导致企业对外直接投资行为存在自选择效应的关键。已有 OFDI 历史的企业更可能继续进行 OFDI。对外直接投资决策方程的其他解释变量和规模方程相同。

## (二) 其他控制变量

1. 企业生产率。除了企业对外直接投资决策、投资额、融资约束综合指标等核心变量外, 我们关心的变量是企业生产率。Helpman 等(2004)、Greenaway 和 Kneller(2007)等均发现企业生产率是其海外市场进入决策的重要决定因素。田巍和余淼杰(2012)用中国企业层面数据发现, 生产率越高的企业对外直接投资的概率和投资规模都越大。但田巍和余淼杰(2012)没有考虑企业存在自我选择的情况, 就企业 OFDI 概率和投资额所受生产率的影响分别进行估计。本文利用 Heckman 选择模型, 同时研究企业的对外直接投资决策以及投资规模决定。在控制了企业的资本密集度后, 本文采用单位劳动产出的对数来衡量企业生产率<sup>6</sup>。

2. 企业税率水平。以企业应交增值税占产品销售收入的比例来衡量。企业税率对其投资、研发、雇佣等行为以及绩效可能产生显著影响(聂辉华等, 2009)。

3. 出口比率。以出口产品占总产出的比重来衡量。出口对企业对外直接投资决策有重要影响, 但影响方向并不确定。一方面, 出口和 OFDI 是进入海外市场互为替代的两种方式。即出口产品满足国外需求或者输出资本在当地生产, 两者应该负相关; 另一方面, 部分 OFDI 是为了促进产品出口。有证据显示, 由于在贸易中获得了经验和渠道, 母国和东道国现有的贸易关系有利于促进其进行对外直接投资(Blonigen, 2001), 那么两者则是互补的关系, 即正相关。

4. 资本密集度。以固定资产净值年平均余额除以从业人员年平均人数来衡量。资本密集度变量的引入是为了遵从现有文献(葛顺奇和罗伟, 2013)以控制不同行业的固定资产对劳动生产率的影响。

5. 是否有外资股份, 根据企业登记注册类型确定。“港澳台商投资企业”和“外商投资企业”记为 1, 否则记为 0。由于有外资股份的企业已经具备了一定的海外经验, 这可能影响其对外直接投资行为(蒋冠宏等, 2013)。

6. 人均管理成本, 以企业管理成本与从业人员的比值来衡量。管理专业化程度依赖于专职的管理人员和管理部门的出现, 这是企业重要的竞争优势, 有助于企业进行 OFDI(葛顺奇和罗伟, 2013)。而管理人员脱离生产的负面效应是人均管理成本的提高, 因此参考已有文献, 我们用人均管理成本变量控制企业内部管理专业化程度的影响。

7. 年份、地区和行业虚拟变量。为了控制对外直接投资决策的时间波动、地区和行业差异, 本文还引入了年份、地区和行业虚拟变量。

我们的回归对异方差进行了调整。在回归之前, 我们也检验了各主要变量的相关系数, 发现核心解释变量融资约束与其他控制变量的相关性均低于 0.3<sup>7</sup>, 不存在严重的多重共线性问题。

<sup>6</sup>我们尝试过用 Olley 和 Pakes(1996)的方法计算全要素生产率, 并将其纳入回归中。但是由于我们数据样本只有 3 年, 且 OFDI 企业和非 OFDI 企业数目相差较大。用 Olley 和 Pakes(1996)的方法还要损失 1 年的数据, 因此回归没有结果。用 LP 方法(Levinsohn 和 Petrin, 2003)采用中间投入作为全要素生产率估计的工具变量的确减少了 Olley 和 Pakes(1996)方法下的样本量损失, 但是 LP 方法没有考虑企业进入退出所带来的样本选择偏误(我们的样本中企业进入退出较为普遍, 超过 10%)。另外中间投入没有相应的价格平减指数, 而中间投入品中进口品价格和国内产品价格往往差异较大, 用统一的价格指数也会带来偏差, 所以我们就没有用全要素生产率来衡量企业生产率。用劳动生产率来衡量企业生产率的确有其局限性, 但在本文中使用起来问题不会太大。一是本文最核心的变量是融资约束; 二是我们控制了资本密集度变量, 这样人均产出和生产效率具有严格的正向关系(葛顺奇和罗伟, 2013)。

<sup>7</sup>限于篇幅此处未列出相关系数结果, 感兴趣的读者可向作者索取。

## 六 模型估计结果

首先，我们进行全样本估计。与 Heckman 选择模型进行对照，我们汇报了不考虑选择偏误的 Probit+OLS 回归估计结果。我们进一步分析了与“贸易型”和“生产型”OFDI、分别对发达经济体和发展中经济体 OFDI 相对应的两大类、四小类投资所受融资约束的影响。其次，我们利用 Multinomial Logit 模型辅以比较不同类型 OFDI 投资规模，探讨这一差异性影响背后的可能原因。最后，我们从两个方面进行稳健性检验：一是为了处理模型设定中潜在的内生性问题，剔除曾经进行对外直接投资企业的学习效应和已经支付的固定成本，我们针对在样本期间首次参与 OFDI 的企业进行分析。二是鉴于数据样本中 OFDI 企业和非 OFDI 企业数目相差太大，可能带来回归结果偏差的问题。我们剔除没有 OFDI 的行业企业，同时按照资本密集度分类，对资本密集度接近的企业进行分析。

