

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2022.02.004

对外直接投资与企业研发投入

——融资约束情境下的调节作用与中介作用

陈钊泳, 陈 昭

(广东外语外贸大学 经贸学院, 广州 510006)

摘要:本文以中国实施“走出去”战略为背景,选取2010-2019年A股上市公司作为研究样本,基于融资约束的视角,实证评估企业对外直接投资对研发投入的影响。同时以企业海外子公司的增量与存量来衡量企业对外直接投资行为,将融资约束分为内部性融资约束与外部性融资约束,并将其与企业研发投入纳入同一分析框架。实证结果表明:(1)在融资约束较小时,企业对外直接投资的增量增加了企业研发投入;在融资约束较大时,企业对外直接投资的增量减少了企业研发投入。在进行缩小样本与更换回归方法的稳健性检验后,上述结论仍然稳健并且在企业所有制与企业规模上存在异质性。(2)企业的外部性融资约束与内部性融资约束在对外直接投资对企业研发投入的影响中分别起调节作用与中介作用。选取东道国制度质量作为企业对外直接投资的工具变量,进一步缓解回归模型中存在的内生性问题。这一研究为企业在面临高融资约束情况下,如何合理选择对外直接投资与研发投入提供参考。

关键词:对外直接投资;企业研发投入;融资约束;调节作用;中介作用

中图分类号:F125;F273.1

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2022)02-0034-17

一、引言

中国自2000年将“走出去”战略提升至国家战略层面以来,对外直接投资(OFDI)迅猛增长^①。2013年中国对外直接投资流量首次突破千亿美元大关,2020年对外直接投资流量为1537.1亿美元,首次跃居世界第一,并超过同期中国实际使用外资金额,实现资本项下净输出。截至2020年底,中国2.8万家境内投资者在国(境)外直接投资累计净额达25806.6亿美元^②。从境外投资目的来看,寻求资源与扩大市场是企业早期的投资目标。伴随着中国技术的快速发展,近年来,企业倾向于通过OFDI的方式加入国外技术密集与研发密集区域,通过全球的生产联结和创新联动,获取技术发展与学习机会^③。

第十九届五中全会明确提出,要坚持创新在我国现代化建设全局的核心地位,把科技自立自强作为国家发展的战略支撑。可见,企业创新是国家创新体系建立的重要组成部分。我国企业的创新研发活动强度主要体现在研发投入上,“十三五”期间我国研发经费投入连续实现两位数增长,2020年研发经费总投入量超2.4万亿元,企业已成为研发投入的主体^④。

收稿日期:2021-10-11

作者简介:陈钊泳(1998-),男,广东汕尾人,广东外语外贸大学经贸学院硕士研究生,研究方向为国际贸易;通讯作者陈昭(1972-),男,黑龙江安庆人,广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心主任/数量经济研究所所长,教授,经济学博士,研究方向为计量经济史、区域经济、货币理论、国际贸易等。

日益增长的对外直接投资引起人们的思考,即对外直接投资的增长是否会导致研发投入的变化。与此同时,不同的融资程度也会影响企业对外直接投资。企业的融资能力越强,受到融资方面的制约越少,企业进行对外直接投资的可能性越高^[1],而融资约束程度越高,企业越倾向于减少对外直接投资^[2]。那么,融资约束是否会影响对外直接投资与企业研发投入之间的关系?本文把融资约束分为内部性融资约束与外部性融资约束,并将企业对外直接投资与研发投入纳入研究框架,探究两者之间存在的关系,进一步分析不同融资约束程度下对外直接投资对企业研发投入的作用机制。

余文安排如下:第二部分是文献综述,从三个方面对已有研究进行总结;第三部分基于企业收益的角度构建理论模型,以此提出三条可供实证检验的理论假说;第四部分是研究设计,包括模型构建、变量的选取与说明、数据处理;第五部分是对研究假说的内容进行实证分析,包括通过缩小样本、使用泊松分布回归对实证结果进行稳健性检验,并进一步探究企业所有制和企业规模异质性的影响;第六部分是机制分析,使用中介效应分析模型检验内部性融资约束在对外直接投资与企业研发投入之间发挥的作用;最后为本文结论与政策建议。

二、文献综述

(一)对外直接投资与企业创新

目前学界关于对外直接投资与企业创新之间关系的探讨十分丰富,也存在较大的分歧。一部分学者认为对外直接投资正向促进企业创新,其主要原因是存在对外直接逆向技术溢出。Chang(1991)以日本在美国设立的企业为研究对象,首次通过实证研究发现企业对外直接投资存在逆向技术溢出效应^[4]。Potterie和Lichtenberg(2001)对比多个工业化国家对外直接投资的数据,发现被投资国对投资母国企业的逆向技术溢出效应为正,并且对外直接投资量与企业研发投入越多,溢出效应越大^[5]。与此同时,对于资源的寻求已不再是企业进行对外直接投资的主要动因,企业向海外扩张有显著的技术与资源寻求动机^[6]。企业的对外直接投资行为存在“学习效应”,不仅使企业获得先进技术与管理经验,还促进企业提高生产率,进而正向影响企业的研发活动^[7]。随着微观数据可获得性增加,部分学者基于研发投入的角度得出对外直接投资正向促进企业研发投入的结论^[8-11]。

也有学者认为,由于企业对外直接投资会对企业的其他投资行为产生“挤出”效应,进而使得对外直接投资抑制了企业创新。Francisco等(2013)利用1990—2002年1799家西班牙制造公司的数据,通过对比母国对外直接投资与研发投入的相关关系,发现企业对外直接投资负向影响母公司的研发活动^[12]。Anna(2013)从企业成本的角度出发,认为跨国公司的知识开发与转移、规模的扩大都会增加母公司的成本,在一定程度上“挤出”企业的创新投入^[13]。Howell等(2020)则从企业海外子公司地址的角度研究认为,企业海外子公司的选址位于不同的东道国将导致企业对外直接投资对企业创新数量与创新投入没有统计上的显著影响^[14]。杨连星等(2019)的研究表明,不同类型的对外直接投资对企业创新的影响存在差异性。其中,研究开发型与没有中间品出口的水平型对外直接投资对企业的创新产出存在显著的“挤出”效应^[15]。

还有部分学者对企业对外直接投资行为与企业创新之间的调节作用进行了研究。Stiebale(2013)的研究表明,企业生产率对跨国公司并购与企业研发支出的关系具有非线性的影响^[16]。于立宏和苏晨(2020)基于2002—2017年制造业企业的数据,指出吸收能力与政府补贴对企业绿地投资的创新溢出效应具有正向调节作用^[17]。杨世迪和刘亚军(2021)基于知识产权视角,认为知识产权保护对企业对外直接投资的绿色创新溢出效应具有显著的调节作用^[18]。

