

【信息经济与管理】

融资结构对企业海外直接投资的影响

——基于创新研发的中介效应检验

蔡冬青^{1,2},王 纯¹(1.南京邮电大学 经济学院,江苏 南京 210023)
(2.南京大学 商学院,江苏 南京 210098)

摘要:利用2010—2019年中国A股1732家上市公司的微观数据,建立债股比指标用于衡量企业的融资结构。基于Probit模型的回归结果发现,融资结构与企业是否进行对外直接投资存在显著负相关,即企业融资结构越偏向股权融资,越能促进海外直接投资行为的发生。企业融资结构与对外直接投资之间这种反向变动关系不因企业所有制不同而有所改变。同时,利用中介效应模型,研究发现企业融资结构能通过创新研发影响对外直接投资。企业完善外源融资结构,有利于企业创新及对外直接投资,提高在国际市场中的竞争力和影响力。

关键词:融资结构;对外直接投资;创新研发

中图分类号:F831.6 **文章编号:**1673-5420(2022)04-0082-13

自“走出去”战略提出以来,中国对外直接投资(OUTWARD FDI,以下简称为“OFDI”)不论是在“量”还是“质”方面都实现了跨越式发展。从量上看,中国OFDI的规模不断扩大,越来越多的企业开始对外投资;从质上看,中国OFDI的结构也渐趋完善。商务部公布的《2019年度中国对外直接投资统计公报》显示,截至2019年年底,中国已有2.75万家境内投资企业在国(境)外设立对外投资企业,分布在全球188个国家和地区。当前,新冠肺炎疫情导致全球经济陷入危机,为控制疫情的扩散,国与国之间

收稿日期:2021-12-23 本刊网址:<http://nysk.njupt.edu.cn>

作者简介:蔡冬青,副教授,南京大学应用经济学博士后,研究方向:世界经济。

基金项目:教育部人文社科基金项目“制度性交易成本对中国企业海外投资的影响机制及政策研究”(7YJCGJW001);国家社科基金项目“全球新产业政策对中国企业海外战略资产寻求的影响机制和对策研究”(19BGJ020)

不论是人口流动还是商品货物进出口都有着严格的跨境检测标准,进出口程序变得复杂,带来更多贸易成本,造成全球范围内跨境贸易活动减少。面对如此严峻的国际投资形势,中国企业想要进行 OFDI 并非一件易事。首先并不是所有企业都能进行 OFDI,进行对外投资活动有一定的门槛,并且需要付出相应的投资成本,因此企业会综合各方面因素,从自身经营水平和未来发展规划考虑是否进行 OFDI。那么,哪种因素会影响企业 OFDI 的决定呢?企业 OFDI 需要承担固定的生产经营成本,需要充足的资金支持,并不是所有企业都能获取充足的资金以及找到合理合法的融资渠道,这导致“融资难”“融资贵”问题的出现。而企业出现融资困难与其融资结构相关联,企业的融资结构由内源融资和外源融资分别在企业融资中所占的比重构成。目前我国企业的外源融资结构存在一定缺陷,过度依赖银行贷款,不足以支撑起企业进行规模较大的海外投资活动,所以企业需要对融资结构进行调整,以获得充足的资金来保证各项境外投资活动的顺利进行。基于此,本文利用中国上证 A 股公司 2010—2019 年的数据,分析企业外源融资结构,研究其与企业 OFDI 之间的关系。

OFDI 理论最早在西方发达国家兴起,代表性理论包括海默的垄断优势理论、邓宁的国际生产折衷理论等。伴随着新新贸易理论的发展,学者们开始从企业层面探讨国际投资问题,异质性企业贸易理论认为企业生产率是影响企业进入出口市场的一个重要因素^[1]。之后,企业异质性与对外投资关系的研究逐渐丰富,并且与企业融资相关的问题逐渐成为研究的重点。但关于企业融资结构与其 OFDI 行为之间的研究大多基于企业融资约束的角度,并与进出口相联系。Manova 等从企业微观层面证明了融资约束过高的企业不易进入出口市场,融资约束较弱的企业更容易进行出口活动^[2-4]。Askenazy 等提出融资困难会降低企业在国际市场的竞争力^[5]。文东伟等认为中国企业的融资能力与其是否能进入出口市场之间存在显著正向关系^[6-7]。部分学者基于新新贸易理论,根据中国企业的发现,发现外源融资约束是限制企业进入出口市场的重要因素,会抑制企业的出口^[8-11],通过改善外源融资可以促进企业出口^[12];同时融资约束增加还会导致企业间接出口的可能性变大^[13]。