### (一) 全样本估计结果

表 5 汇报了在全样本下不考虑选择偏误的 Probit+OLS 回归估计结果以及使用 Heckman 模型调整选择效应后的回归估计结果。其中被解释变量为企业是否进行 OFDI 的虚拟变量以及投资额。关键解释变量融资约束指标分别采用本文所构造的综合指标 1 和综合指标 2。模型 (1) 和 (3) 不考虑选择因素对 OFDI 投资额的影响，分别用 Probit 和 OLS 方法对企业对外直接投资的进入决策和投资规模进行回归。模型 (2) 和 (4) 采用 Heckman 两步法，即用 Probit 回归后计算出选择效应大小，然后将其放入第二步对投资规模的回归方程中进行调整。从 Heckman 模型整体来看，各估计方程的  $\rho$  值都显著不为 0，说明存在样本自选择问题，分别估计的确存在选择偏误问题，使用 Heckman 模型对企业海外直接投资行为进行估计是合适的。

从表 5 的回归结果可以发现，选择偏误带来的影响主要体现在两个方面：(1) 融资约束对企业 OFDI 规模的作用大小，用 Probit 和 OLS 分开估计时负向作用被高估。以综合指标 1 为例，Probit+OLS 方法估计系数为-0.32，Heckman 方法估计系数为-0.25。(2) 控制选择偏误后，对 OFDI 投资额方程回归的  $R^2$  增大，模型解释力增强。我们就 Heckman 回归结果来分析各个解释变量的影响。

融资约束在决策和规模两方面均抑制了企业的对外直接投资行为。在企业是否进行 OFDI 决策方程中，融资约束的综合指标 1 和综合指标 2 的估计系数都为负（分别为-0.10 和 -0.07），且通过了 1% 显著性水平检验。这表示指标值越大，企业面临的融资约束越大，企业对外直接投资的概率越小。计算边际影响，在其他解释变量取均值时，融资约束的综合指标 1 和综合指标 2 每增加 1 单位，企业对外直接投资的概率分别减小 0.0006 和 0.0004。在企业对外直接投资额决定方程中，融资约束的综合指标 1 和综合指标 2 的估计系数同样为负（分别为-0.25 和-0.17），且通过了 1% 的显著性水平检验。这说明企业一旦开始进行对外直接投资，其投资规模也与企业融资环境息息相关。具体而言，企业面临的融资约束越大，企业 OFDI 规模越小。Todo (2011) 在日本企业对外直接投资中发现了融资约束的负面影响，但是结果不显著。这可能是融资约束对企业海外直接投资的抑制作用在中国更为显著所致。

表 5 全样本回归结果：Probit+OLS 模型和 Heckman 选择模型

		融资约束为综合指标 1		融资约束为综合指标 2			
		(1) Probit+OLS	(2) Heckman	(3) Probit+OLS		(4) Heckman	
是否	OFDI	是否	OFDI	是否	OFDI	是否	OFDI

	OFDI	投资额	OFDI	投资额		投资额		投资额
融资约束	-0.10***	-0.32***	-0.10***	-0.25***	-0.07***	-0.22***	-0.07***	-0.17***
	(0.01)	(0.06)	(0.01)	(0.07)	(0.01)	(0.04)	(0.01)	(0.05)
生产率	0.16***	0.22	0.16***	0.07	0.17***	0.25*	0.17***	0.06
	(0.03)	(0.14)	(0.03)	(0.15)	(0.03)	(0.15)	(0.03)	(0.15)
税率	-2.82***	4.39	-2.82***	5.89	-2.74***	4.24	-2.74***	5.96
	(0.99)	(4.44)	(0.99)	(4.48)	(0.98)	(4.33)	(0.98)	(4.35)
出口比率	0.50***	-0.11	0.50***	-0.39	0.51***	0.09	0.51***	-0.25
	(0.06)	(0.29)	(0.06)	(0.30)	(0.06)	(0.30)	(0.06)	(0.30)
资本密集度	0.00	-0.04	0.00	-0.05	0.00	-0.05	0.00	-0.06
	(0.01)	(0.05)	(0.01)	(0.05)	(0.01)	(0.06)	(0.01)	(0.05)
是否有外资股份	0.02	-0.14	0.02	-0.14	0.01	-0.13	0.01	-0.13
	(0.05)	(0.20)	(0.05)	(0.20)	(0.05)	(0.20)	(0.05)	(0.20)
人均管理成本	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
上期是否 OFDI	1.15***		1.15***		1.17***		1.17***	
	(0.10)		(0.10)		(0.10)		(0.10)	
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	79,707	305	79,707	305	79,707	305	79,707	305
R <sup>2</sup>	0.12	0.28	0.12	0.29	0.12	0.28	0.12	0.30
ρ				-0.65**				-0.79***
LR chi <sup>2</sup>		497.05		497.05		494.58		494.58