(二) 融资约束与对外直接投资

目前,国内外绝大多数学者认为融资约束负向影响企业对外直接投资^[19-22]。即企业承担高融资约束时会减少相应的对外直接投资,企业融资约束较低时倾向于增加对外直接投资。Helpman等(2004)研究发现,由于企业对外直接投资活动在生产经营方面需要付出巨大成本,通常在东道国会面临诸多不确定性,因此企业对融资约束的依赖程度大。企业面临高融资约束时,对外直接投资活动不可避免受到影响^[23]。Buch等(2014)通过建立融资约束对企业对外直接投资影响的理论模型并基于德国企业层面的数据实证分析,得出融资约束抑制企业对外直接投资的结论^[24]。

基于企业所有制、行业等方面的异质性,国内许多学者也研究了融资约束对企业对外直接投资的影响。李磊和包群(2015)^[25]基于中国工业企业的微观数据,从企业所有制异质性的角度进行研究,结果表明融资能力越强的企业,更有可能发生对外直接投资行为,而且越倾向于进行多次投资以及在多个国家进行投资^[21]。与国有企业相比,民营企业的对外直接投资更有可能从融资支持中获益。王碧珺等(2015)基于浙江省制造业生产和对外直接投资的企业层面数据,构造多个融资约束指标,研究发现融资约束抑制了民营企业对外直接投资的可能性^[26]。

(三) 融资约束与企业研发投入

根据Myers(1984)的融资次序理论^[27],企业研发投入的渠道按照先内部性融资再外部性融资的顺序进行。由于企业研发需要巨大资金投入,企业的投资方式就包括了内部性融资与外部性融资。企业融资约束的产生原因在于企业内部资金不足而外部性融资成本过高,在面对市场信息不对称与研发活动本身的高风险性、收益不确定性、道德风险及逆向选择问题时,企业的研发活动往往容易受到融资约束的影响。

就融资约束对企业研发投入的影响而言,不同学者持有的观点存在分歧。国外学者中,Himmelberg和Petersen(1994)通过高科技产业中小企业的面板研究表明,企业的内部融资约束与企业现金流量之间存在强烈的正向关系^[28]。Hsu等(2014)利用32个发达国家与新兴国家的数据表明,外部性融资高的企业具有更高的创新水平^[29]。但Mulkay等(2001)^[30]、Bond等(2003)^[31]的研究并不支持上述结论。国内大部分学者认为融资约束抑制了企业的创新投入。周开国等(2017)研究发现,银行信贷融资约束会减少企业的研发投入,并且企业在面对激烈的市场竞争时,这一抑制作用会更加明显^[32]。张璇等(2017)认为融资约束严重制约了企业的研发投入,并且信贷寻租增强了这一抑制作用^[33]。

回顾上述文献可以发现既往研究存在以下不足:第一,关于对外直接投资对企业创新的研究,少有文献具体到企业研发投入这一视角,更多是笼统地研究企业的研发活动;第二,现有文献都是在研究对外直接投资、融资约束与企业创新两两之间的影响,少有文献将其纳入同一框架并探究其中内在机制。因此,本文的边际贡献在于:第一,基于融资约束视角探讨对外直接投资与企业研发投入的关系,将这三者纳入同一研究体系;第二,以企业海外子公司的增量与存量更精确地衡量企业对外直接投资行为变化对研发投入的影响;第三,将融资约束分为内部性融资约束与外部性融资约束,分别探讨外部性融资约束在企业对外直接投资与研发投入中的调节作用以及内部性融资约束在企业对外直接投资与研发投入中的中介作用。

三、理论模型

本文参考Gorodnichenko和Schnitzer(2013)所构建的理论模型^[34],并在此基础上加入企业对外直接投资、企业同时进行对外直接投资和企业研发活动的情况。

基于企业进行对外直接投资与研发活动的角度,假设企业进行对外直接投资的固定成本为 Q_{ofdi} ,企业研发投入的固定成本为 Q_{rd} ;基于企业融资成本的角度,将企业的融资成本分成外部性融资成本(outfin)与内部性融资成本(infin)。其中,假设企业内部性融资成本为 α ,内部性融资成本低于外部性融资成本,根据

Myers(1984)的融资次序理论^[27],企业在进行对外直接投资与研发活动时优先考虑企业内部融资,其次是企业外部融资;基于企业是否拥有充裕资金的角度,假设企业内部拥有足够资金的概率为 X ,则企业在面对内部资金不足需进行外部性融资的概率为 $1-X$ 。与此类似的是,当企业选择进行对外直接投资时,对外直接投资活动会增加企业对资金的占用,企业需要进行外部性融资的概率增加 $\lambda_{of di}$ 并且企业内部资金充裕的概率减少 $\lambda_{of di}$;当企业选择进行研发活动时,企业需要进行外部性融资的概率增加 λ_{rd} 并且企业内部资金充裕的概率减少 λ_{rd} 。基于此,当企业同时选择进行对外直接投资与研发活动时,企业需要进行外部性融资的概率增加 $(\lambda_{of di} + \lambda_{rd})$ 并且企业内部资金充裕的概率减少 $(\lambda_{of di} + \lambda_{rd})$ 。

结合以上假设,定义企业选择进行不同活动的收益函数如下:(1)当企业选择只进行对外直接投资而不进行研发活动时,企业通过内部性融资得到的收益函数为 $\Pi_{0,of di}$,企业由于内部资金不足而通过外部性融资得到的收益函数为 $\Pi_{\alpha,of di}$; (2)当企业同时选择进行对外直接投资与研发活动时,企业通过内部性融资得到的收益函数为 $\Pi_{0,of dir d}$,企业由于内部资金不足而通过外部性融资得到的收益函数为 $\Pi_{\alpha,of dir d}$ 。

由于企业面临的内部性融资成本低于外部性融资成本,则有:

$$\begin{aligned}\Pi_{\alpha,of di} &< \Pi_{0,of di} \\ \Pi_{\alpha,of dir d} &< \Pi_{0,of dir d}\end{aligned}$$