随着研究的逐渐深入,国内外学者开始探讨企业融资约束与 OFDI 之间的关系。Buch 等率先发现企业的融资约束问题也是阻碍企业 OFDI 的重要因素^[14]。Maeseneire 等基于比利时企业数据发现,融资约束会抑制企业 OFDI^[15]。Wang 等使用浙江省的企业数据进行研究,也发现融资约束的降低能够帮助企业提高进行 OFDI 决策的几率^[16]。李磊等研究发现,降低融资约束可以促进企业多次投资和投资多个国家^[17]。也有研究者发现这种融资约束抑制作用对于外源融资依赖度高的行业影响更为显著,融资能力

与其 OFDI 行为之间存在正相关关系^[18]。企业进行跨境生产投资活动需要很高比例的固定成本以及投资成本,这要求企业具备较强的筹集资金的能力,以支持自身的对外投资^[19]。OFDI 所需要的基本投入多,投资的收益期相比其他固定投资来说较长,并且企业内部融资不足以满足 OFDI 所需要全部资金要求,因此企业的 OFDI 决策在很大程度上取决于其外源融资能力,外源融资能力越强的企业越有实力参与 OFDI^[20]。

通过总结发现,国内外关于影响企业 OFDI 的异质性影响因素的相关理论已十分成熟,对于企业融资问题的研究集中于企业的融资约束。与之前的研究相比,本文的创新之处在于:(1)采用中国上市企业微观数据,研究企业融资结构对其海外直接投资行为的影响,进一步丰富企业异质性理论。(2)使用国泰安数据库与万得数据库,收集实时数据,并使用另一种快捷方法衡量企业是否进行 OFDI。(3)考虑融资结构对企业 OFDI 的间接影响机制,增加中介效应检验。

一、理论假设

内源融资是指企业采用内部积累的方式筹集资金,主要有盈余公积、未分配利润等。外源融资是指企业通过外部筹集资金,又分为债务融资和股权融资。根据融资优序理论,企业在确定融资方式时,通常会优先考虑自有资金,再考虑外部融资。但不同于在国内投资,企业海外投资规模更大、周期更长,企业自有资金往往难以满足要求,因此跨境投资更倾向于选择外源融资。外源融资中债务融资主要包括应付债券、短期借款和长期借款等,这些融资方式需要在规定时间内支付利息,而这种利息支付会占据企业一部分自有资金,经理人会考虑这种潜在财务风险,所以过多的债务融资会降低公司的投资积极性。不同制度环境下,债务融资与企业投资之间的关系也不尽相同,若制度环境良好,则债务融资会抑制企业进行过度的投资,反之则相反^[21]。股权融资是企业的股东愿意让出部分所有权,通过企业增资的方式引进新的股东的融资方式。通过股权融资得到的资金,企业无需还本付息,没有固定的还款压力。与债务融资相比,股权融资的潜在财务风险较小,新老股东共同分享企业盈利的分红,并且股息的收益变动与企业的收益水平和未来发展相关。股权融资所获得的资金具有广泛的用途,不仅可以用于企业的各项生产经营活动,还能够用于进行各种投资活动。股权融资可以保证资金的连续性,而进行 OFDI 也需要持续流动的资金,因此,股权融资可以保证投资活动的持续进行。