说明：括号内表示的是标准误差，R<sup>2</sup>在决策方程中报告的是伪 R<sup>2</sup>结果，规模方程中报告的是 R<sup>2</sup>结果。回归对异方差进行了调整。\*、\*\*、\*\*\*分别代表估计系数通过 10%、5%和 1%显著性水平检验。下表同。

其他解释变量的影响。(1) 生产率与企业对外直接投资的概率显著正相关，但对投资规模没有显著影响。在企业是否进行对外直接投资决策方程中，不管是在回归模型 (2) 还是在 (4) 中，企业生产率系数都为正，且通过了 1%显著性水平检验。可见，企业生产率越高，其进行对外直接投资的概率越大。这一结果支持异质性企业海外市场进入理论所发现的自选择效应，即生产率最低的企业只服务国内市场，生产率更高的企业从事出口，而生产率最高的企业从事对外直接投资 (Helpman 等, 2004)。然而，在企业对外直接投资额决定方程中，不管是回归模型 (2) 还是 (4)，企业生产率系数虽然都为正但并不显著。可见，在显著影响企业的对外直接投资概率后，生产率对之后的投资规模没有产生显著影响。(2) 企业税率的降低显著增加其对外直接投资的概率，但对投资规模没有显著影响。(3) 出口比率对企业海外直接投资的概率有显著正面影响，但对投资规模的影响不显著。(4) 是否有外资股份和人均管理成本均对企业海外直接投资行为没有产生显著影响。

## (二) 不同类型 OFDI 估计结果

为稳健起见，本部分分析不同类型 OFDI 所受融资约束的影响。本文根据机构分布 (贸易型和生产型<sup>8</sup>) 与东道国的收入水平 (发达经济体和发展中经济体)，将中国对外直接投资

<sup>8</sup>对于其他类型 (例如建筑和房地产、开采资源、研发、工业园等)，由于比重不高 (根据表 3，在项目数量上占比为 10.2%，在投资额上占比为 28.3%) 不列入分类样本进行考察。

分为各自相对应的两大类和四小类。我们将这两大类、四小类 OFDI 类型与非 OFDI 企业组成新的子样本进行 Heckman 选择模型回归。估计结果在表 6 中列出。

如表 6 所示，海外市场固定成本带来的选择偏误在“贸易型” OFDI 和 OFDI 到发达经济体中显著存在，即（1）、（3）、（5）、（7）列。这两个子样本的回归结果与全样本估计相一致。无论是使用综合指标 1 还是综合指标 2，融资约束在广延边际和集约边际两方面均显著抑制了企业 OFDI 行为。具体而言，一方面，在回归（1）、（3）、（5）、（7）的进入决策方程中，融资约束的综合指标 1 和综合指标 2 的估计系数都为负且通过了 1% 显著性水平检验，表明企业面临的融资约束越大，企业“贸易型” OFDI 和 OFDI 到发达经济体的概率越小；另一方面，对于企业对外直接投资额决定方程，融资约束的估计系数同样为负且通过了 1% 显著性水平检验，说明企业面临的融资约束越大，企业“贸易型” OFDI 和 OFDI 到发达经济体的投资规模越小。此外，与全样本估计结果相一致，生产率显著正面影响企业对外直接投资的概率，但对投资规模没有显著影响。

由于  $\rho$  值在表 6 第（2）、（4）、（6）、（8）列中不显著，说明 Heckman 选择模型对于“生产型” OFDI 和 OFDI 到发展中经济体的投资额决定方程估计无效。考虑到 Heckman 选择模型分为两步，第一步是对 OFDI 决策的 Probit 回归，然后计算出一个选择带来的影响变量放入第二步 OLS 回归中。因此样本“生产型” OFDI 和 OFDI 到发展中经济体第一步决策方程的回归结果仍然有效。在企业是否进行 OFDI 决策方程中，第（2）、（4）、（6）、（8）列融资约束的综合指标 1 和 2 的估计系数都为负且通过了显著性检验，表明企业面临的融资约束越大，企业“生产型” OFDI 和 OFDI 到发展中经济体的概率越小。