由于企业进行对外直接投资具有的学习效应^[6],当企业不需要外部性融资并且仅通过内部性融资时,企业同时选择进行对外直接投资与研发活动所取得的收益将大于企业选择只进行对外直接投资而不进行研发活动的收益,即:

$$\Pi_{0,of di} < \Pi_{0,of dir d}$$

基于Gorodnichenko和Schnitzer(2013)的推导^[33],随着企业外部性融资的边际成本增加,企业进行研发活动的利润将有所减少,即:

$$\frac{d(\Pi_{\alpha,of dir d} < \Pi_{\alpha,of di})}{d\alpha} < 0$$

所以,当企业需要进行外部性融资时,企业选择只进行对外直接投资而不进行研发活动取得的收益 $\Pi_{\alpha,of di}$ 与企业同时选择进行对外直接投资与研发活动取得的收益 $\Pi_{\alpha,of dir d}$,两者之间的大小取决于外部性融资成本的增减。

基于以上假设,企业只进行对外直接投资而不进行研发活动取得的期望收益为:

$$E(\Pi_1|of di) = (X - \lambda_{of di})\Pi_{0,of di} + (1 - X + \lambda_{of di})\Pi_{\alpha,of di} - Q_{of di}$$

当企业同时选择进行对外直接投资与研发活动时取得的预期收益为:

$$E(\Pi_1|of dir d) = (X - \lambda_{of di} - \lambda_{rd})\Pi_{0,of dir d} + (1 - X + \lambda_{of di} + \lambda_{rd})\Pi_{\alpha,of dir d} - Q_{of di} - Q_{rd}$$

企业由上述两者期望收益之差考虑是否选择进行研发活动,企业研发投入的大小为:

$$\begin{aligned}\Delta\Pi_{1,rd} = E(\Pi_1|of dir d) - E(\Pi_1|of di) &= (X - \lambda_{of di})(\Pi_{0,of dir d} - \Pi_{0,of di}) + (1 - X + \lambda_{of di})(\Pi_{\alpha,of dir d} - \Pi_{\alpha,of di}) - \\ &\lambda_{rd}(\Pi_{0,of dir d} - \Pi_{\alpha,of dir d}) - Q_{rd}\end{aligned}\quad (1)$$

若企业面临内部性融资不足的情况,企业对外部性融资约束依赖程度变高。考虑 $X - \lambda_{of di} \leq 0$ 的情况,此时企业外部性融资的边际成本逐渐增加直到使得 $\Pi_{\alpha,of dir d} = \Pi_{\alpha,of di}$,并且结合上述推导有: $\Pi_{\alpha,of dir d} < \Pi_{0,of dir d}$, $\Pi_{0,of di} < \Pi_{0,of dir d}$,则可得:

$$\Delta\Pi_{1,rd} = E(\Pi_1|of dir d) - E(\Pi_1|of di) = (X - \lambda_{of di})(\Pi_{0,of dir d} - \Pi_{0,of di}) - \lambda_{rd}(\Pi_{0,of dir d} - \Pi_{\alpha,of di}) - Q_{rd} < 0 \quad (2)$$

基于此,在高融资约束情况下,企业对外直接投资的增量将导致对资金的占用,从而减少研发活动。因此,本文提出如下假说:

H1: 在融资约束较低时,企业对外直接投资的增量增加了企业研发投入;在融资约束较高时,企业对外

直接投资的增量减少了企业研发投入。

结合式(1),左右两边对 $\lambda_{of di}$ 求导可得:

$$\frac{d\Delta\Pi_{1,rd}}{d\lambda_{of di}} = (\Pi_{\alpha,of dird} - \Pi_{\alpha,of di}) - (\Pi_{0,of dird} - \Pi_{0,of di}) \quad (3)$$

结合式(3),左右两边对 α 求导可得:

$$\frac{d^2\Delta\Pi_{1,rd}}{d\lambda_{of di}d\alpha} = \frac{d(\Pi_{\alpha,of dird} - \Pi_{\alpha,of di})}{d\alpha} < 0$$

因此,本文提出如下假说:

H2:在高融资约束情况下,企业外部性融资边际成本的增加将负向调节对外直接投资增量对企业研发投入的作用。

随着企业不断进行对外直接投资,其通过海外子公司所获得的利润能够增加母国企业的内部资金,缓解企业面临的融资约束状况,使得企业需要进行外部性融资的概率减少 λ_{infin} ,企业内部资金充裕的概率增加 λ_{infin} 。一方面,企业选择进行对外直接投资而不进行研发活动取得的期望收益为:

$$E(\Pi_2|of di) = (X + \lambda_{infin})\Pi_{0,of di} + (1 - X - \lambda_{infin})\Pi_{\alpha,of di} - Q_{of di}$$

另一方面,企业同时选择进行对外直接投资与研发活动取得的预期收益为:

$$E(\Pi_2|of dird) = (X + \lambda_{infin} - \lambda_{rd})\Pi_{0,of dird} + (1 - X - \lambda_{infin} + \lambda_{rd})\Pi_{\alpha,of dird} - Q_{of di} - Q_{rd}$$

上述两者之差为:

$$\Delta\Pi_{2,rd} = E(\Pi_2,of dird) - E(\Pi_2,of di) = (X + \lambda_{infin})(\Pi_{0,of dird} - \Pi_{0,of di}) - \lambda_{rd}(\Pi_{0,of dird} - \Pi_{\alpha,of dird}) + (1 - X - \lambda_{infin})(\Pi_{\alpha,of dird} - \Pi_{\alpha,of di}) - Q_{rd} \quad (4)$$

结合式(4),左右两边对 λ_{infin} 求导可得:

$$\frac{d\Delta\Pi_{2,rd}}{d\lambda_{infin}} = (\Pi_{0,of dird} - \Pi_{0,of di}) - (\Pi_{\alpha,of dird} - \Pi_{\alpha,of di}) > 0$$

因此,本文提出如下假说:

H3:企业对外直接投资存量通过缓解企业内部性融资约束的途径促进企业增加研发投入。

四、研究设计

(一)模型构建

首先,为了准确刻画企业对外直接投资与研发投入的关系,构建以下基准回归模型:

$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ofdiadd_{i,t} + \beta_2 sa_{i,t} + \beta_3 controls_{i,t} + \gamma_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