由此,提出假设 1:企业外源融资结构会影响企业 OFDI 行为,债股比与 OFDI 成反

向变动关系,即融资结构越偏向股权融资越会促进企业进行 OFDI。

技术创新是企业的核心竞争力,对于开展全球化发展布局的企业来说,创新显得尤其重要。罗军构建了 Heckman 模型和系统 GMM 模型,发现企业创新研发投入越多,进行海外直接投资的规模就越大^[22]。较高的研发水平可以促进企业突破自身技术瓶颈,还可以降低生产成本,提高产品竞争力,帮助企业扩大投资规模。企业的创新研发投入与其 OFDI 选择是正向关系。不同的融资方式和结构对企业创新的影响也不相同,胡宗义等以信息技术行业的上市公司为例,对企业创新和外部融资结构关系进行研究,发现债务融资在一定区间内能促进创新,而超过一定阈值后反而会抑制创新^[23]。企业进行债务融资需要提供资产抵押,企业的研发需要一定的周期且需要的资金也较多。而商业银行作为盈利性机构,需要评估企业的还款能力,并且企业创新的成果通常为无形资产,这导致企业难以获得贷款,并且债权人与企业创新目的不同还会导致贷款资金利用效率不高,债权人只能获得固定的收益和利息,无法享受企业因研发带来的效益。因此,债务融资过多会对企业研发创新产生一些不利影响,进而对企业 OFDI 产生抑制作用。股权融资能够以较低的成本获得足够的资金,吸引更多外部投资,有利于企业创新。股权投资者可以以一定的持股比例获得企业由创新发展带来的高额潜在收益,并且能够分担由创新不确定性带来的风险,因此,企业利用股权方式融资可以获得更多创新资金^[24]。股权融资具有长期性特征,可以保证创新投资的连续性,提高企业创新的积极性,实现技术创新向市场价值的转化。现在的证券市场偏向于投资成长性能好、投资回报高的股票,高质量创新能够增强企业在市场上的竞争力。企业通过增资的方式引进新股东,而新股东能带来新的活力,为企业创新注入新的想法。因此外源融资结构中股权融资的占比超过债务融资,将对企业的创新研发产生直接促进作用,从而保证企业研发出更好的创新技术和产品,进而影响企业 OFDI。

由此,提出假设 2:外源融资结构中股权融资占比超过债务融资,会提高企业的创新研发强度进而影响企业更倾向于 OFDI。

二、实证研究

(一)模型建立

本文以企业是否进行 OFDI 作为衡量指标,建立 Probit 模型检验研究假设:

$$OFDI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FIN_{it} + \sum_{i=2}^n \alpha_n control_{it} + \varepsilon_{it} + v_t \quad (1)$$

其中, i 代表公司, t 代表年份, ε 为随机扰动项。核心被解释变量 $OFDI$ 为企业是否进行 $OFDI$,解释变量 FIN 为企业融资结构,包括股权融资(EF)、债务融资(DF)及债股比(DEV)3个变量, $Control$ 为控制变量,主要反映公司的具体财务指标特征。

(二) 数据说明

考虑样本的可得性以及连续性,本文选取2010—2019年上市A股公司的数据作为研究样本,并删除金融行业、面临退市风险及所有者权益为负(资不抵债)的上市公司,获得1732家上市企业共17320个样本。本文企业层面的原始数据来源于国泰安数据库、万得数据库。企业 $OFDI$ 具体数据来源于国泰安的海外投资数据库中的海外关联公司表。

(三) 变量与数据来源

1.被解释变量。企业是否进行 $OFDI$ ($OFDI$)。本文的样本包括进行与未进行 $OFDI$ 的企业,并且由于企业具体的 $OFDI$ 规模数据可得性较小,把企业是否进行 $OFDI$ ($OFDI$)作为被解释变量,若企业在当年进行 $OFDI$ 则为1,没有进行 $OFDI$ 则为0。参考刘莉亚等对企业是否进行 $OFDI$ 的定义,根据企业海外关联公司的具体情况来定义企业是否进行 $OFDI$ ^[18]。

