

# 融资约束、信贷支持与民营企业对外直接投资

宫旭红,任 颀

(北京大学汇丰商学院,广东 深圳 518000)

**摘要:** 融资约束是民营企业对外直接投资(OFDI)所面临的首要难题,借助中国民营企业“走出去”与竞争力调查问卷数据,实证检验融资约束对民营企业对外直接投资的影响。分析发现,第一,融资约束是影响民营企业对外投资广度边际的重要因素,就企业异质性角度而言,融资约束对高生产率企业的影响显著高于低生产率企业;第二,融资约束对民营企业对外投资集约边际的作用不显著;第三,进一步将信贷支持纳入分析框架,发现信贷支持对民营企业对外投资的广度边际有一定作用,但对对外投资集约边际的作用不显著。稳健性回归结果支持了研究结论。

**关键词:** 融资约束; 对外直接投资; 广度边际; 集约边际; 信贷支持

**中图分类号:** F27 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2017)05-0025-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2017.05.003

## 一、引言

近年来,中国企业对外投资的步伐明显加快,《2015年对外投资公报》显示,2015年全年对外直接投资(不含银行、证券、保险)1180亿美元,比上年增长14.7%。虽然国有企业在对外投资总额中占据主导地位,但民营企业在对外投资中扮演着越来越重要的角色。《公报》数据显示,2015年非公经济占中国对外投资的65.3%,年末存量占35.6%,民营企业已经成为中国企业“走出去”不可忽视的力量。

相比境内投资,对外直接投资是企业投资经营活动向海外市场的扩展和延伸,因此需要更加雄厚的资金实力做支撑。虽然民营企业走出去的步伐加快,但民营企业在对外投资过程中仍面临诸多难题,其中融资约束是民营企业对外直接投资面临的首要难题。主要是因为对外投资具有周期长、利润回收慢且风险大等特征,在企业对外直接投资初期,商业银行的贷款条件往往较为苛刻,此外,企业为了走出去,要进行前期的技术知识及人力资本等无形资产方面的资金投入,因此可提供的合约抵押品不多,而往往一个企业可供抵押品越少,那么企业面临的融资约束越高。根据中国国际贸易促进委员会2013年发布的“中国企业对外投资现状及意向调查报告”显示,中小企业对外投资的资金来源主要是自有资金,约56.6%的受调查企业借助自有资金进行对外直接投资,但民营企业因为资金缺乏,且融资成本较高,因此融资约束的困扰导致民营企业很难在国外市场立足。此外,由于中小企业规模实力有限,能获得金融机构信贷支持的机会偏少,仅17.39%的样本企业借助国有银行金融机构获取与对外直接投资相关的贷款,就资本市场直接融资而言,仅14.3%的受调查企业对外直接投资资金来自资本市场。

就融资约束与企业对外投资方面的研究,Buch *et al.*<sup>[1]</sup>利用德国的数据研究发现,融资约束和生

收稿日期:2017-05-11; 修回日期:2017-07-06

作者简介:宫旭红(1986—)女,山东青岛人,北京大学汇丰商学院博士后研究人员,研究方向为企业对外投资;任颀(1973—),男,广东广州人,北京大学汇丰商学院副教授、博士生导师,研究方向为产业组织。

基金项目:中国博士后基金项目(2111110571);国家自然科学基金面上项目(71273142)

产率对企业对外投资决策影响巨大,其中融资约束只对首次进行对外投资的企业有影响,就对外投资的集约边际和广度边际而言,母公司融资约束对广度边际的阻碍效应大于集约边际,而子公司的融资约束对企业对外投资的集约边际有显著影响。随后 Buch *et al.*<sup>[2]</sup> 进一步研究了企业融资约束对对外投资的影响,得到与之前文献一致的结论。De Maeseneire and Claeys<sup>[3]</sup> 基于企业财务数据发现,融资约束阻碍了企业对外直接投资,而政府补贴能够有效地促进企业对外直接投资。

那么融资约束如何影响中国民营企业对外投资?本文借助中国社会科学院发布的中国民营企业“走出去”与竞争力调查问卷数据,研究融资约束对民营企业对外直接投资的影响。本文的贡献包括以下几个方面:首先新新贸易理论的相关研究主要关注融资约束与企业出口的关系,借鉴融资约束对出口的扩展边际影响的思路,本文进一步从微观企业角度研究融资约束与企业对外投资二元边际的关系;其次,借助中国民营企业“走出去”与竞争力调查问卷数据,本文进一步将信贷支持的作用纳入分析,关注企业在融资约束前提下,信贷支持对民营企业“走出去”所发挥的作用。下文结构安排如下:第二部分为相关文献综述,第三部分为模型设定及相关数据说明,第四部分报告实证分析结果,第五部分为稳健性检验,第六部分进一步分析信贷支持对企业对外直接投资二元边际的影响,最后为结论。

## 二、相关文献综述

### (一) 融资约束与企业走出去

近年来,随着新新贸易理论的发展,很多学者开始从企业层面研究企业的国际化行为<sup>[4-5]</sup>,部分学者将融资约束纳入企业出口行为模型的分析框架,研究发现面临融资约束的企业往往难以承受企业出口的前期固定成本投入,进而阻碍企业的出口决策<sup>[6-7]</sup>。Manova<sup>[8]</sup> 构建了一个包含金融发展、企业异质性和出口贸易的分析框架并进行相关实证研究,发现出口企业的1/3出口产品受到信贷约束的制约。Berman and Héricourt<sup>[9]</sup> 借助部分发展中国家和新兴国家的企业数据,发现融资约束对企业的出口广度边际的影响较为显著,但就集约边际的影响不显著。Espanol<sup>[10]</sup>、Muulsz<sup>[11]</sup>、Bellone *et al.*<sup>[12]</sup>、Minetti and Zhu<sup>[13]</sup> 等学者分别使用阿根廷、利比亚、法国和意大利的企业层面数据进行实证检验,结果显示融资约束对企业出口概率具有重要的作用。

总体而言,当前就融资约束与出口的研究已经比较丰富,但就融资约束对企业对外投资影响的文献相对比较匮乏。Buch *et al.*<sup>[1]</sup> 的研究发现,融资约束对生产率越高的企业的阻碍效应越大,主要因为生产率越高的企业越有意对外投资,其可提供的合约抵押品越少。根据中国对外投资企业相关数据我们发现,对外投资企业的无形资产占总资产的比例为0.023 10,远远高于国内企业0.018和出口企业0.017,而对外投资企业固定资产占总资产的比例为0.28,远远低于国内企业的0.65和出口企业的0.29,其中民营企业的占比更低。这表明企业在对外投资过程中,因为培育自身无形资产或者是人力资本的投入过多,对外直接投资企业自身的可抵押的固定资产减少,导致对外投资企业在获取银行贷款方面面临一定的融资约束。Askenazy *et al.*<sup>[14]</sup> 认为融资困难不仅是企业向新市场扩张的绊脚石,还会降低企业在国外市场的生存率。与企业出口相比,企业对外直接投资涉及在东道国投资设厂与生产管理,通常经营周期更长,不确定性更高,所以企业对外直接投资更加依赖外部融资<sup>[5]</sup>。国内学者李磊和包群<sup>[15]</sup> 采用《中国境外投资企业(机构)名录》与《中国工业企业数据库》合并的企业微观数据,考察了融资能力对我国工业企业对外直接投资的影响。信贷融资能够显著促进中国工业企业“走出去”,融资能力越强的工业企业不仅更有可能进行OFDI,而且越倾向于进行多次投资以及在多个国家进行投资。

就所有制融资差异方面,中国国际经济合作学会的调查显示,国有企业与民营企业在对外直接投资企业的融资中差异显著,国有企业因为其自身资金实力充足,加上其可以借助上市等方式,从外部资本市场获取资金,因此融资渠道比较广。相比国内投资,对外直接投资具有高风险性及回报不确定性,对外直接投资企业面临复杂的国际环境,经营过程中面临一系列不确定因素,因此对外投资企业