进一步地,为了探究高融资约束情况下企业对外直接投资与研发投入的关系,构建以下回归模型:

$$RD_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 ofdiadd_{i,t} * highsa_{i,t} + \rho_2 ofdiadd_{i,t} + \rho_3 highsa_{i,t} + \rho_4 controls_{i,t} + \gamma_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式(5)估计了企业对外直接投资对企业研发投入的影响。 $RD_{i,t}$ 表示第*i*家上市公司在第*t*年内的研发投入; $ofdiadd_{i,t}$ 表示企业年度新增海外子公司、海外合营企业和海外联营企业数量; $sa_{i,t}$ 表示企业的总体融资约束水平; $controls_{i,t}$ 为模型中的控制变量; γ_i 表示控制了企业效应, α_t 表示控制了年份效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。式(6)中引入交互项 $ofdiadd_{i,t} * highsa_{i,t}$, $highsa_{i,t}$ 是高融资约束的分组虚拟变量,以sa指数的75%分位数以上的数据来衡量高融资约束情况($highsa$),其他变量含义与式(5)同。本文使用上述两个模型验证假说1,重点关注 $ofdiadd_{i,t}$ 的系数 β_1 、交互项 $ofdiadd_{i,t} * highsa_{i,t}$ 的系数 ρ_1 。

其次,为了探究高融资约束情况下企业外部性融资边际成本的增加对企业对外直接投资与研发投入的关系,构建以下回归模型检验假说2:

$$RD_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 ofdiadd_{i,t} * outfit_{i,t} + \delta_2 ofdiadd_{i,t} + \delta_3 outfit_{i,t} + \delta_4 controls_{i,t} + \gamma_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

式(7)中引入交互项 $fidiadd_{i,t} * outfit_{i,t}$, 表示企业在面临外部性融资时, 企业对外直接投资与研发投入的关系; $outfit_{i,t}$ 表示企业的外部性融资; 其他变量含义与式(5)相同。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

假说1、2的被解释变量为企业研发投入。企业研发投入的衡量方式主要有以下三种: 一是以企业研发投入的金额来衡量; 二是以企业研发投入力度来衡量, 即研发投入与总资产之比或者研发投入与营业收入之比; 三是以人均研发投入来衡量。本文采用第一种衡量方式, 企业研发投入以RD来表示。假说3的被解释变量(见中介效应检验模型部分), 即企业对外直接投资存量($ofdisave$), 以年度海外子公司、海外合营企业和海外联营企业总量来衡量。在研究的样本期间也存在着企业有些年份没有海外子公司, 此时将其赋值为0。

2. 解释变量

(1) 核心解释变量

以年度新增海外子公司、海外合营企业和海外联营企业数量来衡量企业对外直接投资增量($ofdiadd$), 若企业不存在对外直接投资行为, 则取值为0。

(2) 调节变量或中介变量

本文使用SA指数衡量企业面临的总体融资约束 ($-0.737 * size + 0.043 * size^2 - 0.4 * age$), 并在此基础上构造为fc指数(对SA指数的绝对值取对数), $size$ 和 age 分别为以总资产衡量的企业规模和企业年龄。其中, fc指数越大表示企业受到的融资约束程度越小。企业的外部性融资约束($outfin$)用总负债增加额除以期初总资产来衡量。在中介效应的机制检验中, 选取内部性融资约束($infin$)作为中介变量来研究企业对外直接投资存量对研发投入的影响。参考Steven等(1988)^[35]的研究, 以经营活动产生的现金流净额自然对数来衡量内部性融资约束。

(3) 控制变量

借鉴刘莉亚等(2015)^[19]、李磊和包群(2015)^[25]的做法, 本文选取以下控制变量, 包括企业利润率($profit$)、政府补贴($subsidy$)、高新技术企业虚拟变量($htech$)、企业经营状况(ope)、流动比率($curratio$)、资本回报率($roic$), 并控制时间效应和企业效应。

本文涉及的主要变量及解释说明见表1。

表1 变量选择与定义

变量类别	变量名称	变量符号	计算方法
被解释变量	企业研发投入	lnrd	研发投入金额加1取自然对数
	对外直接投资存量	ofdisave	海外子公司、海外合营企业和海外联营企业总量
核心解释变量	对外直接投资增量	ofdiadd	新增海外子公司、海外合营企业和海外联营企业数量
调节变量或中介变量	外部性融资约束	outfin	总负债增加额/期初总资产
	内部性融资约束	infin	经营活动产生的现金流净额自然对数
	SA指数	sa	$sa = -0.737 * size + 0.043 * size^2 - 0.4 * age$; $size$ 为企业规模(单位为百万元)的自然对数; age 为企业成立时间
控制变量	企业利润率	profit	营业利润与销售费用的比值
	政府补贴	subsidy	政府补贴额度加1取自然对数
	高新技术企业标识	htech	企业曾获得高新技术企业认证则记为1, 否则记为0
	企业经营状况	ope	净利润/期初总资产
	流动比率	curratio	流动资产合计/流动负债合计
	资本回报率	roic	所得税/利润总额

(三)数据来源与处理

鉴于2010年之前上市公司所披露的财务数据存在许多缺失,本文选取2010—2019年A股上市公司作为研究样本,根据上市公司海外关联公司的信息来衡量企业是否进行对外直接投资。参考刘莉亚等(2015)^[19]的方法,以上市公司年度海外子公司、海外合营企业和海外联营企业总量及其新增数量来衡量企业对外直接投资的存量和增量。具体数据来源于CSMAR中国上市公司海外投资数据库,其详细提供了中国上市公司海外关联公司的基本情况,包括公司注册地址、与母公司关联关系、注册资本等信息。本文选取的关联关系为是否是“海外子公司”“海外合营企业”和“海外联营企业”,公司关联方注册地在中国大陆以外,并且控制权益比例超过10%。与此同时,手工核对并整理出上市公司对外直接投资存量与增量的数据。其余变量的数据均来源于CSMAR数据库与Wind数据库,并利用公司代码将两者进行匹配检查形成本文的最终数据。

本文对原始数据做以下处理:(1)部分公司出于避税动机将海外公司的注册地集中在开曼群岛、英属维尔京群岛、百慕大群岛等地,在样本选择时予以剔除;(2)当企业面临财务困境时,企业许多行为与面临融资约束的行为相似,因此剔除观察值中主营业务收入实际增长率为负的数据;(3)剔除金融性公司,因其财务结构具有特殊性;(4)删除资料不可获得、财务数据丢失的企业;(5)剔除企业年龄为负和资不抵债的样本数据;(6)剔除*ST和ST公司,因其财务数据有人为操纵的可能性;(7)对所有连续变量前后采取1%的缩尾处理以缓解样本异常值的影响。以上数据处理与模型回归均通过软件stata 15.0实现。

本文模型主要变量的描述性统计见表2。从表2可以看出,企业研发投入的中位数为18.13,最大值与最小值分别为21.67与13.40,说明中国企业在研发投入方面处于较高的水平。在对外直接投资存量方面,对比其最值情况,企业海外子公司数量的中位数为2,方差为36.11,说明各企业之间的差异较大。一方面,企业有可能出于避税动机其将海外子公司设立在避税国家或地区。另一方面,由于受到国内国外市场环境的竞争与压力,部分企业在对应年份并没有对外直接投资的活动。从融资约束角度来看,企业普遍面临着高融资约束,并且在内部性融资约束方面差异化明显。其余变量也均处于正常范围内,不存在异常值。