2.解释变量。企业融资结构(FIN)。本文具体讨论的是企业的外源融资结构,包括债务融资(DF),定义为(应付债券+短期借款+长期借款)/总资产;股权融资(EF),定义为(股本+资本公积)/总资产;核心解释变量债股比(DEV),为债务融资与股权融资之比,该值越小,则融资结构越偏向股权融资,反之,则融资结构越偏向债务融资。

3.控制变量。(1)企业规模($Size$):企业总资产的对数,用来衡量企业的规模。企业的规模越大,越有利于克服生产经营过程中的各种风险,越倾向于选择 $OFDI$ 。预期符号为正。(2)资产收益率(Roa):企业净利润与总资产比值,用来衡量企业的收益能力。企业的盈利能力越强,说明企业的经营能力越强,越有益于企业进行海外直接投资。预期符号为正。(3)流动性比率(Lr):企业流动资产与流动负债之比,用来衡量企业对短期债务的偿债能力。比率越高,表明企业的短期偿债能力越强,越有利于提高企业 $OFDI$ 的能力。预期符号为正。(4)资本密集度(K):企业固定总资产与企业员工数比值的对数。根据李磊等对中国企业数据的研究,企业资本密集度能够促进 $OFDI$ ^[17]。预期符号为正。(5)企业盈利能力($Profit$):企业营业利润与营业总收入之比。企业的盈利能力越强,所受的融资约束越低,越有利于企业 $OFDI$ 。预期符号为负。

(四) 实证回归

在进行回归之前,首先对各变量进行描述性统计分析,结果发现股权融资的均值为

0.378 7,大于债务融资(均值为 0.170 1),说明越来越多的企业倾向于进行股权融资;其次对主要变量进行相关性检验和 VIF 检验,变量间的最大相关系数为 0.460 3,VIF 最大值为 1.41,小于 10,故变量之间不存在高度相关性。^①

1.基准回归。表 1 主要报告的是企业融资结构与企业是否进行 OFDI 之间关系的回归结果。表中第 2 列为债股比对企业 OFDI 影响的回归结果,第 3 列和第 4 列分别为股权融资和债务融资对企业 OFDI 影响的回归结果。结果显示,融资结构债股比与企业是否进行 OFDI 在 1%水平上显著负相关,表明债股比与企业 OFDI 之间为反向变动关系,债股比值越低,企业越倾向于选择进行海外直接投资,即企业融资结构越偏向股权融资越能促进企业 OFDI。股权融资、债务融资与企业是否进行 OFDI 的回归结果虽然系数为正但不显著,表明股权融资和债务融资会影响企业进行 OFDI,但是影响效果并不显著,假设 1 得到验证。企业规模的系数在 1%的水平上显著为正,说明企业的规模越大,越能够促进企业的 OFDI;企业的资产收益率系数虽然为正但并不显著,说明企业资产的运营效率与其 OFDI 之间关系不强;企业的流动性比率几乎对 OFDI 不产生影响,企业盈利能力回归系数为负没有通过显著性检验,反映了这些财务因素对 OFDI 影响效果并不明显;企业的资本密集度回归系数显著为负,说明了企业资本密集度高反而会减少 OFDI,这与蒋冠宏的研究结果相似^[25]。可能因为资本密集度高的企业倾向于在国内进行生产活动,从而会减少 OFDI。

表 1 基准回归

变量	<i>DEV</i>	<i>EF</i>	<i>DF</i>
<i>DEV</i>	-0.044 *** (-5.777)		
<i>Lnsiz</i>	0.259 *** (26.785)	0.236 *** (26.878)	0.230 *** (25.270)
<i>Roa</i>	0.042 (0.254)	0.180 (1.118)	0.249 (1.492)
<i>Lr</i>	0.002 (0.625)	0.002 (0.888)	0.003 (1.282)
<i>Lnk</i>	-0.145 *** (-16.046)	-0.146 *** (-16.210)	-0.150 *** (-16.043)