面临的融资难度更大,企业很难获得商业银行的融资支持。因此,本文在以往学者研究的基础上,关注民营企业融资约束对自身对外投资的影响,并进一步考察融资约束对异质性企业影响的差异性。

## (二) 信贷支持对企业走出去的影响

就政府资助的相关研究也间接证明融资约束是影响企业对外投资的重要因素,Buckely *et al.*<sup>[16]</sup>研究中国企业的对外直接投资发现,资本市场不完善、腐败等是影响中国对外直接投资的重要因素。Child and Rodrigues<sup>[17]</sup>指出,很多企业在国际化扩张过程存在资金紧缺问题,政府的信贷优惠和信贷支持是企业走出去的必不可少的条件。Biggeri and Sanfilippo<sup>[18]</sup>、Brautigam<sup>[19]</sup>认为政府提供的财政补贴和信贷支持是中国企业对外直接投资(特别是对非洲)的有利因素,同时为非洲国家的工业化提供了一个新的途径。

国内学者从政策性金融及金融服务角度论述了信贷支持对企业“走出去”的影响,认为银行政策性金融可提供低成本资金,以增加资本供应量,同时还可以降低中国企业对外直接投资的整体融资成本,此外,政策性金融可以积极引导其他金融资金参与到对外直接投资的支持中来,最终提升其他金融资金对企业“走出去”的支持<sup>[20]</sup>。姜建刚和王柳娟<sup>[21]</sup>研究地区信贷融资制度的情况,指出信贷资金分配市场化缓解了非国有企业尤其是私营企业外源性融资的困难,提高了它们抵抗内部与外部不确定性的能力,从而增强海外投资的意愿,助力企业对外直接投资。

但是信贷支持是否真正地促进民营企业对外投资,对民营企业对外投资的广度边际和集约边际到底存在什么样的影响,以往实证研究由于数据可获得性的限制,很少给出实证方面的证据。

## 三、模型设定及相关数据说明

### (一) 模型设定

借鉴出口二元边际的相关研究,Eicher *et al.*<sup>[22]</sup>将国际投资中的投资量增加和新增投资两类行为分别概括为 OFDI 的“集约边际”和“广度边际”。OFDI 二元边际作为贸易二元边际的延伸,OFDI 集约边际通常表示为母国对主要东道国投资存量的增加,OFDI 广度边际则表示为母国对新增东道国的投资。目前关于融资约束对 OFDI 影响的研究,由于数据可得性的制约,主要集中在广度边际,本文进一步从广度及集约两个角度进行相关分析。

本文主要研究融资约束对企业对外投资的影响,在此分析检验融资约束对企业对外投资广度边际和集约边际的影响。Heckman<sup>[23]</sup>构造的两阶段选择模型被广泛应用于出口贸易的研究,可以较好地解决估计模型的样本选择偏差问题。因此,本文也采用该方法将企业对外投资模型分为两个阶段:第一阶段是基于 Probit 的对外投资选择模型,第二阶段是修正的对外投资数量模型。即首先考察企业是否选择对外投资,再在此基础上研究企业对外投资的数量问题。

#### 1. 广度边际

首先我们关注融资约束对企业对外投资广度边际的影响,Berman and Héricourt<sup>[9]</sup>、Minetti and Zhu<sup>[13]</sup>就出口二元边际进行了相关研究,本文在借鉴张杰等<sup>[24]</sup>研究的基础上,将融资约束影响企业对外投资广度边际的基本模型设定如下:

$$Prob( ofdi_{it} > 0 ) \begin{cases} 1 & \text{if } \alpha_0 + \alpha_1 constr_{it} + \alpha_2 TFP_{it} + \beta_1 K_{it} + \beta_2 age_{it} + \beta_3 size_{it} \\ & + \beta_4 subsidy_{it} + \beta_5 profit_{it} + \beta_6 own_{it} + \lambda_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

其中  $ofdi_{it}$  为企业是否对外投资的虚拟变量  $ofdi_{it} = 1$  表示企业对外投资  $ofdi_{it} = 0$  表示企业不对外投资。最主要的核心解释变量为融资约束  $constr_{it}$  和全要素生产率  $TEP_{it}$ , 控制变量包括  $K_{it}$  表示企业资本密度变量  $age_{it}$  为企业年龄变量  $size_{it}$  为企业规模变量  $subsidy_{it}$  为企业是否获得补贴变量,  $profit_{it}$  为企业利润变量  $own_{it}$  为企业所有制变量  $\lambda_j$  为地区固定效应  $\lambda_t$  为时间固定效应。

## 2. 集约边际

第二个阶段将企业对外投资集约边际影响因素的计量模型设定为:

$$Out_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 constr_{it} + \alpha_2 TFP_{it} + \beta_1 K_{it} + \beta_2 age_{it} + \beta_3 size_{it} + \beta_4 subsidy_{it} + \beta_5 profit_{it} + \beta_6 brand_{it} + \beta_7 human_{it} + \beta_8 culture_{it} + \beta_9 fin_{it} + \lambda_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)中,我们的样本是仅选取对外投资企业的子样本,并不包含不对外投资企业;被解释变量为企业对外投资额除以企业销售额,即企业对外直接投资的密度。

### (二) 数据及相关统计性描述

中国社会科学院民营经济研究中心于2008年对中国民营企业“走出去”与竞争力进行了问卷调查,该调查覆盖2005—2008年销售规模为1000万美元以上的706家民营企业,涉及指标主要包括企业序号、所在地区、销售收入、资本及劳动等基本信息,此外还包括企业国际化的相关信息,包括企业海外投资总额、本企业海外收入总额、本企业出口总额(本企业直接出口、委托出口、向OECD国家出口金额)、企业拥有海外子公司(含分支机构)数目、海外子公司资产总额、海外子公司收入总额以及设在OECD国家的子公司独资公司、控股51%以上公司、控股不足50%公司、参股公司、海外信息窗口、海外销售公司、海外生产基地、海外研发机构等的数目。

就企业融资方面而言,此次调查数据显示“走出去”的民营企业在东道国进行过直接或间接融资的仅有44家,民营企业除了依靠自身的现金流以外,主要是依靠银行贷款进行对外投资,由于我国金融体系存在明显的规模歧视和所有权歧视问题,民营企业在“走出去”过程中面临着更大的融资难题。本次调查问卷包括“企业认为在实施‘走出去’战略过程中,政府层面存在的最大问题是什么?”从1至6递减方式排序,其中1表示问题最为严重。由调查数据发现,企业认为金融支持乏力、对外投资缺乏资金的问题占第一,接近20%的比例。

其次,从2008年民营企业“走出去”与竞争力报告有关“本企业从事海外投资与经营的环境评估”这一调查数据(从1至5递增方式排序),我们发现大部分企业存在着融资的困扰。就走出去企业的经营环境评估等各个方面,涉及企业融资的境外投资贷款、对外工程贷款、“中小企业国际市场开拓基金”的获取及“中央外贸发展基金”的获取等项目上,企业认为困难度为4或5的占比都接近或超过50%。

### (三) 变量构建

#### 1. 融资约束

以往就融资约束的实证研究中,对融资约束的测度可以分为单一指标和综合指标。信息不对称理论<sup>[25]</sup>及融资优序理论<sup>[26]</sup>认为,由于企业外部的融资成本高于内部资金成本,因此企业面临融资约束时,会首选内部融资,然后才选择外部融资,所以投资对企业内部现金流的敏感性,可以作为企业融资约束的衡量指标。Fazzari *et al.*<sup>[26]</sup>采用企业股利支付率研究企业融资约束和投资关系。随后大量文献从现金流与投资的关系角度,研究融资约束与企业投资行为<sup>[27-28]</sup>。此外,应收账款<sup>[29-31]</sup>、利息支出虚拟变量或者利息支出占比<sup>[32-33]</sup>、债务比率<sup>[2]</sup>等也被学者认为是衡量企业融资约束的指标。