表 6 Heckman 选择模型回归结果：不同类型 OFDI

	融资约束为综合指标 1				融资约束为综合指标 2			
	是否 OFDI	OFDI 投资额	是否 OFDI	OFDI 投资额	是否 OFDI	OFDI 投资额	是否 OFDI	OFDI 投资额
	(1) 贸易型 OFDI	(2) 生产型 OFDI	(3) 贸易型 OFDI	(4) 生产型 OFDI	(5) OFDI 到发达经济体	(6) OFDI 到发展中经济体	(7) OFDI 到发达经济体	(8) OFDI 到发展中经济体
融资约束	-0.09*** (0.02)	-0.21*** (0.07)	-0.15*** (0.03)	0.15 (0.30)	-0.06*** (0.01)	-0.13*** (0.05)	-0.10*** (0.02)	0.07 (0.27)
生产率	0.17*** (0.04)	0.12 (0.14)	0.06 (0.06)	1.39* (0.71)	0.18*** (0.03)	0.14 (0.14)	0.07 (0.06)	1.31* (0.70)
观测值	76,040	241	71,373	54	76,040	241	71,373	54
R <sup>2</sup>	0.12	0.32	0.12	0.81	0.12	0.31	0.12	0.81
$\rho$		-0.53**		-0.44		-0.60**		-0.47
LR chi <sup>2</sup>		389.71		101.99		383.63		103.00
融资约束	-0.10*** (0.02)	-0.25*** (0.07)	-0.10*** (0.02)	-0.41** (0.20)	-0.07*** (0.01)	-0.16*** (0.05)	-0.07*** (0.02)	-0.25* (0.13)
生产率	0.17*** (0.04)	0.05 (0.17)	0.11** (0.05)	0.29 (0.48)	0.18*** (0.04)	0.04 (0.17)	0.11** (0.05)	0.28 (0.49)
观测值	77,050	207	68,470	98	77,050	207	68,470	98
R <sup>2</sup>	0.12	0.42	0.11	0.46	0.12	0.42	0.11	0.46
$\rho$		-0.72**		0.09		-0.86***		-0.25
LR chi <sup>2</sup>		353.76		161.90		349.55		162.40

说明：不同类型 OFDI 的 Heckman 回归模型中的其他控制变量与表 5 相同，限于篇幅本处未作报告，感兴趣的读者可向作者索取。下表同。

对于回归 (2)、(4)、(6)、(8) 第二步规模方程的回归结果, 因为选择影响变量的系数不显著而不再有效。不考虑样本偏误, 重新对“生产型”OFDI 和 OFDI 到发展中经济体的投资规模进行 OLS 回归, 结果见表 7。从中可见融资约束对“生产型”OFDI 的投资规模没有显著影响, 对 OFDI 到发展中经济体的投资规模有显著负向影响, 显著性水平为 5%。

综上所述, 融资约束对中国民营企业海外直接投资的影响可分为两点: 一是融资约束显著降低所有民营企业对外直接投资的概率。二是融资约束对“贸易型”OFDI 投资规模有显著负面作用, 但是对“生产型”的投资规模没有显著影响; 融资约束对投资到发达经济体和发展中国家的投资规模都有显著负面作用, 且前者的显著性水平更高。

表 7 不考虑选择偏误的 OLS 回归结果: “生产型”OFDI 和 OFDI 到发展中经济体

因变量为 OFDI 投资额	融资约束为综合指标 1		融资约束为综合指标 2	
	(1) 生产型	(2) OFDI 到发展中	(3) 生产型	(4) OFDI 到发展中
	OFDI	经济体	OFDI	经济体
融资约束	0.09 (0.25)	-0.41** (0.19)	0.01 (0.19)	-0.26** (0.12)
生产率	1.48** (0.62)	0.27 (0.39)	1.40** (0.66)	0.34 (0.40)
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是
观测值	54	98	54	98
R <sup>2</sup>	0.81	0.46	0.81	0.46

### (三) 不同类型 OFDI 估计结果存在差异性的进一步验证

为什么融资约束对中国民营企业不同类型海外直接投资的影响存在差异? 原因可能和相应投资类型的特性有关。对比“生产型”和“贸易型”OFDI, “生产型”OFDI 的目的在于利用东道国的市场、劳动力或者资源优势投资设厂、组织生产, 相对于“贸易型”投资周期更长, 在进入市场前会更谨慎地考虑自身的融资能力。因此决定进行“生产型”OFDI 的企业, 其融资能力可能已达到较高水平, 从而不再对投资规模形成约束。对比投资到发展中经济体和投资到发达经济体, 发展中国家的经济条件相对落后, 制度不够完善, 中国企业面临的投资风险更大, 反应在资金链上就是企业的融资能力(张明和王永中, 2014)。因此决定投资到发展中经济体的企业融资能力可能相对更高。融资问题不再进一步对部分企业的投资规模形成约束。整体而言, 融资约束对投资规模负面影响的显著程度下降。这一想法得到表 3 描述性统计结果的初步支持, 即“生产型”OFDI 企业的平均融资能力高于“贸易型”企业、投资到发展中经济体企业的平均融资能力高于投资到发达经济体企业。也就是说, “生产型”OFDI 企业或 OFDI 到发展中经济体可能比“贸易型”或 OFDI 到发达经济体更为谨慎, 更重视融资约束可能带来的负面影响。因此在设定了更高的融资能力门槛(融资约束指标更低)后, 才决定进行海外直接投资。

为了进一步验证以上判断, 是否进行“生产型”和 OFDI 到发展中国家的决策在融资约束方面的考量更为审慎, 我们使用多重选择 logit 模型(Multinomial Logit 模型)进行回归分析: 分别将企业决策分为不进行 OFDI、“贸易型”OFDI、“生产型”OFDI 三类和不进行 OFDI、OFDI 到发达经济体、OFDI 到发展中经济体三类, 分别赋值为 0、1 和 2, 估计以下模型:

$$Pr[y_{it} = j] = \frac{\exp(\alpha + \beta_j FC_{it} + \gamma_j C_{it} + Yd + Id + Ctd)}{\sum_{k=0,1,2} \exp(\alpha + \beta_k FC_{it} + \gamma_k C_{it} + Yd + Id + Ctd)} \quad (6)$$