① 限于篇幅,描述性统计分析及相关性分析结果未在文中列示,如有必要可联系作者索取。

续表 1

变量	<i>DEV</i>	<i>EF</i>	<i>DF</i>
<i>Profit</i>	-0.019 (-1.580)	-0.019 (-1.575)	-0.019 (-1.590)
<i>EF</i>		0.014 (1.101)	
<i>DF</i>			0.131 (1.555)
常数项	-4.610 *** (-21.546)	-4.146 *** (-20.908)	-3.993 *** (-19.195)
年份固定效应	控制	控制	控制
<i>P</i> 值	0.128 7	0.127 3	0.127 3

注:***, **, * 分别表示 1%, 5%, 10% 的显著水平, 括号内为 *t* 值, 表 2、表 3 同

2. 稳健性检验。稳健性检验有许多方法, 本文先将 Probit 模型换为 Logit 模型, 然后替换核心解释变量再进行稳健性检验。

首先采用 Logit 模型对模型再次进行回归, 具体详见表 2。从表 2 中可以看出, 回归结果与表 1 相一致, 假设 1 再次得到验证。第 2 列是债股比的回归结果, 其回归系数在 1% 的水平显著为负, 表明债股比值越小即股权融资占比越高, 企业越倾向于选择 OFDI。第 3 列和第 4 列是股权融资和债务融资的回归结果, 二者回归系数虽然为正但并不显著, 这与基准回归结果相似。

表 2 稳健性检验

变量	<i>DEV</i>	<i>EF</i>	<i>DF</i>	<i>DEVN</i>
<i>DEV</i>	-0.074 *** (-5.690)			-0.136 *** (-10.781)
<i>Lsize</i>	0.433 *** (26.458)	0.394 *** (26.702)	0.384 *** (25.108)	0.274 *** (28.999)
<i>Roa</i>	0.058 (0.212)	0.294 (1.096)	0.417 (1.487)	0.017 (0.103)
<i>Lr</i>	0.003 (0.699)	0.004 (0.957)	0.006 (1.358)	0.003 (1.017)

续表 2

变量	<i>DEV</i>	<i>EF</i>	<i>DF</i>	<i>DEVN</i>
<i>Lnk</i>	-0.244 *** (-16.056)	-0.246 *** (-16.248)	-0.253 *** (-16.070)	-0.143 *** (-15.797)
<i>Profit</i>	-0.023 (-1.566)	-0.022 (-1.552)	-0.023 (-1.564)	-0.018 (-1.474)
<i>EF</i>		0.023 (1.180)		
<i>DF</i>			0.222 (1.603)	
常数项	-7.660 *** (-21.332)	-6.880 *** (-20.838)	-6.614 *** (-19.069)	-4.958 *** (-23.488)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>P</i> 值	0.129 4	0.128 1	0.128 1	0.132 4

其次,用另一个稳健性检验方法替换债股比的衡量方法。关于企业融资结构的衡量,不同的文献分别提出了不同的测度方法,由于进行海外直接投资周期较长,企业长期借款的可能性较高,所以将 *DF* 的衡量方法改为长期借款/总资产,即债股比的计算结果发生变化,具体回归结果为表 2 第 4 列。从表中可以看出,更换计算方式后,新债股比 (*DEVN*) 的回归系数仍然为负且在 1% 的水平上显著,其他控制变量的回归结果也没有改变,研究假设依然能够得到验证。

3.分样本回归。本文进一步将样本分为国有企业和非国有企业,分别进行 Probit 检验。结果发现不论是国有企业还是非国有企业,债股比对于企业是否进行 OFDI 都在 1% 水平上显著负相关,这与上述检验结果一致,说明融资结构与其 OFDI 之间存在反向变动关系,即结论不因企业所有制的差异而有所变化。

三、基于研发投入的中介效应检验

(一) 中介效应检验的模型及检验

为了验证企业融资结构通过创新研发对其 OFDI 行为的影响机制及效果,建立中介效应模型。当模型(3)中的 α_1 和模型(4)中的 α_2 通过显著性检验,并且模型(4)中的 α_1 和模型(2)中的 α_1 显著时,表明中介效应存在且显著。具体模型如下:

$$OFDI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DEV_{it} + \sum_{i=2}^n \alpha_n control_{it} + \varepsilon_{it} + v_t \quad (2)$$

$$RD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DEV_{it} + \sum_{i=2}^n \alpha_n control_{it} + \varepsilon_{it} + v_t \quad (3)$$

$$OFDI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DEV_{it} + \alpha_2 RD_{it} + \sum_{i=3}^n \alpha_n control_{it} + \varepsilon_{it} + v_t \quad (4)$$