融资约束综合指标,Kaplan and Zingales<sup>[34]</sup>借助企业的财务信息构造能够衡量企业融资约束的KZ指数,KZ指数将样本企业定性地划分为不同的融资约束程度,并相应予以测算。随后学者基于此思想,继续构造了能够衡量企业融资约束的WW指数<sup>[35]</sup>、SA指数<sup>[36]</sup>及其他综合指标<sup>[37]</sup>。

鉴于本研究所使用的问卷调查数据没有包括企业自身现金流指标,在充分借鉴以往学者相关研究的基础上,我们选取企业流动性指标作为现金流的代理指标,测度企业自身的融资约束水平,以分析企业融资约束对对外直接投资的影响。具体的测算方法为:企业流动性=(企业流动资产-企业流动负债)/企业总资产。

#### 2. 企业生产率

本文采用固定效应模型测度样本企业的全要素生产率。其中因为样本数据中对企业劳动数量

的统计存在一定的误差,每个企业 2005—2008 年的企业劳动人数是不变的,因此借助企业所在省市的相关统计年鉴,基于城市劳动人口的年平均增长率,推算企业每年的劳动力人数。资本存量是根据永续盘存法,基于固定资产投资数据,进行相关测度。

3. 其他解释变量

- (1) 企业规模(*size*) 选取企业总资产的对数,作为企业规模的衡量指标。
- (2) 企业年龄(*age*) 采取企业当年减去企业的成立时间,并取对数作为企业年龄的衡量指标。
- (3) 资本集中度(*K*) 用企业固定资产总额/企业员工数表示。
- (4) 品牌(*brand<sub>it</sub>*) 此变量为企业是否拥有在国际注册品牌的虚拟变量。
- (5) 企业利税总额(*profit<sub>it</sub>*) 主要体现企业实现的利润额及企业对社会承担的义务,预期该变量的作用为正。
- (6) 在东道国投资的企业中是否有中方高层管理人员虚拟变量(*human<sub>it</sub>*)。
- (7) 本企业过去在东道国是否进行过直接或间接融资(*fin<sub>it</sub>*)。
- (8) 本企业在东道国是否进行过有效的跨文化公关与社会公益活动(*culture<sub>it</sub>*)。

四、实证分析结果及讨论

我们从广度边际和集约边际两个视角,结合对内生性的克服和对企业异质性的区分,分别报告回归分析结果。

(一) 从广度边际视角的分析

1. 基本回归分析结果

本部分采用 Probit 方法估计融资约束对企业对外投资影响,表 1 报告了融资约束对中国民营企业(企业规模在 1 000 万元以上的企业)对外投资广度边际的回归结果。

基本的回归结果显示,企业内部流动性与对外投资广度边际呈正相关关系,且回归结果在 1% 的显著性水平下为正,这表明企业对外投资决策受到自身内部流动性的影响,基于信息不对称理论和中小企业的信贷配给假说,由于企业外部融资成本较高,企业的投资决策往往取决于自身内部现金流。本文的回归结果显示,对外投资决策依赖于企业自身流动性的影响,这表明企业对外投资受到融资约束的影响。此外,根据新新贸易理论,生产率是影响企业对外投资的重要因素,就民营企业对外投资而言,生产率是影响企业对外投资的重要因素。

资本集中度对企业对外投资的影响为正,但回归结果没有通过显著性水平检验,资本集中度对对外投资的影响不显著,这与田巍和余淼杰<sup>[38]</sup>的研究比较类似,其结果认为行业的资本集中度对企业对外投资没有显著影响。利税总额对企业对外投资广度边际影响在 5% 的显著性水平下为正。企业年龄和企业规模都是影响企业对外投资的重要因素,就民营企业而言,往往其企业年龄越长,企业规模越大,则其自身实力越强,且具有一定的比较优势,因此是企业走出去的重要影响因素。企业的品

表 1 融资约束与对外投资的广度边际

| 变量                          | Probit              | Probit-IV1          | Probit-IV2          |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>constr<sub>it</sub></i>  | 0.1632 **<br>(1.98) | 0.211 ***<br>(2.56) | 0.633 ***<br>(2.92) |
| <i>TFP<sub>it</sub></i>     | 0.175 ***<br>(2.45) | 0.326 ***<br>(2.83) | 0.237 ***<br>(3.33) |
| <i>K<sub>it</sub></i>       | 0.091<br>(0.74)     | 0.023<br>(0.83)     | 0.038<br>(0.97)     |
| <i>age<sub>it</sub></i>     | 0.105 ***<br>(2.35) | 0.082 **<br>(1.95)  | 0.079 **<br>(1.89)  |
| <i>size<sub>it</sub></i>    | 0.117 ***<br>(2.49) | 0.193 ***<br>(2.10) | 0.175 **<br>(1.83)  |
| <i>profit<sub>it</sub></i>  | 0.115 **<br>(1.86)  | 0.109 **<br>(1.75)  | 0.102 **<br>(1.47)  |
| <i>brand<sub>it</sub></i>   | 0.112 *<br>(1.74)   | 0.168 **<br>(1.82)  | 0.158 *<br>(1.42)   |
| <i>human<sub>it</sub></i>   | 0.674 ***<br>(4.90) | 0.549 ***<br>(3.32) | 0.627 ***<br>(4.38) |
| <i>culture<sub>it</sub></i> | 0.251 **<br>(1.94)  | 0.250 **<br>(1.78)  | 0.147 *<br>(0.97)   |
| <i>fin<sub>it</sub></i>     | 0.156<br>(1.04)     | 0.129<br>(1.71)     | 0.208<br>(1.39)     |
| <i>C</i>                    | -0.510<br>(-0.88)   | -0.282<br>(-2.43)   | 0.711<br>(1.18)     |
| 地区                          | 是                   | 是                   | 是                   |
| 行业                          | 是                   | 是                   | 是                   |
| Pseudo R <sup>2</sup>       | 0.151               | 0.143               | 0.095               |
| Wald test                   |                     | 7.52                | 7.62                |
| p-value                     |                     | 0.006 1             | 0.003 5             |
| 样本量                         | 751                 | 564                 | 572                 |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归结果在 10%、5% 和 1% 的显著水平上拒绝原假设。

牌、高层参与及文化交流等虚拟变量对民营企业对外投资有显著的正向作用,这符合我们的预期。企业在东道国融资对企业对外投资作用为正,但结果不显著,这可能主要是因为我国企业的对外投资主要依赖自身的内部现金流,外部融资主要依赖本国的银行借款,因此在东道国融资对企业对外投资的影响不显著。

## 2. 克服内生性的回归分析结果

融资约束和企业对外投资决策之间可能存在内生问题,一方面可能是因为存在同时影响融资约束、企业生产率和对外投资的重要变量。虽然我们已经在回归模型中尽量控制了一系列与企业自身特征相关的变量,但仍可能存在遗漏变量问题;其次,企业的生产率和融资约束也可能受到对外投资决策的影响,比如企业对外投资可以通过学习效应、逆向技术溢出效应影响企业的生产率,此外对外投资也可能会进一步拓展企业的融资渠道或者争取更多的对外投资金融支持。基于此,我们借助工具变量方法,进一步检验融资约束对企业对外投资广度边际的影响。

第一,就遗漏变量问题造成的内生性问题,我们在此选取分地区与四分位行业的融资约束均值作为企业融资约束的工具变量<sup>[39]</sup>,该变量能够在一定程度上克服由于遗漏变量导致的内生性问题,随后我们借助 Wald test 检验此工具变量的外生性;第二,就第二类解释变量和被解释变量之间的相互作用导致的内生性问题,我们借助企业融资约束和生产率的滞后项作为企业融资约束的工具变量,同时我们也使用 Wald test 检验来验证工具变量的外生性问题。