其中,  $y_{it}$  表示企业的选择,  $j$  是企业状态, 0 为不进行 OFDI, 1 为“贸易型”OFDI 或 OFDI 到发达经济体, 2 为“生产型”OFDI 或 OFDI 到发展中经济体。  $FC_{it}$  为融资约束变量。  $C_{it}$  为控制变量, 包括企业生产率、税率、出口比率、资本密集度、是否外资企业、人均管理成本和上期 OFDI 虚拟变量。  $Yd$  是年份虚拟变量,  $Id$  是行业虚拟变量,  $Ctd$  是地区虚拟变量。

Multinomial Logit 模型估计结果见表 8。从中可以发现, 无论是使用综合指标 1 还是 2 来衡量, 融资约束对两大类四小类 OFDI 均起到显著负向作用, 且均在 1% 水平上显著。我们更为关注的是融资约束对选择进入不同类型 OFDI 概率的边际影响。以综合指标 1 为例, 以企业不进行 OFDI 为基准 (即选项为 0), 融资约束指标每减小 1 单位, 企业进行“贸易型”OFDI 的概率增加 0.0008, 而进行“生产型”OFDI 的概率仅增加 0.0003; OFDI 到发达经济体的概率将增加 0.0008, 而 OFDI 到发展中经济体的概率仅增加 0.0004。即融资约束改善对“生产型”OFDI 和 OFDI 到发展中经济体的促进作用要显著小于“贸易型”OFDI 和 OFDI 到发达经济体。也就是说, 要使“生产型”和 OFDI 到发展中经济体的概率增加程度与“贸易型”和 OFDI 到发达经济体相同, 融资约束要有更大程度的改善。当融资约束指标换为综合指标 2 时, 也得到了类似结果。

这一结果验证了我们之前的看法, 企业在决策是否要进行“生产型”OFDI 以及是否要投资到发展中国家时, 融资约束改善能够起到的正面作用更小, 企业进入海外市场选择更为谨慎。因此融资约束对“生产型”OFDI 仅起到扩展边际上的作用, 而无集约边际上的影响; 对 OFDI 到发展中国家仍存在集约边际影响, 但显著程度小于 OFDI 到发达经济体。

表 8 Multinomial Logit 模型回归结果

	融资约束为综合指标 1				融资约束为综合指标 2			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	贸易型 OFDI	生产型 OFDI	OFDI 到发 达经济体	OFDI 到发 展中经济体	贸易型 OFDI	生产型 OFDI	OFDI 到发达 经济体	OFDI 到发展 中经济体
融资约束	-0.27*** (0.05)	-0.50*** (0.10)	-0.30*** (0.05)	-0.33*** (0.07)	-0.17*** (0.03)	-0.31*** (0.06)	-0.19*** (0.03)	-0.22*** (0.05)
融资约束的边 际影响	-0.0008	-0.0003	-0.0008	-0.0004	-0.0005	-0.0002	-0.0005	-0.0003
生产率	0.48*** (0.10)	0.21 (0.21)	0.50*** (0.10)	0.38** (0.15)	0.51*** (0.09)	0.25 (0.20)	0.53*** (0.10)	0.40*** (0.15)
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	79,781		79,791		79,781		79,791	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.12		0.13		0.12		0.12	

说明: 融资约束变量对 OFDI 行为的边际影响结果列在回归系数结果下一行。

企业决策差异的原因可能来自不同投资目的和不同东道国的特定风险。虽然我们的数据不能直接验证这一点, 但是通过从不同类型 OFDI 的规模对比中可以有所体现 (见表 9)。从整体上来看, “生产型”OFDI 和 OFDI 到发展中经济体的投资规模分别相对于“贸易型”OFDI 和 OFDI 到发达经济体显著更高, 同时“生产型”OFDI 的投资规模相对于 OFDI 到发展中经

经济体显著更高。这一整体的规模差异应当由不同投资类型的特性决定，而非单一企业对规模的决策决定。大规模投资风险相对更高，所以企业在进入海外市场的选择上更为谨慎。在做出是否进行 OFDI 选择决策时会充分考虑融资约束的不利影响，从而降低融资因素对随后投资规模影响的显著程度，甚至使得融资因素不再对投资规模有进一步的显著影响。

表 9 不同类型 OFDI 投资规模比较

	OFDI 投资额	观察值
贸易型 OFDI	3.02	435
生产型 OFDI	4.85	76
差值	-1.83*** (0.16)	
OFDI 到发达经济体	3.22	369
OFDI 到发展中经济体	3.64	158
差值	-0.42*** (0.14)	
OFDI 到发展中经济体	3.05	109
生产型 OFDI	4.66	27
差值	-1.61*** (0.30)	