表2 模型主要变量描述性统计

变量名称	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	方差
企业研发投入	10695	18.17	18.13	1.46	13.40	21.67	2.13
对外直接投资存量	10695	4.28	2	6.01	1	40	36.11
对外直接投资增量	10695	0.11	0	3.26	-18	13	10.64
外部性融资约束	10695	0.061	0.059	0.62	-9.49	0.917	0.38
内部性融资约束	10695	11.38	18.89	15.60	-21.79	23.76	243.21
SA指数	10695	-3.85	-3.93	0.39	-4.43	-0.717	0.15
企业利润率	10695	0.99	0.87	1.70	-3.38	21.97	2.87
政府补贴	10695	16.50	16.68	2.44	0	19.85	5.96
高新技术企业标识	10695	0.53	1	0.50	0	1	0.25
企业经营状况	10695	0.057	0.048	0.072	-0.20	0.32	0.005
流动比率	10695	2.45	1.66	2.38	0.094	15.29	5.65
资本回报率	10695	7.23	6.68	8.22	-25.03	47.80	67.60

五、实证分析

(一)基准模型检验

1. 基准回归

首先来估计对外直接投资对企业研发投入的影响,估计结果见表3。其中,列(1)汇报了在不加入其他控制变量并控制时间效应与企业效应的情况下,企业研发投入对对外直接投资增量的回归系数在1%的显

著性水平上为正。在模型1中加入所有控制变量再进行回归,上述结果并没有发生变化,这说明企业每增加一个海外子公司数量就能促进母公司研发投入增长2.0%。由于企业普遍面临高融资约束,为了探究高融资约束下企业对外直接投资增量与研发投入之间的关系,列(3)引入高融资约束与企业对外直接投资的交互项 $ofdiadd*highsa$ 进行回归。其中,以SA指数的75%分位数以上的数据来衡量高融资约束情况($highsa$),结果显示交互性的回归系数在1%的显著性水平上为负,这表明在高融资约束下,企业对外直接投资增量负向影响了企业的研发投入。基于此,H1得以验证。

在不考虑企业融资约束紧张时,与大多数学者得出的结论相似,企业的对外直接投资通过国际化路径提升了市场需求,促使研发投入增加。在企业面临高融资约束时,尽管对外直接投资行为会使企业拥有大规模的研发活动与强烈的创新动机,但企业的投资行为可能使得企业外部市场环境、组织结构等发生变化,导致企业研发活动更改^[36]。此外,就目前行业技术快速发展来说,技术难度高的研发活动势必会带来研发成本不断增加与国际市场的运营风险不断增强的双重压力,因此绝大部分企业在投资活动前期更倾向于采取规避风险、降低研发成本的路径,进而使得企业研发投入下降。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	RD	RD	RD
ofdiadd	0.033*** (6.796)	0.020*** (4.61)	-0.101** (-2.45)
sa	-0.327*** (-7.71)	-0.105** (-2.55)	
ofdiadd*highsa			-0.032*** (-2.90)
highsa			-0.239*** (-5.75)
outfin		0.085*** (3.87)	0.079*** (3.55)
infin		0.010*** (10.64)	0.010*** (10.79)
profit		-0.033*** (-3.78)	-0.037*** (-4.11)
subsidy		0.204*** (14.57)	0.194*** (13.89)
htech		0.611*** (23.35)	0.604*** (23.26)
ope		-3.486*** (-6.25)	-2.907*** (-5.27)
curratio		-0.041*** (-6.90)	-0.037*** (-6.30)
roic		0.046*** (9.41)	0.043*** (8.87)
常数项	16.241*** (69.32)	13.444*** (41.50)	12.982*** (41.28)
控制时间/企业	是	是	是
样本量	10695	10695	10591
R ²	0.052	0.251	0.251

注:***、**、*分别表示回归系数在1%、5%、10%的显著性水平上显著,括号内为Z统计量,下表同。

2. 内生性分析

模型中解释变量与被解释变量若存在双向因果关系将导致内生性问题,而解释变量的内生性问题会导致回归结果有偏。一方面,对外直接投资行为倾向于发生在企业研发投入力度大的地区,即企业研发活动密集的地区对企业的研发投入在资金、政策等方面会提供较大的支持力度和产生更加积极的作用。与此同时,由于研发投入力度大的企业往往拥有更好的经营绩效,企业为了拓宽市场规模而进行对外直接投资的可能性也越高。另一方面,企业进行对外直接投资时,在与东道国的企业合作过程中,通过两国的产业协同合作、示范模仿、人才流动等促进本国企业的技术进步,进而导致企业加大研发投入力度。这导致了双向因果问题,即企业对外直接投资对研发投入的影响可能存在偏差。除此之外,本文选取的对外直接投资样本中部分企业某些年份不进行投资活动,可能存在因样本选择而导致的选择性偏误问题。为解决以上问题,使用两阶段最小二乘法(Two Stage Least Square, 2SLS),通过两阶段回归得到一致估计量,以确保回归结果的有效性,进一步缓解回归模型带来的内生性问题。尽管以往文献中企业对外直接投资与企业研发投入的内生性处理上更多地是采用对外直接投资的滞后期数作为工具变量^[37],但此处理方式在一定程度上仍然存在样本遗漏的问题。本文创新性地将东道国制度质量(eiq)作为企业对外直接投资的工具变量,以解决内生性问题。对该工具变量的合理性阐述如下:

首先,东道国制度质量与企业对外直接投资存在高度相关性。国际投资理论认为,企业对外直接投资倾向于流向制度质量好的国家。东道国制度质量越高,跨国公司更可能拥有稳定的发展环境,制度质量的提升往往意味着产权制度的完善,政府工作高效;相反,当企业面临制度环境质量较低的国家时,将会产生一系列的不确定性,如恶劣的营商环境、政府贪污腐败等问题。蒋冠宏和蒋殿春(2012)指出,东道国政府效率与监管质量越高,越有利于中国企业的投资行为^[38]。因此,上述两者具有高度相关性。

其次,东道国制度质量与企业研发投入并不直接相关。从指标维度来说,东道国制度质量衡量的是一个国家的制度质量,是国家层面的制度指标。企业研发投入衡量的是企业进行研发活动的力度,更多地受企业其他因素的影响,是微观企业层面的衡量指标。两者不具可比性与相关性,即东道国的制度质量并不直接影响企业研发投入。