RD (企业创新投入)为中介变量,企业的创新研发参考现有文献,选取企业创新投入的强度衡量企业创新研发,即研发支出与营业总收入之比。

根据理论假设2与建立的模型(2)—模型(4)进行回归,对企业是否进行海外直接投资、创新研发和企业融资结构三者之间的关系进行中介效应检验,回归结果见表3。

表3 中介效应检验结果

变量	$OFDI$			RD		
	$OFDI$	RD	$OFDI$	$OFDI$	RD	$OFDI$
		基准回归			稳健性检验	
DEV	-0.044*** (-5.777)	-0.001** (-2.449)	-0.034*** (-4.432)	-0.136*** (-10.781)	-0.001* (-1.895)	-0.124*** (-9.829)
$Lnsiz$	0.259*** (26.785)	0.000 (0.466)	0.271*** (27.781)	0.274*** (28.999)	0.000 (0.226)	0.288*** (30.137)
Roa	0.042 (0.254)	-0.028*** (-5.307)	0.070 (0.420)	0.017 (0.103)	-0.028*** (-5.202)	0.027 (0.162)
Lr	0.002 (0.625)	0.000*** (4.613)	-0.003 (-1.312)	0.003 (1.017)	0.000*** (4.684)	-0.003 (-0.973)
Lnk	-0.145*** (-16.046)	-0.000 (-0.428)	-0.132*** (-14.474)	-0.143*** (-15.797)	-0.000 (-0.432)	-0.130*** (-14.252)
$Profit$	-0.019 (-1.580)	-0.001*** (-2.636)	-0.013 (-0.969)	-0.018 (-1.474)	-0.001*** (-2.631)	-0.012 (-0.864)
RD			2.962*** (13.583)			2.904*** (13.345)
常数项	-4.610*** (-21.546)	0.012 (0.732)	-5.075*** (-23.307)	-4.958*** (-23.488)	0.016 (0.953)	-5.456*** (-25.319)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
P 值	0.1287	0.0929	0.1307	0.1324	0.0831	0.1404

表3第1列的结果对应模型(2),为企业融资结构债股比对企业是否进行海外直接投资影响的结果,回归系数在1%的水平上显著为负,与前文结果是一致的,也即企业融

资结构越偏向股权融资越能促进企业进行海外直接投资。第2列的结果对应模型(3),为企业融资结构对企业创新研发投入的影响,回归系数在1%水平上显著为负,说明企业融资结构越偏向股权融资越能促进企业创新研发。第3列的结果对应模型(4),考察的是加入创新研发之后,用因变量对自变量和中介变量进行回归的结果:企业创新研发在1%的水平上显著为正,说明企业创新能促进海外直接投资;融资结构债股比在1%水平上显著为负,并且回归系数在数值上小于不加入中介变量时的回归系数,回归结果中的每项系数与预期中介效应成立时的系数一致,表明创新研发在企业融资结构与OFDI之间存在中介作用,也就代表企业融资结构债股比越小即越偏向股权融资,越能促进企业创新研发,从而能够促进企业进行更多的海外直接投资,假设2得到验证。从控制变量来看,企业的规模在1%的水平上显著为正表明企业规模能够促进企业进行OFDI;企业资本密集度在1%的水平上显著为负说明资本密集度与企业OFDI之间存在反向变动关系;企业的资产收益率与OFDI之间回归系数为正但并不显著;企业盈利能力系数为负但并不显著,流动性指标的系数在加入创新投入中介变量之后由正变负但也不显著,说明这些企业经营指标与OFDI之间也存在反向变动关系,但影响效果并不明显。