#### (四) 稳健性检验

1. 首次对外直接投资。为了处理模型设定中潜在的内生性问题，剔除曾经进行过对外直接投资企业的学习效应和已经支付的固定成本，我们将在样本期间首次参与 OFDI 的企业和一直没有进行过 OFDI 的企业从数据中分离出来。基于这些企业构成的子样本用 Probit 概率模型估计 OFDI 决策行为，用 OLS 回归估计投资规模行为，分别对区分投资类型和投资国家的样本进行检验，区分“贸易型”和“生产型”OFDI 的估计结果见表 10。

从表 10 结果可以发现，即使对于首次进行对外直接投资的企业，无论使用综合指标 1 还是综合指标 2，融资约束仍然在决策和规模两方面均对企业“贸易型”海外直接投资行为有显著的负面影响。对于“生产型”对外直接投资来说，企业面临的融资约束越高，其进行对外直接投资的可能性越小，而对投资规模的影响不显著。此外，在区分“发达经济体”和“发展中经济体”投资对象的子样本回归，融资约束的影响结果也和上一部分完全一致<sup>9</sup>。

表 10 首次对外直接投资回归结果：贸易型和生产型

	融资约束为综合指标 1				融资约束为综合指标 2			
	是否 OFDI	OFDI 投资额	是否 OFDI	OFDI 投资额	是否 OFDI	OFDI 投资额	是否 OFDI	OFDI 投资额
	(1) 贸易型 OFDI	(2) 生产型 OFDI	(3) 贸易型 OFDI	(4) 生产型 OFDI	(3) 贸易型 OFDI	(4) 生产型 OFDI	(3) 贸易型 OFDI	(4) 生产型 OFDI
融资约束	-0.12*** (0.01)	-0.24*** (0.05)	-0.16*** (0.03)	0.18 (0.24)	-0.06*** (0.01)	-0.12*** (0.03)	-0.10*** (0.02)	0.00 (0.15)
生产率	0.15*** (0.03)	0.16 (0.11)	0.03 (0.06)	1.15 (0.70)	0.17*** (0.03)	0.23** (0.12)	0.05 (0.06)	0.88 (0.66)
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是

<sup>9</sup>限于篇幅此处未列出结果，感兴趣的读者可向作者索取。



地区虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	111,706	366	100,538	58	111,706	366	100,538	58
R <sup>2</sup>	0.09	0.27	0.09	0.69	0.08	0.24	0.08	0.69

说明：回归中其他控制变量与表 6 相同，限于篇幅本处未作报告，感兴趣的读者可向作者索取。在 R<sup>2</sup> 一栏，Probit 回归汇报伪 R<sup>2</sup> 结果，OLS 回归汇报 R<sup>2</sup> 结果。下表同。

2. 资本密集结构相近的样本。鉴于数据样本中 OFDI 企业和非 OFDI 企业数目相差太大，这可能带来回归结果偏差的问题。我们将没有 OFDI 的行业企业排除掉。同时，我们按照资本密集度分类，将资本密集结构接近的企业进行比较。具体而言，我们以资本密集度水平在行业内任一 OFDI 企业的资本密集度水平上下 10% 波动范围内为标准，对非 OFDI 企业进行筛选。对新构成的样本再次进行回归（见表 11）。经过这些处理后，新样本中非 OFDI 企业数目由原来的 135 735 缩减到 82 747。结果显示融资约束对企业“贸易型”OFDI 的双重抑制（概率和规模）、对“生产型”OFDI 的投资概率抑制作用依然显著成立，区分投资国家子样本进行回归的结果也同样稳健<sup>10</sup>。

表 11 资本结构相近的样本回归结果：贸易型和生产型

	融资约束为综合指标 1				融资约束为综合指标 2			
	是否 OFDI	OFDI 投资额	是否 OFDI	OFDI 投资额	是否 OFDI	OFDI 投资额	是否 OFDI	OFDI 投资额
	(1) 贸易型 OFDI	(2) 生产型 OFDI	(3) 贸易型 OFDI	(4) 生产型 OFDI	(3) 贸易型 OFDI	(4) 生产型 OFDI	(3) 贸易型 OFDI	(4) 生产型 OFDI
融资约束	-0.07*** (0.02)	-0.21*** (0.07)	-0.14*** (0.03)	0.16 (0.30)	-0.05*** (0.01)	-0.12** (0.05)	-0.10*** (0.02)	0.07 (0.28)
生产率	0.13*** (0.04)	0.15 (0.14)	0.03 (0.07)	1.40* (0.68)	0.13*** (0.04)	0.16 (0.14)	0.03 (0.07)	1.32* (0.67)
上期是否 OFDI	0.97*** (0.11)		0.91*** (0.18)		0.97*** (0.11)		0.91*** (0.18)	
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	48,753	232	47,095	52	48,753	232	47,095	52
R <sup>2</sup>	0.12	0.33	0.13	0.81	0.12	0.32	0.13	0.81
$\rho$		-0.62**		-0.50		-0.70**		-0.55
LR chi <sup>2</sup>		347.36		101.68		349.86		104.97