工具变量的回归结果显示,企业流动性变量对企业对外投资决策的影响依然显著为正,这表明融资约束是影响企业对外投资的重要因素。同时 Wald 检验结果显示我们选用的工具变量是合适的,这就说明现金流越大即企业融资约束程度越小的企业越是倾向于对外投资,这表明就中国企业的对外投资而言,融资约束是影响对外投资决策的重要变量。其次,企业全要素生产率 TFP 变量系数的回归结果显著为正。其余控制变量的系数与显著性在前后回归方法的对比中基本稳定,这一程度上表明我们模型设定的合理性。

## 3. 结合企业异质性的回归分析结果

在此我们就企业异质性进行回归分析。我们根据企业生产率差异及资本密集度差异,分别考察融资约束对生产率及资本密集度异质性企业对外投资广度边际的影响。首先,根据新新贸易理论,生产率最高的企业才具有对外投资的动机。本文按生产率将企业划分为生产率高和低两类。首先根据测度的企业 TFP 得出企业所在行业的平均全要素生产率,然后根据行业 TFP 的中位数作为临界点,企业生产率高于行业平均全要素生产率的为高生产率组;反之则为低生产率组。就中国民营企业而言,因为其市场化程度相对较高,因此生产率最高的企业才有优势走出去。但是民营企业普遍存在融资约束问题,往往生产率比较高的企业具有对外投资的动机,因此其在对外投资过程中对融资约束的敏感度更高;此外,生产率高的企业也往往可以获取更多的外部资金,因此对外投资过程中,不必要专注于自身内部现金流的约束。我们进一步通过实证分析检验这些假设。

第二,本文根据企业资本密集度将样本划分为资本密集型和劳动密集型两类。由于样本中对外投资的企业并不多,若直接以行业分类会造成部分行业对外投资企业数目过少,影响检测的有效性。这里我们对资本密集型和劳动密集型的分类与企业生产率划分类似,用行业的平均资本密集度的中位数作为临界点,资本密集度高于中位数的行业划为资本密集型行业,反之则划分为劳动密集型行业。经过统计性分析,我们发现资本密集型企业的现金流显著高于劳动密集型企业,根据以往学者的研究,资本密集度对企业对外投资的影响并不一致,本文进一步借助相关数据进行实证考察。

就生产率异质性的回归结果(见表 2)显示,对生产率高的企业而言,企业自身内部流动性与对外投资广度边际有显著的正相关关系,生产率也对企业对外投资有显著的促进作用,这印证了第一

种观点,即我国民营企业存在普遍的融资约束问题,生产率高的企业具有很强的对外投资倾向,因此融资约束对生产率高的企业的影响显著。而就生产率低的企业,其对外投资倾向比较低,结果显示融资约束对这类企业对外投资的广度边际虽然为正,但结果不显著,这显示对生产率低的企业而言,自身的生产率水平并未达到对外投资的生产率门槛,因此生产率对对外投资的广度边际作用不显著。

Antràs<sup>[40]</sup>预测资本密集度越高的企业进行OFDI的概率越高。在就生产率与资本密集度分组的统计分析中,我们发现,资本密集型企业的内部现金流显著高于劳动密集型企业,而资本密集型企业的生产率与劳动密集型企业的生产率不存在显著差异。资本密集型民营企业中对外投资企业占比为15%,而劳动密集型企业中对外投资企业占比为10%。从回归结果可以看出,企业内部现金流对资本密集型企业对外投资具有正向促进效应,这表明,资本密集型企业在对对外投资过程中对自身内部现金流依赖比较大,融资约束可能是影响资本密集型企业对外投资的重要因素。而就劳动密集型企业的回归结果显示,企业自身内部现金流与企业对外投资倾向没有显著相关性,根据中国民营企业普遍存在的融资约束可以推断,这并不是劳动密集型企业不存在融资约束,而是劳动密集型企业对外投资的倾向比较低,从劳动密集型企业生产率低,且对外投资倾向比较低可以得到一定的佐证。

## (二) 从集约边际视角的分析

### 1. 基本回归分析结果

鉴于2008年企业竞争力报告包含企业对外投资的金额,我们进一步分析融资约束对企业对外投资集约边际的影响。我们使用的样本仅是对外投资企业的子样本,并不包含不对外投资企业,被解释变量为企业对外投资额与企业销售额的比值。回归结果如表3所示。

从基本回归结果可以看出,企业自身流动性对民营企业对外投资集约边际的影响为负,但是回归结果并不显著,这表明企业内部流动性越充裕,企业越不会大规模对外直接投资。这与我们的基本猜想存在很大的差异,往往现金流多的企业才有实力进行大规模的对外投资。而在企业对外投资的广度边际的分析过程中,我们发现企业内部流动性越充裕的企业,更容易走出去。

### 2. 克服内生性的回归分析结果

为了分析结果的稳健性,我们首先处理内生性问题,在此同样采用上文方法构建的两种工具变量。

2SLS的估计显示,代表企业融资约束的流动性指标对企业对外投资集约边际的作用为负,第二种工具变量的回归结果通过了10%的显著性水平检验。针对此问题,我们分析企业对外投资的原始数据发现,在对外投资企业的142个样本中,有60%以上的企业对外投资战略目的是回避国内的激

表2 融资约束对异质性企业  
对外投资广度边际的影响

| 变量                    | 按生产率划分             |                    | 按资本密集度划分           |                    |
|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                       | 高生产率               | 低生产率               | 资本密集               | 劳动密集               |
| $constr_{it}$         | 0.938**<br>(2.10)  | 0.0269<br>(0.07)   | 0.695**<br>(3.53)  | 0.012<br>(0.087)   |
| $TFP_{it}$            | 0.591***<br>(1.89) | 0.0214<br>(0.07)   | 0.0571**<br>(2.35) | 0.015*<br>(1.09)   |
| $K_{it}$              | 0.0478<br>(1.13)   | 0.0043<br>(0.44)   | 0.0187<br>(1.57)   | 0.016<br>(1.03)    |
| $age_{it}$            | 0.083***<br>(2.63) | 0.038**<br>(1.25)  | 0.059**<br>(2.68)  | 0.024**<br>(2.07)  |
| $size_{it}$           | 0.495***<br>(1.45) | 0.386***<br>(1.65) | 0.513**<br>(1.68)  | 0.408***<br>(2.84) |
| $profit_{it}$         | 0.142**<br>(1.61)  | 0.264**<br>(1.67)  | 0.153**<br>(2.46)  | 0.187**<br>(2.55)  |
| $brand_{it}$          | 0.157<br>(0.60)    | 0.554**<br>(1.16)  | 0.112<br>(0.70)    | 0.110<br>(0.67)    |
| $human_{it}$          | 0.565***<br>(2.12) | 0.414***<br>(2.05) | 0.826**<br>(5.12)  | 0.762***<br>(4.70) |
| $culture_{it}$        | 0.101**<br>(1.41)  | 0.217**<br>(2.17)  | 0.37**<br>(2.34)   | 0.197**<br>(2.67)  |
| $fin_{it}$            | 0.379**<br>(1.38)  | 0.094<br>(0.22)    | 0.47**<br>(1.43)   | 0.62**<br>(1.990)  |
| $C$                   | 1.17<br>(0.62)     | 0.762<br>(0.38)    | 3.6**<br>(2.00)    | 1.23<br>(1.04)     |
| 地区                    | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| 行业                    | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| Pseudo R <sup>2</sup> | 0.191              | 0.114              | 0.000              | 0.0187             |
| Wald test             | 9.57               | 5.36               | 7.89               | 6.56               |
| p-value               | 0.0084             | 0.091              | 0.0057             | 0.087              |
| 样本量                   | 354                | 215                | 244                | 325                |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归结果在10%、5%和1%的显著水平上拒绝原假设。