本文选取了2010—2019年世界银行发布的世界治理指数(World Governance Indicators, WGI),该指数包括声音和问责制、政治稳定与暴力行为、政府效率、监管质量、法治环境、控制腐败力度六个指标。参考宗芳宇等^[39]、潘镇和金中坤^[40]的衡量方法,加总六个指标数值以衡量东道国制度质量。根据样本期间企业对外直接投资的情况,手动匹配并整理出企业所有海外子公司对应的东道国制度质量。考虑到一家企业在当年有多家分属于不同东道国的海外子公司的可能性,本文以企业当年在某一东道国海外分公司数量最多的情况作为东道国制度质量的主要参考对象。

表4为两阶段最小二乘法的估计结果,列(1)~(4)逐渐加入控制变量。从第一阶段的回归结果可得,eq与fdiadd显著负相关,Kleibergen-Paap的数值均大于弱工具变量检验在显著性水平为10%时对应的上限值16.38,并且对应工具变量识别不足的概率为0.00,拒绝工具变量与内生解释变量完全不相关的原假设。综上,选取东道国制度质量作为模型的工具变量具有一定的适用性。由第二阶段的回归结果可得,fdiadd的系数均在1%的显著性水平上为正,与基准回归结果类似,说明企业对外直接投资显著促进了研发投入。

3. 稳健性检验

以上实证分析呈现了不同融资程度下企业对外直接投资增量对研发投入的影响,本部分对上述结论进行稳健性检验,主要验证在不考虑高融资约束的情况下,企业研发投入对对外直接投资增量的回归系数是否依然显著为正,在考虑高融资约束的情况下交互项ofdiadd*highsa是否依然显著为负。首先,由于在总样本中存在企业不进行对外直接投资的情况,此时高融资约束下的交互项为ofdiadd1*highsa,因此剔除这些样

表4 工具变量回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	RD	RD	RD	RD
fdiadd	0.956*** (5.821)	1.105*** (5.513)	1.051*** (4.518)	1.093*** (4.505)
sa		0.184 (1.152)	0.149 (1.024)	0.241 (1.618)
outfin		-1.293*** (-3.938)	-1.287*** (-3.964)	-1.207*** (-3.872)
infin		0.019*** (6.679)	0.018*** (6.142)	0.020*** (5.721)
profit			0.031 (1.053)	0.050 (1.463)
subsidy			0.111* (1.934)	0.110** (2.184)
htech				0.766*** (10.350)
ope				-6.163*** (-3.856)
curreatio				0.110*** (3.348)
roic				0.028** (2.038)
常数项	17.018*** (66.245)	17.434*** (33.553)	15.465*** (15.257)	15.207*** (17.115)
第一阶段回归				
eiq	-0.203*** (-6.07)	-0.18*** (-5.68)	-0.16*** (-4.67)	-0.15*** (-4.63)
Kleibergen-Paap	36.81***	32.26***	21.85***	21.44***
控制时间/企业	是	是	是	是
样本量	19674	19674	19673	19673
R ²	0.02	0.02	0.02	0.02

注: Stock-Yogo 弱工具变量检验中显著性 10% 对应的 Kleibergen-Paap F 值的上限值为 16.38。

本再对模型进行回归。其次,考虑到企业年度新增海外子公司的数量为非负整数,此处对模型使用泊松分布回归。稳健性检验结果如表5所示,列(1)中 ofdiadd1 的回归系数在 5% 的显著性水平上为正,列(2)中交互项 ofdiadd1*highsa 的回归系数在 5% 的显著性水平上为负。在更换回归方法后结果见列(3)~(4),本节重点关注的系数与基准回归结果一致,因此上述结论稳健。

4. 异质性检验

(1) 企业所有制异质性分析

CMSAR 数据库中对上市公司的所有制方式进行了分类,本文将中央国有企业与地方国有企业记为国有企业,其余企业为非国有企业,并进行分组回归。分组回归结果如表6所示,其中,列(1)~(2)汇报了在不同所有制的企业中,不考虑高融资约束下企业对外直接投资增量对研发投入的影响情况。非国有企业中年度海外子公司每增加 1 个,企业的研发投入增长 2.7%。相对来说,在国有企业组别中,企业对外直接投资增量对研发投入的促进作用并不明显。一方面,国有企业在进行对外直接投资时出于政治制度与法律环境的考

表5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	缩小样本		泊松分布回归	
	RD	RD	RD	RD
ofdiadd			0.001*** (4.54)	-0.005** (-2.33)
ofdiadd1	0.007** (2.34)	-0.057* (-1.95)		
ofdiadd1*highsa		-0.018** (-2.27)		
ofdiadd*highsa				-0.002*** (-2.77)
highsa		-0.429*** (-7.03)		-0.013*** (-5.63)
sa	-0.164*** (-2.91)		-0.006** (-2.48)	
outfin	0.116*** (3.59)	0.151*** (5.40)	0.005*** (3.93)	0.005*** (3.61)
infin	0.011*** (7.70)	0.006*** (4.13)	0.001*** (10.54)	0.001*** (10.69)
profit	-0.049*** (-3.30)	-0.070*** (-4.54)	-0.002*** (-3.83)	-0.002*** (-4.14)
subsidy	0.221*** (10.10)	0.162*** (8.49)	0.012*** (14.47)	0.011*** (13.79)
htech	0.617*** (15.76)	0.566*** (14.40)	0.034*** (23.27)	0.033*** (23.18)
ope	-4.813*** (-6.37)	-4.618*** (-5.86)	-0.188*** (-6.07)	-0.156*** (-5.11)
curratio	-0.029*** (-3.23)	-0.033*** (-3.66)	-0.002*** (-6.93)	-0.002*** (-6.34)
roic	0.054*** (8.18)	0.058*** (8.19)	0.002*** (9.24)	0.002*** (8.72)
常数项	13.086*** (27.52)	13.559*** (37.58)	2.633*** (144.49)	2.608*** (147.11)
控制时间/个体	是	是	是	是
样本量	5081	5006	10695	10591
R ²	0.271	0.213		