## 七 结论

本文采用浙江省制造业企业对外直接投资的数据以及两种方法构造包括内源资金约束、外源资金约束、投资机会等在内的融资约束综合指标，考察了融资约束对中国民营企业海外直接投资的影响，得到的主要结论如下：

本研究发现在控制了企业生产率的同时，融资约束对中国民营企业对外直接投资决策具

<sup>10</sup>限于篇幅此处未列出结果，感兴趣的读者可向作者索取。

有显著的负面作用。融资环境影响企业是否为其 OFDI 的投入进行融资。因此，企业融资约束环境的改善一方面能够有效地提高企业对外直接投资的可能性，另一方面对企业投资规模的扩张也有促进作用。

本研究还发现融资环境对中国民营企业海外直接投资的影响与投资类型相关。虽然在投资决策方面，融资约束显著降低所有民营企业 OFDI 的概率。但是在投资规模方面，融资约束对“贸易型”OFDI 和投资到发达经济体有显著负面影响，对投资到发展中国家负面影响的显著度下降，对“生产型”OFDI 的投资规模则没有显著影响。这一差异与相应投资类型的特性有关。投资到发展中国家的投资风险大都高于投资到发达经济体，“生产型”OFDI 相对于“贸易型”投资周期更长，企业投资相应更为审慎。因此决定进行“生产型”OFDI 或投资在发展中国家的企业，融资能力相对更高。尤其是“生产型”OFDI 相对投资规模最大风险也最大，进行投资后，融资能力不再对进一步的投资规模形成约束。

中小企业的金融约束是一个世界性难题，而在资本项目存在管制和大量金融抑制的中国更为严峻。在融资约束制约下，那些更有生命力、更高生产率、更有竞争力的民营企业很可能被关在对外直接投资机遇的大门外，这对于提高中国资本利用效率和转变经济增长模式都非常不利。中国政府应致力于解决民营企业海外直接投资所面临的融资约束问题，尤其是更多地支持规模更大、风险更高的“生产型”OFDI，从而让对外直接投资真正发挥提高中国经济竞争力、转移过剩和落后产能的作用。

## 参考文献

戴翔（2014）：《生产率与中国企业“走出去”：服务业和制造业有何不同？》，《数量经济技术经济研究》第 6 期。

邓新明、熊会兵、李剑峰、侯俊东、吴锦峰（2014）：《政治关联、国际化战略与企业价值——来自中国民营上市公司面板数据的分析》，《南开管理评论》第 1 期。

葛顺奇、罗伟（2013）：《中国制造业企业对外直接投资和母公司竞争优势》，《管理世界》第 6 期。

黄孟复（2010）：《中国小企业融资状况调查》，北京：中国财政经济出版社。

蒋冠宏、蒋殿春、蒋昕桐（2013）：《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》，《管理世界》第 9 期。

李志远、余淼杰（2013）：《生产率、信贷约束与企业出口：基于中国企业层面的理论和实证分析》，《经济研究》第 6 期。

林毅夫、李志赞（2005）：《中国的国有企业与金融体制改革》，《经济学（季刊）》第 4 期。

罗进辉（2013）：《“国进民退”：好消息还是坏消息》，《金融研究》第 5 期。

聂辉华、方明月、李涛（2009）：《增值税转型对企业行为和绩效的影响》，《管理世界》第 5 期。

商务部、统计局和外汇管理局（2010）：《2009 年度中国对外直接投资统计公报》，北京：中国统计出版社。

商务部、统计局和外汇管理局（2014）：《2012 年度中国对外直接投资统计公报》，北京：中国统计出版社。

田巍、余淼杰（2012）：《企业生产率和企业“走出去”对外直接投资：基于企业层面数据的实证研究》，《经济学（季刊）》第 2 期。

阳佳余（2012）：《融资约束与企业出口行为：基于工业企业数据的经验研究》，《经济学（季刊）》第 3 期。

姚洋、章奇（2001）：《中国工业企业技术效率分析》，《经济研究》第10期。

张明、王永中（2014）：《中国海外投资国家风险评级报告（CROIC - IWEP）》，北京：中国社会科学出版社。

宗芳宇、路江涌、武常岐（2012）：《双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择》，《经济研究》第5期。

Bellone, F.; Musso, P.; Nesta L. and Schiavo S. "Financial Constraints and Firm Export Behavior." *The World Economy*, 2010, 33(3), pp. 347-373.

Blonigen, B. "In Search of Substitution between Foreign Production and Exports." *Journal of International Economics*, 2001, 53(1), pp. 81-104.

Buch, C.; Kesternich, I.; Lipponer, A. and Schnitzer, M. "Real versus Financial Barriers to Multinational Activity." mimeo, University of Tuebingen, 2008.

Buch, C.; Kesternich, I.; Lipponer, A. and Schnitzer, M. "Financial Constraints and Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence." *Review of World Economics*, 2014, 150(2), pp. 393-420.

Caves, R. "International Corporations: the Industrial Economics of Foreign Investment." *Economica*, 1971, 38(149), pp. 1-27.

Chaney, T. "Liquidity Constrained Exporters." *NBER Working Paper No.w19170*, 2013.