烈竞争,这表明国内市场的激烈竞争促使企业对外直接投资。这一定程度上能够解释我们的回归结果,往往企业自身内部现金流越高,企业面临的竞争压力较小,此时企业就不需要大规模的对外投资;此外,民营企业对外投资目的更多的是为了进行商贸服务,对外出口以规避国内的激烈竞争。而对外投资企业中融资约束程度越大的企业的对外投资数量越大,在一定程度上印证了“制度逃离理论”,即企业融资约束对企业对外投资集约边际具有一定的抑制作用。

3. 结合企业异质性的回归分析结果

就不同生产率企业的回归结果(见表4)来看,我们发现,企业自身现金流对高生产率对外投资企业的集约边际存在阻碍效应,但结果不显著,这表明就高生产率的企业而言,现金流对企业对外投资的集约边界没有显著的影响。但就低生产率的企业,回归结果通过了5%的显著性水平检验。就低生产率企业而言,企业自身现金流越匮乏的企业,往往会大规模对外直接投资,而自身流动性比较高的企业,往往不愿意大规模对外投资,反而可能在国内进行生产投资,显示当前很多企业对外投资往往是为了规避国内激烈的市场竞争;自身流动性比较高的民营企业一旦“走出去”,就会将生产等转移到国外,以规避国内的激烈竞争。而生产率高的企业,往往遵循自身的比较优势,先在国外设立销售网点,而不是大规模将国内生产转移到国外。

同时根据资本密集度差异的回归结果显示,就资本密集型企业而言,企业内部现金流对企业对外投资的集约边际影响不显著,结合广度边际的回归结果我们发现,资本密集型企业在初次对外投资过程中,对内部现金流依赖比较高,随着企业进一步对外投资,内部现金流对企业对外投资的影响不显著,这可能是由于随着企业对外投资强度增加,企业更多地能够依赖外部融资等渠道获取资金。

五、稳健性检验

关于融资约束的测度, Cleary<sup>[41]</sup> 依据总负债/总资产比率、流动资产/流动负债比率、固定费用偿付比率、销售增长率及销售净利率等构建综合评分指数测度融资约束。Bellone *et al.*<sup>[12]</sup> 将企业资产收益率、企业规模、清偿比率及流动性比率等信息纳入指标测度,测度融资约束综合指数。阳佳余<sup>[37]</sup> 针对我国企业融资渠道的多样性,构造一个包括企业内源融资、商业信贷

表3 融资约束与企业对外投资集约边际

| 变量                          | OLS                 | 2SLS-IV1             | 2SLS-IV2           |
|-----------------------------|---------------------|----------------------|--------------------|
| <i>constr<sub>it</sub></i>  | -0.102 1<br>(-0.61) | -0.714 9<br>(-0.88)  | -0.303*<br>(-1.36) |
| <i>TFP<sub>it</sub></i>     | 0.203**<br>(2.16)   | 0.310 3***<br>(2.54) | 0.289***<br>(2.74) |
| <i>K<sub>it</sub></i>       | 0.009<br>(0.93)     | 0.016<br>(1.16)      | 0.015<br>(1.38)    |
| <i>age<sub>it</sub></i>     | 0.28***<br>(2.33)   | 0.33***<br>(2.38)    | 0.036***<br>(2.73) |
| <i>size<sub>it</sub></i>    | 0.053***<br>(2.47)  | 0.124***<br>(3.80)   | 0.107***<br>(2.76) |
| <i>profit<sub>it</sub></i>  | 0.023<br>(0.30)     | 0.038<br>(0.35)      | 0.015<br>(0.15)    |
| <i>brand<sub>it</sub></i>   | 0.082<br>(0.42)     | 0.255<br>(1.00)      | 0.224<br>(1.02)    |
| <i>human<sub>it</sub></i>   | 0.269***<br>(2.31)  | 0.267***<br>(2.13)   | 0.367***<br>(2.61) |
| <i>culture<sub>it</sub></i> | 0.229<br>(0.97)     | 0.315*<br>(1.13)     | 0.457*<br>(1.63)   |
| <i>fin<sub>it</sub></i>     | 0.221<br>(1.11)     | 0.214<br>(0.96)      | 0.233<br>(1.08)    |
| <i>C</i>                    | -0.558<br>(-0.64)   | -1.056<br>(-0.88)    | -1.134<br>(-1.12)  |
| Wald test                   |                     | 10.32                | 8.43               |
| p-value                     |                     | 0.005 3              | 0.008 4            |
| 样本量                         | 142                 | 132                  | 125                |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归结果在 10%、5% 和 1% 的显著水平上拒绝原假设。

表4 融资约束与异质性企业对外投资集约边际

| 变量                          | 按生产率划分              |                    | 按资本密集度划分            |                    |
|-----------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
|                             | 高生产率                | 低生产率               | 资本密集型               | 劳动密集型              |
| <i>constr<sub>it</sub></i>  | -0.049<br>(-0.67)   | -0.535*<br>(-1.75) | -0.039<br>(-0.63)   | -0.236*<br>(-1.59) |
| <i>TFP<sub>it</sub></i>     | 0.178 5<br>(0.35)   | 0.403<br>(1.21)    | 0.433<br>(0.97)     | 0.42<br>(1.46)     |
| <i>K<sub>it</sub></i>       | 0.017<br>(1.05)     | 0.007 4<br>(0.26)  | 0.022<br>(1.64)     | 0.009 3<br>(0.33)  |
| <i>age<sub>it</sub></i>     | 0.064**<br>(2.47)   | 0.111***<br>(3.10) | 0.083**<br>(2.19)   | 0.102***<br>(3.86) |
| <i>size<sub>it</sub></i>    | 0.099<br>(2.21)     | 0.049<br>(0.13)    | 0.092<br>(2.11)     | 0.081<br>(0.35)    |
| <i>profit<sub>it</sub></i>  | 0.056<br>(1.24)     | 0.025<br>(0.01)    | 0.037 3<br>(0.96)   | 0.041 3<br>(0.00)  |
| <i>brand<sub>it</sub></i>   | 0.001 5<br>(0.02)   | 0.177<br>(0.34)    | 0.018<br>(0.22)     | 0.135<br>(0.37)    |
| <i>human<sub>it</sub></i>   | 0.227***<br>(2.26)  | 0.094<br>(0.18)    | 0.228***<br>(2.46)  | 0.151<br>(0.40)    |
| <i>culture<sub>it</sub></i> | 0.146**<br>(1.50)   | 0.069 2<br>(0.10)  | 0.123**<br>(1.46)   | 0.147<br>(0.28)    |
| <i>fin<sub>it</sub></i>     | -0.006 0<br>(-0.07) | 0.561**<br>(1.19)  | -0.008 6<br>(-0.11) | 0.566**<br>(1.54)  |
| <i>C</i>                    | 0.539<br>(1.07)     | -0.397<br>(-0.14)  | 0.833**<br>(2.22)   | -0.581<br>(-0.28)  |
| Wald test                   | 9.78                | 7.98               | 8.35                | 8.23               |
| p-value                     | 0.006 1             | 0.009 2            | 0.005 8             | 0.007 6            |
| 样本量                         | 64                  | 59                 | 54                  | 69                 |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归结果在 10%、5% 和 1% 的显著水平上拒绝原假设。

及外源融资等因素的融资约束综合指标。Buch *et al.* [1] 利用德国的数据研究发现,对外投资企业有着较高的现金流水平和更低的负债水平,这表明对外投资企业获取外部融资存在困难。