量往往面临着更严苛的要求,而非国有企业对于海外子公司的区位选择受限不多,在一定程度上拥有较强的选择自由,进而企业的市场需求逐渐扩大,导致企业创新意愿强烈。另一方面,相比国有企业,非国有企业面对着更大的融资约束压力,企业对外直接投资所带来的利润更能吸引企业研发投入,从而为对外直接投资扩大企业规模与拓宽国际化市场奠定基础。列(3)~(4)则汇报了在面临高融资约束情况时,不同所有制的企业中,企业对外直接投资增量对研发投入的作用。结果表明,非国有企业随着融资约束的上升,企业对外直接投资增量对企业研发投入的影响下降,但在国有企业样本中回归系数并不显著。相较于国有企业来说,非国有企业由于自身实力相对薄弱,对融资约束更加敏感,高融资约束使得企业基于成本与风险的考虑调整投资策略,对于企业来说,企业研发投入本身就具有相当程度的高技术性与高风险性。

表6 企业所有制异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
	RD	RD	RD	RD
ofdiadd	0.018* (1.91)	0.027*** (5.39)	-0.088 (-0.67)	-0.104** (-2.32)
sa	0.925*** (10.08)	-0.688*** (-14.94)		
ofdiadd*highsa			-0.027 (-0.84)	-0.034*** (-2.83)
highsa			0.894*** (8.27)	-0.710*** (-15.83)
outfin	0.199*** (4.38)	0.118*** (6.67)	0.198*** (4.33)	0.116*** (6.33)
infin	0.005** (2.45)	0.003*** (3.14)	0.005** (2.34)	0.003*** (3.07)
profit	-0.093*** (-6.49)	-0.031*** (-2.74)	-0.092*** (-6.13)	-0.031*** (-2.71)
subsidy	0.166*** (7.42)	0.109*** (8.97)	0.164*** (7.34)	0.106*** (8.76)
htech	0.996*** (16.11)	0.444*** (16.50)	0.989*** (15.83)	0.442*** (16.43)
ope	-0.454 (-0.28)	-2.055*** (-3.66)	-0.606 (-0.37)	-1.850*** (-3.32)
curratio	-0.085*** (-4.77)	-0.035*** (-6.24)	-0.082*** (-4.62)	-0.035*** (-6.23)
roic	0.029** (2.32)	0.042*** (8.30)	0.030** (2.39)	0.041*** (8.07)
常数项	18.966*** (31.13)	13.295*** (55.98)	18.873*** (28.72)	13.251*** (56.44)
控制时间/企业	是	是	是	是
样本量	2775	7920	2712	7879
R ²	0.25	0.20	0.24	0.20

(2) 企业规模异质性分析

取企业的总资产自然对数来衡量企业规模,并且选取50%分位数以上的数据作为大规模组别,50%分位数以下的数据为小规模企业,再进行分组回归。回归结果如表7所示,列(1)~(2)表明小规模企业的对外直接投资增量在1%的显著性水平促进了企业的研发投入,但在大规模企业中并不显著。这是因为小规模企业在进行对外直接投资时更加亟须产品的创新与升级,如此才能在开拓国际市场的过程中更具有竞争力,而大规模企业往往较易获得政府支持,能在一定程度上缓解内部性资金紧张的局面,其对企业研发投入的敏感性不如非国有企业高。列(3)~(4)回归结果表明,在高融资约束情况下,大规模企业的对外直接投资增量对研发投入的负向影响程度更大。此时对于大规模企业来说,尽管更易获取政策支持,但运营成本更高,在面对高融资约束时,企业也会改变已有的投资活动与减少相应的研发投入。

表7 企业规模异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	大规模企业	小规模企业	大规模企业	小规模企业
	RD	RD	RD	RD
ofdiadd	0.009 (1.56)	0.023*** (4.46)	-0.130* (-1.87)	-0.068 (-1.43)
sa	0.450*** (6.93)	-0.360*** (-8.10)		
ofdiadd*highsa			-0.036** (-2.03)	-0.024* (-1.86)
highsa			0.320*** (4.50)	-0.349*** (-7.80)
outfin	0.019 (0.32)	0.089*** (4.61)	0.019 (0.34)	0.089*** (4.46)
infin	-0.001 (-0.44)	-0.000 (-0.40)	-0.001 (-0.42)	-0.000 (-0.48)
profit	-0.068*** (-5.59)	-0.043*** (-4.08)	-0.069*** (-5.38)	-0.043*** (-4.11)
subsidy	0.089*** (6.44)	0.098*** (9.52)	0.084*** (6.17)	0.097*** (9.42)
htech	0.737*** (16.66)	0.423*** (15.65)	0.729*** (16.43)	0.422*** (15.62)
ope	-4.618*** (-4.44)	0.065 (0.12)	-4.435*** (-4.23)	0.178 (0.32)
curratio	-0.056*** (-3.10)	0.002 (0.36)	-0.050*** (-2.78)	0.002 (0.33)
roic	0.053*** (6.34)	0.019*** (3.75)	0.052*** (6.20)	0.018*** (3.66)
常数项	18.799*** (50.75)	14.348*** (66.38)	18.336*** (47.70)	14.398*** (65.98)
控制时间/企业	是	是	是	是
样本量	4575	6120	4504	6087
R ²	0.13	0.12	0.12	0.12

(二) 对外直接投资增量与外部性融资的交互作用

当企业内部性融资不足以满足目前的资金需求时,企业在衡量成本收益时会进行外部性融资,从而达到企业利润最大化的目的。表8汇报了在模型中加入对外直接投资增量与外部性融资交互项的回归结果。不加入交互项的回归结果如列(1)所示,对外直接投资增量与外部性融资均在1%的显著性水平上促进了企业的研发投入。列(2)中对外直接投资增量与外部性融资交互项的回归系数显著为负,可知外部性融资负向调节对外直接投资增量对研发投入的促进作用。首先,企业通过外部性融资增加了研发活动资金,有助于促进企业的研发投入。其次,企业在进行对外直接投资与研发活动时对外部性融资更具依赖性,企业的外部性融资需求增加,外部性融资成本增加,进而使得企业收益下降,在此限制之下企业对外直接投资增量使得研发投入减少。列(3)是剔除了不进行对外直接投资的样本企业的回归结果,列(4)是使用零膨胀负二项分布回归的结果。列(3)的交互项 $fdiadd1*outfin$ 与列(4)的交互项 $fdiadd*outfin$ 均显著为负,说明上述结论依然稳健。基于此,H2得以验证。