(二) 中介效应的稳健性检验

为确保中介效应结果的稳健性,采取相同的办法,替换DF的衡量方式,为长期借款/总资产,形成新的债股比指标,回归结果如表3右半部分所示。从表中结果可以看出,新的债股比与OFDI之间的回归系数也是在1%的水平上显著为负,与企业创新之间的回归系数在1%的水平上显著为负,说明企业融资结构与创新投入之间存在反向变动关系。企业创新与OFDI在1%的水平上显著为正表明企业创新投入越多越能促进OFDI。新的债股比仍可通过中介效应检验,证明了创新研发在企业融资结构与OFDI之间存在中介作用。综上说明回归模型具有良好的稳健性。

四、结论与政策建议

(一) 结论

本文使用2010—2019年上市A股公司的数据,通过企业内部微观数据,构建企业外源融资结构数据,分析外源融资结构对企业进行海外直接投资行为的影响,并使用二值选择模型进行实证回归。对模型进行实证回归后发现:(1)企业外源融资结构与OFDI之间存在反向变动关系,即企业的融资结构越偏向股权融资,越能促进企业进行OFDI。(2)将企业分为国有和非国有两类样本,对二者的回归结果对比发现,并不存在

显著性差异,这表明研究结论不因为企业所有制的不同而有所改变。(3)通过中介效应模型发现企业的创新投入在融资结构与企业 OFDI 之间能够起到桥梁作用,外源融资结构中股权比例越高,即债股比值越小,越能促进企业创新研发投入的增加,企业创新研发投入与 OFDI 之间存在正向影响,即企业创新研发投入增多能够促进企业进行 OFDI。根据回归结果,本文的结论有:企业外源融资中的股权融资更有利于支持企业扩大海外投资规模;企业的规模和金融负债率也能够促进企业 OFDI;利用中介变量研究发现,企业外源融资结构通过创新研发能够促进企业进行 OFDI,即企业外源融资结构债股比的值越小,越能够促进企业创新研发投入的增加,进而促进企业海外投资活动的增多。

(二)政策建议

基于上述结论,本文的政策建议有:第一,企业应加快外部融资结构改革。长期以来,企业需要获取大额资金往往第一意向是向商业银行寻求帮助,但一些企业大型投资活动存在信息不对称、经营成本过高和投资风险过大等问题,并且投资周期较长,投资回报也具有一定不确定性,所以进行信贷或内部筹资不一定能够获得充足的资金。企业应进行外部融资结构改革,减少借贷,缓解还款压力;在股票市场上充分表现自身优势,吸引更多投资者;保证股权市场稳定,促进经济市场发展。第二,鼓励企业积极创新。科技是企业的第一生产力,企业创新能够带来更多生产活力,创造出更多资本,实现“引进来”到“走出去”的转变。企业积极创新有利于更多对外投资新项目的产生,提高在国际市场上的竞争力,扩大影响力。第三,我国应健全企业融资制度,完善企业融资环境,规范引导企业进行正规的融资活动。企业的 OFDI 活动具有周期长、收益慢、风险高等特征,所以普通的银行对这类项目进行放贷时会更加谨慎,我国应该就这类投资活动建立专门融资通道,设立投融资项目审批部门,辨别出具有发展潜力的优秀对外投资项目,对投资项目进行分类,根据适宜投资的项目划分等级,进行信用承托,保障企业不论是在债务市场还是股权市场都能获得充足的资金,为企业进行 OFDI 活动营造一个安全稳定的环境。

参考文献:

- [1] MELITZ M. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003(6): 695-725.
- [2] MANOVA K. Credit constraints, heterogeneous firms and international trade[R]. NBER Working Paper No. 14531, 2008.