我们采用长期负债占总资产的比例作为企业融资约束的衡量指标,对上文回归结果作稳健性检验。就民营企业而言,长期债务在一定程度上能够体现企业的融资能力。就民营企业而言,长期负债占总资产的比例越高,表明企业获取外部融资的能力越强。由于目前银行对企业贷款往往存在一定的“惜贷”现象,民营企业长期负债的比例高,表示企业的外部融资能力比较强。这里我们将企业长期负债占总资产的比例作为企业融资约束的衡量指标,进行相关稳健性检验,结果见表5、表6。

表5 民营企业融资约束与对外投资广度边际

| 变量             | Probit              | Probit-IV1          | Probit-IV2          |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| $constr_{it}$  | 0.371 ***<br>(3.41) | 0.636 ***<br>(3.69) | 0.716 ***<br>(3.93) |
| $TFP_{it}$     | 0.219 ***<br>(3.03) | 0.46 ***<br>(2.63)  | 0.254 ***<br>(2.61) |
| $K_{it}$       | 0.022<br>(0.86)     | 0.055<br>(0.98)     | 0.039<br>(0.68)     |
| $age_{it}$     | 0.125 ***<br>(2.59) | 0.084 **<br>(1.62)  | 0.011 *<br>(1.67)   |
| $size_{it}$    | 0.124 ***<br>(2.58) | 0.142 ***<br>(2.42) | 0.194 **<br>(1.75)  |
| $profit_{it}$  | 0.094 **<br>(1.91)  | 0.057 *<br>(1.04)   | 0.138 **<br>(1.84)  |
| $brand_{it}$   | 0.074 *<br>(1.56)   | 0.152 **<br>(1.94)  | 0.069 *<br>(1.25)   |
| $human_{it}$   | 0.603 ***<br>(4.40) | 0.699 ***<br>(3.10) | 0.597 ***<br>(3.21) |
| $culture_{it}$ | 0.193 **<br>(1.99)  | 0.074 *<br>(1.28)   | 0.212<br>(0.98)     |
| $fin_{it}$     | 0.183 **<br>(1.93)  | 0.456 *<br>(1.59)   | 0.229 **<br>(1.82)  |
| $C$            | -0.504<br>(-0.89)   | -1.14<br>(-1.10)    | -0.226<br>(-0.20)   |
| 地区             | 是                   | 是                   | 是                   |
| 行业             | 是                   | 是                   | 是                   |
| Pseudo R2      | 1.542               | 1.876               | 1.690               |
| Wald test      |                     | 13.66               | 7.42                |
| p-value        |                     | 0.0011              | 0.0244              |
| 样本量            | 750                 | 569                 | 543                 |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归结果在10%、5%和1%的显著水平上拒绝原假设。

表6 民营企业融资约束与对外投资集约边际

| 变量             | OLS                | 2SLS-IV1             | 2SLS-IV2           |
|----------------|--------------------|----------------------|--------------------|
| $constr_{it}$  | -0.097<br>(-0.57)  | -0.098<br>(-0.62)    | -0.079<br>(-0.62)  |
| $TFP_{it}$     | 0.147 **<br>(1.58) | 0.202 ***<br>(2.28)  | 0.283 **<br>(1.22) |
| $K_{it}$       | 0.007<br>(0.70)    | 0.0092<br>(0.99)     | 0.0112<br>(1.05)   |
| $age_{it}$     | 0.027 **<br>(2.32) | 0.0278 ***<br>(2.46) | 0.031<br>(2.37)    |
| $size_{it}$    | 0.0463<br>(0.40)   | 0.051<br>(0.636)     | 0.093<br>(0.66)    |
| $profit_{it}$  | -0.0074<br>(-0.10) | 0.025<br>(0.742)     | 0.025<br>(0.75)    |
| $brand_{it}$   | 0.206 **<br>(2.11) | 0.084<br>(0.46)      | 0.187<br>(0.85)    |
| $human_{it}$   | 0.187<br>(0.78)    | 0.271 **<br>(2.39)   | 0.297 **<br>(2.31) |
| $culture_{it}$ | 0.351 **<br>(1.75) | 0.230 *<br>(1.03)    | 0.273 *<br>(1.04)  |
| $fin_{it}$     | 0.187<br>(0.58)    | 0.224 *<br>(1.19)    | 0.2002<br>(0.92)   |
| $C$            | -0.176<br>(-0.19)  | -0.561<br>(-0.68)    | -0.696<br>(-0.70)  |
| 地区             | 是                  | 是                    | 是                  |
| 行业             | 是                  | 是                    | 是                  |
| R2             | 0.213              | 0.0932               | 0.1872             |
| Wald test      |                    | 10.97                | 9.46               |
| p-value        |                    | 0.0023               | 0.0187             |
| 样本量            | 142                | 132                  | 125                |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归结果在10%、5%和1%的显著水平上拒绝原假设。

表5显示,企业长期负债比对企业对外投资广度边际的影响为正,这表明企业长期负债越高,企业进行对外直接投资的倾向越高。民营企业的长期负债比例越高,表明企业能够从外部获取资金支持的能力越高。工具变量的回归结果表明,长期负债比高的企业更加有利于企业“走出去”。

表6显示,长期负债比对企业集约边际的影响为负,但结果不显著,这可能一方面是由于融资能力强的企业,没有进行大规模对外直接投资的倾向;往往能获取长期负债的企业,其国内经营的空间相对较大,没有动力进行对外直接投资,可以在国内市场进行经营和销售。

#### 六、信贷支持对民营企业对外投资的影响

中国进出口银行在其每年的出口信贷计划中,专门安排一定规模的信贷资金作为境外投资的专

项贷款,用于支持国家鼓励的境外投资重点项目,境外投资专项贷款享受中国进出口银行出口信贷优惠利率。就中国对外投资企业而言,由于企业“走出去”处于初级阶段,国家给予一定的信贷政策,比如财政部、商务部印发的《对外经济技术合作专项资金管理办法》,这些政策为我国企业对外承包工程、从事境外投资<sup>①</sup>和对外劳务合作等提供支持和帮助。就中小企业而言,商务部和财政部每年还会提供“中小企业国外市场开拓资金”。各省市也积极发布文件,通过各种财政政策及信贷支持措施为“走出去”企业提供相关的资助。

以往学者的研究发现,在企业国际化扩张过程中,政府的信贷优惠和信贷支持是企业“走出去”必不可少的条件<sup>[17]</sup>。欧盟委员会就国际化与非国际化企业的融资约束对比发现,面向国际化的中小企业常常面临的资本短缺非常严重,政府的融资支持不仅能够直接为中小企业国际化提供资金支持,而且还能为中小企业获取银行贷款提供激励信号,政府的金融支持有利于中小企业获取外部银行贷款。Biggeri and Sanfilippo<sup>[18]</sup>针对中国对外直接投资(特别是对非洲)的研究发现,政府提供的财政补贴和信贷支持是企业“走出去”的有利因素。

本研究所采用的数据显示,就本企业从事海外投资与经营的环境评估,其中有企业是否有出口信用保险、海外投资保险、获得“中小企业国际市场开拓资金”、获得“中央外贸发展基金”的难度等相关指标。我们借助这些数据分析融资支持对民营企业对外投资的影响,将出口信用保险、海外投资保险、获得“中小企业国际市场开拓资金”、获得“中央外贸发展基金”的难度等指标进行加权。在调查问卷中,最难的为5,难度最低的为1,为了更好地解释政策性金融支持对对外投资的影响,我们对其进行转换,将获取资助最难设定为1,最容易获取的为5,并对各项进行加权平均,基于此,得分越高的,表明企业获取信贷支持越容易,也就是企业获取的融资支持越高(见表7)。