Cleary, S. "International Corporate Investment and the Relationships between Financial Constraint Measures." *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30(5), pp. 1559-1580.

Coe, D. and Hoffmaister, A. "North-South Trade: Is Africa Unusual." *Journal of African Economics*, 1999, 8(2), pp.228-256.

Cressy, R. "Funding Gaps: a Symposium." *The Economic Journal*, 2002, 112(477), pp. 1-16.

Daniels, J. D. and Bracker, J. "Profit Performance: Do Foreign Operations Make A Difference?" *Management International Review*, 1989, 29(1), pp. 46-56.

Etemad, H. "Internationalization of Small and Medium - sized Enterprises: A Grounded Theoretical Framework and an Overview." *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 2004, 21(1), pp. 1-21.

Fazzari, S. M.; Hubbard, R. G. and Petersen, B. P. "Financing Constraints and Corporate Investment." *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 1, pp. 141-195.

Greenaway, D. and Kneller, R. "Firm Heterogeneity, Exporting and Foreign Direct Investment." *Economic Journal*, 2007, 117(517), pp. 134-161.

Hadlock, C. J. and Pierce, J. R. "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index." *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5), pp. 1909-1940.

Heckman, J. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 1979, 47(1), pp. 153-161.

Helpman, E.; Melitz, M. J. and Yeaple, S. R. "Export versus FDI with Heterogeneous Firms." *American Economic Review*, 2004, 94(1), pp. 300-316.

Hoshi, T.; Kashyap, A. and Scharfstein, D. "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups." *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(1), pp. 33-60.

Huang Y. and Wang, B. "Investing Overseas without Moving Factories Abroad: The Case of Chinese Outward Direct Investment." *Asian Development Review*, 2013, 30(1), pp. 85-107.

Kaplan, S. N. and Zingales, L. "Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1), pp. 169-215.

Lamont, O.; Polk, C. and Saa-Requejo, J. "Financial Constraints and Stock Returns." *Review of Financial Studies*, 2001, 14(2), pp. 529–554.

Levinsohn, J. and Petrin, A. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), pp. 317-341.

Lu, J. W. and Beamish, P. W. "The Internationalization and Performance of SMEs." *Strategic management journal*, 2001, 22(6-7), pp. 565-586.

Luo, Y.; Zhao, H.; Wang, Y. and Xi, Y. "Venturing Abroad by Emerging Market Enterprises." *Management International Review*, 2011, 51(4), pp. 433-459.

Makino, S.; Lau, C.M.; Yeh, R.S. "Asset-exploitation versus Asset-seeking: Implications for Location Choice of Foreign Direct Investment from Newly Industrialized Economies." *Journal of International Business Studies*, 2002, 33(3), pp. 403–421.

Manova, K.; Wei, S. J. and Zhang, Z. "Firm Exports and Multinational Activity under Credit Constraints." *NBER working paper* No. w16905, 2011 .

Mathews, J. A. "Dragon Multinationals: New Players in 21st Century Globalization." *Asia Pacific Journal of Management*, 2006, 23(1), pp. 5-27.

Modigliani, F. and Miller, M. H. "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment." *The American Economic Review*, 1958, 48(3), pp. 261-297.

Musso, P. and Schiavo, S. "The Impact of Financial Constraints on Firm Survival and Growth." *Journal of Evolutionary Economics*, 2008, 18(2), pp. 135-149.

Olley, G. Steven, and Ariel Pakes. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica*, 1996, 64(6), pp. 1263-1297.

Roberts, M. J. and Tybout, J. R. "The Decision to Export in Colombia: an Empirical Model of Entry with Sunk Costs." *The American Economic Review*, 1997, 87(4), pp. 545-564.

Stiglitz, J. E. and Weiss, A. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information." *The American Economic Review*, 1981, 71(3), pp. 393-410.

Todo, Y. "Quantitative Evaluation of the Determinants of Export and FDI: Firm-level Evidence from Japan." *The World Economy*, 2011, 34(3), pp. 355-381.

Whited, T. and Wu, G. "Financial Constraints Risk." *Review of Financial Studies*, 2006, 19(2), pp. 531–559.

**IIS 简介：**国际投资研究系列 (International Investment Studies) 是中国社会科学院世界经济与政治研究所国际投资研究室的研究成果。该室的主要研究领域包括跨境直接投资、跨境间接投资、外汇储备投资、国家风险、国际收支平衡表与国际投资头寸表等。国际投资室的成员为张明、王永中、张金杰、李国学、潘圆圆、韩冰与王碧珺，定期参加国际投资室学术讨论和报告写作的成员还包括姚枝仲、高蓓、陈博、刘洁、黄瑞云与赵奇锋。我们的主要产品包括：中国跨境资本流动季度报告、中国对外投资季度报告、国家风险报告、工作论文与财经评论等。

**责任条款：**本报告非成熟稿件，仅供内部讨论。报告版权为中国社会科学院世界经济与政治研究所国际投资研究室所有。未经许可，不得以任何形式翻版、复制、上网和刊登。本报告仅代表研究人员的个人看法，并不代表作者所在单位的观点。