- [3] BELLONE F, MUSSO P, NESTA L, et al. Financial constraints and firm export behaviour [J]. *World Economy*, 2008(33): 347-373.
- [4] CHANEY T. Liquidity constrained exporters [R]. NBER Working Paper No. 19170, 2013.
- [5] 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(2): 231-253.
- [6] 文东伟, 冼国明. 企业异质性、融资约束与中国制造业企业的出口 [J]. *金融研究*, 2014(4): 98-113.
- [7] 蒋为, 顾凌骏. 融资约束、成本异质性与企业出口行为: 基于中国工业企业数据的实证分析 [J]. *国际贸易问题*, 2014(2): 167-176.
- [8] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗? [J]. *经济学(季刊)*, 2012(1): 231-252.
- [9] 李志远, 余森杰. 生产率、信贷约束与企业出口: 基于中国企业层面的分析 [J]. *经济研究*, 2013(6): 85-99.
- [10] 罗长远, 季心宇. 融资约束下的企业出口和研发: “鱼”与“熊掌”不可得兼? [J]. *金融研究*, 2015(9): 140-158.
- [11] 魏浩, 白明浩, 郭也. 融资约束与中国企业的进口行为 [J]. *金融研究*, 2019(2): 98-116.
- [12] 徐榕, 赵勇. 融资约束如何影响企业的出口决策? [J]. *经济评论*, 2015(3): 108-120.
- [13] 蒋冠宏. 融资约束与中国企业出口方式选择 [J]. *财贸经济*, 2016(5): 106-118.
- [14] BUCH C M, KESTERNICH I, LIPPONER A, et al. Exports versus FDI revisited: does finance matter? [R]. CEPR Discussion Paper No. DP7839, 2010.
- [15] MAESENEIRE W, CLAEYS T. SMEs, foreign direct investment and financial constraints: the case of Belgium [J]. *International business review*, 2012(3): 408-424.
- [16] WANG B, TAN Y, YU M, et al. Outward direct investment, firm productivity and credit constraints: evidence from Chinese firms [J]. *Pacific Economic Review*, 2016(1): 72-83.
- [17] 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.
- [18] 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.
- [19] YAN B, ZHANG Y, SHEN Y, et al. Productivity, financial constraints and outward foreign direct investment: firm-level evidence [J]. *China Economic Review*, 2018(47): 47-64.
- [20] 邱立成, 刘奎宁. 融资异质性对企业对外直接投资倾向的影响: 基于中国工业企业数据的检验 [J]. *财贸研究*, 2016(3): 47-54.
- [21] 张兆国, 曾牧, 刘永丽. 政治关系、债务融资与企业投资行为: 来自我国上市公司的经验证据 [J]. *中国软科学*, 2011(5): 106-121.

- [22] 罗军.民营企业融资约束、对外直接投资与技术创新[J].中央财经大学学报,2017(1):96-103.
- [23] 胡宗义,冯婷.外部融资结构对企业技术创新的影响研究:基于我国信息技术行业上市公司的实证分析[J].工业技术经济,2018(1):3-10.
- [24] 张一林,龚强,荣昭.技术创新、股权融资与金融结构转型[J].管理世界,2016(11):65-80.
- [25] 蒋冠宏.制度差异、文化距离与中国企业对外直接投资风险[J].世界经济研究,2015(8):37-47+127-128.

(责任编辑:范艳芹)

The impact of financing structure on direct overseas investment of enterprises ——intermediary effect test based on innovative R&D

CAI Dongqing^{1,2}, WANG Chun¹

(1.School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing 210023, China)
(2.Business School, Nanjing University, Nanjing 210098, China)

Abstract: By using the micro data of 1 732 Chinese A-share listed companies from 2010 to 2019, this paper constructs the debt equity ratio index to measure the financing structure of enterprises. Based on the regression results of Probit model, it is found that there is a significant negative correlation between the financing structure and whether the enterprise conducts direct overseas investment, that is, the more the enterprise financing structure is inclined to equity financing, the more it can promote the occurrence of direct overseas investment. The reverse changing relationship between enterprise financing structure and direct overseas investment will not change due to different enterprise ownership. At the same time, using the intermediary effect model, it is found that enterprise financing structure can affect direct overseas investment through innovative R&D. Enterprises' improvement of external financing structure is conducive to enterprise innovation and direct overseas investment, and improve their competitiveness and influence in the international market.

Key words: financing structure; direct overseas investment; innovative R&D