基于以上分析我们发现,信贷支持对企业对

表7 信贷支持与企业对外投资

| 变量   | 广度边际                |                     |                     | 集约边际                |                     |                     |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|  | Probit              | Probit-IV1          | Probit-IV1          | OLS                 | 2SLS-IV1            | 2SLS-IV1            |
| <i>constr<sub>it</sub></i>                           | 0.154 **<br>(1.97)  | 0.221 ***<br>(2.65) | 0.178 ***<br>(2.43) | -0.102 1<br>(-0.67) | -0.564<br>(-0.89)   | -0.364<br>(-0.25)   |
| <i>TFP<sub>it</sub></i>                              | 0.178 ***<br>(2.39) | 0.318 ***<br>(2.57) | 0.256 ***<br>(2.24) | 0.198 **<br>(2.05)  | 0.289 ***<br>(2.43) | 0.1441 **<br>(2.12) |
| <i>policy<sub>it</sub></i>                           | 0.125 *<br>(1.76)   | 0.131 *<br>(1.84)   | 0.960<br>(1.12)     | 0.032<br>(0.87)     | 0.045<br>(0.94)     | 0.031<br>(0.88)     |
| <i>policy<sub>it</sub> ×<br/>constr<sub>it</sub></i> |                     |                     | 0.32 *<br>(1.96)    |                     |                     | 0.011<br>(0.56)     |
| <i>K<sub>it</sub></i>                                | 0.084<br>(0.59)     | 0.021<br>(0.75)     | 0.013<br>(0.56)     | 0.008<br>(0.78)     | 0.017 *<br>(1.26)   | 0.015 *<br>(1.23)   |
| <i>age<sub>it</sub></i>                              | 0.124 ***<br>(2.54) | 0.12 **<br>(1.98)   | 0.11 **<br>(1.95)   | 0.25 ***<br>(2.34)  | 0.32 ***<br>(2.67)  | 0.22 ***<br>(2.58)  |
| <i>size<sub>it</sub></i>                             | 0.117 ***<br>(2.47) | 0.195 ***<br>(2.18) | 0.112 **<br>(1.98)  | 0.067 ***<br>(2.58) | 0.125 ***<br>(3.85) | 0.121 ***<br>(3.56) |
| <i>profit<sub>it</sub></i>                           | 0.127 **<br>(1.89)  | 0.121 **<br>(1.78)  | 0.12 **<br>(1.76)   | 0.028<br>(0.35)     | 0.034<br>(0.43)     | 0.026<br>(0.33)     |
| <i>brand<sub>it</sub></i>                            | 0.112 *<br>(1.74)   | 0.168 **<br>(1.82)  | 0.167 **<br>(1.78)  | 0.082<br>(0.42)     | 0.255<br>(1.00)     | 0.213<br>(0.98)     |
| <i>human<sub>it</sub></i>                            | 0.674 ***<br>(4.90) | 0.549 ***<br>(3.32) | 0.56 ***<br>(3.56)  | 0.269 ***<br>(2.31) | 0.267 ***<br>(2.13) | 0.234 ***<br>(2.01) |
| <i>culture<sub>it</sub></i>                          | 0.251 **<br>(1.94)  | 0.250 **<br>(1.78)  | 0.214 **<br>(1.76)  | 0.229<br>(0.97)     | 0.315 *<br>(1.13)   | 0.312 *<br>(1.21)   |
| <i>fin<sub>it</sub></i>                              | 0.156<br>(1.04)     | 0.129<br>(1.71)     | 0.121<br>(1.56)     | 0.221<br>(1.11)     | 0.214<br>(0.96)     | 0.178<br>(0.86)     |
| <i>C</i>   | -0.510<br>(-0.88)   | -0.282<br>(-2.43)   | -0.34<br>(2.36)     | -0.558<br>(-0.64)   | -1.056<br>(-0.88)   | -1.54<br>(0.96)     |
| 地区   | 是                   | 是                   | 是                   | 否                   | 否                   | 否                   |
| 行业   | 是                   | 是                   | 是                   | 否                   | 否                   | 否                   |
| R <sup>2</sup>                                       |                     |                     |                     | 0.299 2             | 0.233 2             | 0.223 9             |
| Pseudo R <sup>2</sup>                                | 0.151               | 0.143               | 0.15                |                     |                     |                     |
| Wald test  |                     | 7.52                | 7.34                |                     | 8.79                | 8.86                |
| p-value  |                     | 0.006 1             | 0.006 2             |                     | 0.005 6             | 0.005 7             |
| 样本量  | 751                 | 564                 | 564                 | 142                 | 132                 | 132                 |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归结果在 10%、5% 和 1% 的显著水平上拒绝原假设。

外投资的广度边际影响为正,但结果仅通过了10%的显著性水平检验,对企业对外投资的集约边际影响则不显著。这也符合我国当前对“走出去”政策性金融支持的特征,即政府往往借助财政政策在企业对外投资初期,发挥保驾护航的作用,就企业的集约边际而言,金融政策支持对其影响则不显著。但目前我国政策性金融机构对国有大中型企业的支持较多,而对民营企业存在着所有制歧视,缺乏对其贷款的积极性。同时,现有融资服务往往是针对国有大中型企业的融资需求设计的,难以适应民营企业的要求。并且,提供政策性金融服务的门槛较高,民营企业很难真正获得金融支持。

此外就企业信贷支持与融资约束的交互项显示,信贷支持借助缓解融资约束对企业对外投资的影响,也仅限于对企业对外投资的广度边际存在作用,信贷支持借助缓解融资约束对企业集约边际的作用不显著。

## 七、结论

我国企业融资过程中存在着比较严重的所有制歧视问题,民营企业在对外投资过程中,因为缺乏抵押物品且信用基础薄弱,融资渠道比较少,且外部融资成本较高,主要依靠自身自有资金对外直接投资。本文根据2008年中国企业走出去竞争力报告的调查数据,分析融资约束对民营企业对外直接投资二元边际的影响。

首先,借助企业自身流动性与对外投资的广度边际关系进行研究发现,企业对外投资的广度边际受到企业自身流动性的影响,结合信息不对称理论,由于企业外部融资成本过高,因此在对外投资过程中,更加依赖于自身内部的流动性,融资约束是企业对外投资广度边际的重要影响因素。借助长期负债比测度融资约束的稳健性检验发现,长期负债是影响企业对外投资的重要因素,这也印证了我们的观点。就异质性企业的研究,发现融资约束对高生产率企业的影响显著高于低生产率企业,这可能是由于高生产率企业对外投资的倾向更加强烈。

其次,就融资约束与企业对外投资集约边际的关系研究,发现企业自身流动性对企业对外投资集约边际的作用为负,即企业融资约束对企业对外投资集约边际具有一定的抑制作用,可以理解为越是自身现金流比较低的企业,往往越倾向于大规模对外投资,这一定程度上可以借助“制度逃离”观点,因为融资约束的影响,企业往往要对外投资,寻求更加公平的市场。就不同生产率企业的回归结果来看,企业自身现金流对高生产率对外投资企业的集约边际存在阻碍效应,但结果不显著,而就低生产率的企业,回归结果通过了5%的显著性水平检验。就低生产率企业而言,企业自身现金流越匮乏的企业,往往会大规模对外直接投资,而自身流动性比较高的企业,往往不愿意大规模对外投资,反而可能在国内进行生产投资。

第三,进一步就信贷支持对企业对外投资的影响进行研究,发现信贷支持对企业对外投资的广度边际影响为正,但结果仅仅通过10%的显著性水平检验,对企业对外投资的集约边际影响不显著。这与以往研究发现政府信贷支持是影响企业对外投资的重要因素等相关研究结论不同,主要原因可能是因为我们的研究样本主要是民营企业。

从当前民营企业对外投资的趋势来看,未来民营企业对外投资的趋势迅猛,因此完善资本市场的基础上,我们应该进一步拓展金融创新工具,为企业提供更多渠道的投资来源。适当降低中国企业海外上市的境内审批的实体和程序性要求,也可以为企业境外融资创造有利条件。

## 注释:

①指在我国依法设立的企业(以下简称我国企业)通过新设、并购等方式在境外设立非金融企业或取得既有非金融企业的所有权、控制权、经营管理权等权益的行为。

参考文献:

- [1]BUCH C M , KESTERNICH I , LIPPONER A , et al. Exports versus FDI revisited: does finance matter? [R]. Bundesbank discussion paper series 1: economic studies ,2010 ,3: 1-40.
- [2]BUCH C M , KESTERNICH I , LIPPONER A , et al. Financial constraints and foreign direct investment: firm-level evidence [J]. Review of world economics ,2014 ,150( 2) : 393-420.
- [3]DE MAESENEIRE W , CLAEYS T. SMEs , foreign direct investment and financial constraints: the case of Belgium [J]. International business review ,2012 ,21( 3) : 408-424.
- [4]MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry re-allocation and aggregate industrial productivity [J]. Econometrica ,2003 ,71( 6) : 1695-1725.
- [5]HELPMAN E , MELITZ M J , YEAPLE S R. Export versus FDI with heterogeneous firms [J]. American economic review ,2004 ,94( 1) : 300-316.
- [6]CHANEY T. Liquidity constrained exporters [J]. Journal of economic dynamics and control ,2016 ,72: 141-154.
- [7]GREENAWAY D , GUARIGLIA A , KNELLER R. Financial factors and exporting decisions [J]. Journal of international economics ,2007 ,73( 2) : 377-395.
- [8]MANOVA K. Credit constraints , equity market liberalizations and international trade [J]. Journal of international economics ,2008 ,76( 1) : 33-47.
- [9]BERMAN N , HÉRICOURT J. Financial factors and the margins of trade: evidence from cross-country firm-level data [J]. Journal of development economics ,2010 ,93( 2) : 206-217.
- [10]ESPAÑOL P. Exports , sunk costs and financial restrictions in Argentina during the 1990s [R]. PSE working papers , 2007 , No. 2007-01.
- [11]MUÛLSZ M. Exporters and credit constraints. A firm-level approach [R]. National Bank of Belgium working paper , 2008 , No. 139.
- [12]BELLONE F , MUSSO P , NESTA L , et al. Financial constraints and firm export behavior [J]. World economy ,2010 , 33( 3) : 347-373.
- [13]MINETTI R , ZHU S C. Credit constraints and firm export: microeconomic evidence from Italy [J]. Journal of international economics ,2011 ,83( 2) : 109-125.
- [14]ASKENAZY P , CALDERA A , GAULIER G , et al. Financial constraints and foreign market entries or exits: firm-level evidence from France [J]. Review of world economics ,2015 ,151( 2) : 231-253.
- [15]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.
- [16]BUCKLEY P J , CLEGG L J , CROSS A R , et al. The determinants of Chinese outward foreign direct investment [J]. Journal of international business studies ,2007 ,38 ( 4) : 499-518.
- [17]CHILD J , RODRIGUES S B. The internationalization of Chinese firms: a case for theoretical extension? [J]. Management and organization review ,2005 ,1( 3) : 381-410.
- [18]BIGGERI M , SANFILIPPO M. Understanding China's move into Africa: an empirical analysis [J]. Journal of Chinese economic and business studies ,2009 ,7( 1) : 31-54.
- [19]BRAUTIGAM D. The Dragon's gift: the real story of China in Africa [M]. Oxford: Oxford University Press ,2009.
- [20]徐忠 ,徐荃竹 ,庞博. 金融如何服务企业走出去 [J]. 国际经济评论 ,2013( 1) : 87-93.
- [21]姜建刚 ,王柳娟. 经济制度与 OFDI 的关系研究 [J]. 世界经济研究 ,2014( 1) : 59-65.
- [22]EICHER T S , HELPMAN L , LENKOSKI A. Robust FDI determinants: Bayesian model averaging in the presence of selection bias [J]. Journal of macroeconomics ,2012 ,34( 3) : 637-651.
- [23]HECKMAN J J. Statistical models for discrete panel data [M]//MANSKI C , MCFADDEN D. Structural analysis of discrete data with econometric applications. Cambridge: MIT Press ,1981: 114-178.
- [24]张杰 ,郑文平 ,束兰根. 融资约束如何影响中国企业出口的二元边际? [J]. 世界经济文汇 ,2013( 4) : 59-80.
- [25]MYERS S C , MAJLUF N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have [J]. Journal of financial economics ,1984 ,13( 2) : 187-221.

- [26] FAZZARI S M , HUBBARD R G , PETERSEN B C , et al. Financing constraints and corporate investment [J]. *Brookings papers on economic activity* , 1988 , 1988( 1) : 141-206.
- [27] CARPENTER R E , FAZZARI S M , PETERSEN B C. Financing constraints and inventory investment: a comparative study with high-frequency panel data [J]. *Review of economics and statistics* , 1998 , 80( 4) : 513-519.
- [28] MANOLE V , SPATAREANU M. Exporting , capital investment and financial constraints [J]. *Review of world economics* , 2010 , 146( 1) : 23-37.
- [29] PETERSEN M A , RAJAN R G. Trade credit: theory and evidence [J]. *Review of financial studies* , 1997 , 10( 3) : 661-691.
- [30] 金碚. 债务支付拖欠对当前经济及企业行为的影响[J]. *经济研究* , 2006( 5) : 13-19.
- [31] 于洪霞, 龚六堂, 陈玉宇. 出口固定成本融资约束与企业出口行为[J]. *经济研究* , 2011( 4) : 55-67.
- [32] LI Z Y , YU M J. Exports , productivity , and credit constraints: a firm-level empirical investigation of China [J]. *Economic research journal* , 2013( 6) : 85-99.
- [33] FEENSTRA R C , LI Z Y , YU M J. Exports and credit constraints under incomplete information: theory and evidence from China [J]. *Review of economics and statistics* , 2014 , 96( 4) : 729-744.
- [34] KAPLAN S N , ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *Quarterly journal of economics* , 1997 , 112( 1) : 169-215.
- [35] WHITED T M , WU G J. Financial constraints risk [J]. *Review of financial studies* , 2006 , 19( 2) : 531-559.
- [36] HADLOCK C J , PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index [J]. *Review of financial studies* , 2010 , 23( 5) : 1909-1940.
- [37] 阳佳余. 融资约束与企业出口行为: 基于工业企业数据的经验研究[J]. *经济学(季刊)* , 2012( 4) : 1503-1524.
- [38] 田巍, 余森杰. 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[J]. *经济学(季刊)* , 2012( 1) : 383-408.
- [39] FISMAN R , SVENSSON J. Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence [J]. *Journal of development economics* , 2007 , 83( 1) : 63-75.
- [40] ANTRÁS P. Firms , contracts , and trade structure [J]. *Quarterly journal of economics* , 2003 , 118( 4) : 1375-1418.
- [41] CLEARY S. The relationship between firm investment and financial status [J]. *Journal of finance* , 1999 , 54( 2) : 673-692.

(责任编辑: 禾 日)

## Financial constraints , credit support and OFDI of private enterprises

GONG Xuhong , REN Ting

( HSBC Business School , Peking University , Shenzhen 518000 , China)

**Abstract:** Financial constraints is the primary problem faced by private enterprises in outward foreign direct investment. Using the survey data of “going out” and competitiveness of Chinese private enterprises , we empirically test the impact of financial constraints on private enterprises’ OFDI. The results show that: ( 1) Financial constraints is an important factor affecting the extensive margin of private enterprises’ OFDI , and the analysis of firm heterogeneity suggests that the impact of financial constraints on the high-productivity enterprises is more significant than low-productivity enterprises; ( 2) The impact of financial constraints on intensive margin of private enterprises’ OFDI is not significant; ( 3) The impact of credit support on extensive margin of private enterprises’ OFDI is significant , but not significant on intensive margin. The results of robust regression support the conclusions of this paper.

**Key words:** financial constraints; OFDI; extensive margin; intensive margin; credit support