表8 外部性融资的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	RD	RD	RD	RD
ofdiadd	0.020*** (4.69)	0.029*** (6.56)	0.026*** (5.87)	0.002*** (6.48)
ofdiadd*outfin		-0.011*** (-2.64)		-0.001*** (-2.58)
ofdiadd1*outfin			-0.003* (-1.92)	
outfin	0.077*** (3.48)			
profit	-0.025*** (-2.87)	-0.039*** (-4.46)	-0.059*** (-4.11)	-0.002*** (-4.42)
subsidy	0.210*** (14.81)	0.155*** (13.27)	0.179*** (9.21)	0.009*** (12.81)
htech	0.612*** (23.30)	0.590*** (22.36)	0.582*** (14.80)	0.032*** (22.25)
ope	-3.417*** (-6.19)	-3.957*** (-6.94)	-5.531*** (-7.16)	-0.212*** (-6.70)
curreatio	-0.043*** (-7.22)	-0.061*** (-10.46)	-0.049*** (-5.30)	-0.003*** (-10.32)
roic	0.049*** (9.84)	0.053*** (10.37)	0.063*** (8.97)	0.003*** (10.16)
常数项	13.875*** (45.54)	15.325*** (77.46)	15.045*** (45.40)	2.736*** (230.27)
控制时间/企业	是	是	是	是
样本量	10695	10695	5081	10695
R ²	0.242	0.185	0.206	

六、机制分析

本文首先实证分析了不同融资约束情况下,企业对外直接投资增量对研发投入的影响,其次探究了外部性融资约束在企业对外直接投资增量对研发投入影响中的调节作用。基于H3,为了验证企业对外直接投资存量是通过缓解内部性融资约束这一途径促使企业增加研发投入,本文采用温忠麟和叶宝娟(2014)推荐的中介效应检验程序^[41],运用因果逐步回归方法对企业对外直接投资存量与研发投入进行研究。第一,以企业的研发投入作为被解释变量,以企业对外直接投资存量作为解释变量,考察企业对外直接投资存量对企业研发投入的影响。第二,以内部性融资约束为中介变量,在第二步回归时以企业内部性融资约束为被解释变量,以企业对外直接投资存量为解释变量,考察企业对外直接投资存量是否与企业内部性融资约束存在相关关系。第三,在前面两步检验结果显著的前提下,控制企业内部性融资约束的间接效应,考察企业对外直接投资存量对企业研发投入的影响是否依然显著。据此,本文设定式(8)~(10)的中介效应检验模型:

$$RD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ofdisave_{i,t} + \alpha_2 con\ tr\ ols_{i,t} + \sigma_i + \tau_t + \varphi_{i,t} \quad (8)$$

$$\ln\ inf\ in_{i,t} = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 ofdisave_{i,t} + \varepsilon_2 con\ tr\ ols_{i,t} + \sigma_i + \tau_t + \varphi_{i,t} \quad (9)$$

$$RD_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 ofdisave_{i,t} + \theta_2 \ln\ inf\ in_{i,t} + \theta_3 con\ tr\ ols_{i,t} + \sigma_i + \tau_t + \varphi_{i,t} \quad (10)$$

式(8)~(10)中的 $RD_{i,t}$ 为企业的研发投入, $ofdisave_{i,t}$ 是企业对外直接投资存量, $con\ tr\ ols_{i,t}$ 是其他控制变

量的集合, σ_i 为企业固定效应, τ_i 为时间固定效应, φ_{it} 是误差项。本节重点关注式(8)~(10)中的回归系数 α_1 、 ε_1 、 θ_1 、 θ_2 , 若以上系数均显著说明内部性融资约束起部分中介效应作用。若 α_1 、 ε_1 、 θ_2 显著但 θ_1 不显著说明存在完全中介效应。

中介效应检验结果如表9所示,列(1)显示企业对外直接投资存量的回归系数在1%的显著性水平上为正,证明了两个核心变量之间存在的因果前提,因此可得到中介效应检验结果的存在性。列(2)内部性融资约束的回归系数显著为正,说明企业海外子公司的存量在一定程度上缓解了内部性融资约束。列(3)将企业对外直接投资存量、内部性融资约束一同纳入回归模型中,可知主要解释变量回归系数仍然显著为正,说明企业对外直接投资存量是通过缓解内部性融资约束这一途径促使企业增加研发投入,中介效应成立。进一步地,借鉴毛其淋和许家云(2014)^[9]提出的观点,即对外直接投资对企业研发投入存在持续期,在列(4)~(5)加入滞后一期与滞后二期的企业对外直接投资存量,并对内部性融资约束进行回归,结果表明内部性融资约束的回归系数逐渐增大,企业对外直接投资增量通过缓解内部性融资约束使得企业逐步加大研发投入。基于此,H3得以验证。

表9 中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RD	infin	RD	infin	infin
ofdisave	0.044*** (15.16)	0.168*** (6.47)	0.043*** (15.51)		
infin			0.004*** (4.31)		
L1ofdisave				0.373*** (18.70)	
L2ofdisave					0.375*** (16.71)
常数项	15.293*** (82.51)	-0.648 (-0.80)	15.301*** (82.91)	57.871*** (46.37)	59.866*** (56.81)
控制变量	是	是	是	是	是
控制时间/企业	是	是	是	是	是
样本量	10695	12825	10695	12379	10377
R ²	0.212	0.099	0.214	0.536	0.532

七、结论及政策建议

自实施“走出去”战略以来,中国对外直接投资实现了迅猛的增长,在全球的地位不断提升。在企业对外直接投资的成效研究中,企业对外直接投资与企业研发投入之间的作用关系已成为广大学者的关注重点。本文选取2010—2019年A股上市公司作为研究样本,根据上市公司海外关联公司的信息来衡量企业是否进行对外直接投资,并且以上市公司年度海外子公司、海外合营企业和海外联营企业总量与新增数量来衡量企业对外直接投资的存量和增量。其目的在于:(1)考察在面临高融资约束时,企业对外直接投资与企业研发投入之间的作用关系是否会发生变化。(2)将融资约束分为外部性融资约束与内部性融资约束,分别考察其发挥的调节作用与中介作用。

归纳起来,本文得出以下结论:(1)在不考虑高融资约束时,企业的对外直接投资通过国际化路径扩大了市场需求,促使研发投入增加。当企业面临高融资约束时,企业对外直接投资增量负向影响了企业的研发投入。通过缩小样本与更换回归方法的稳健性检验,上述结论仍然稳健。通过企业所有制与企业规模的

异质性分析可知,非国有企业与小规模企业在不考虑高融资约束时,企业的对外直接投资增量对研发投入的促进作用更强;非国有企业与大规模企业在面临高融资约束时,企业对外直接投资增量对研发投入的负向影响程度更大。(2)当企业内部性融资不足时,企业在衡量成本收益时会进行外部性融资。为了探究外部性融资在企业对外直接投资与研发投入之间的关系,在模型中加入对外直接投资增量与外部性融资交互项,结果表明,外部性融资负向调节对外直接投资增量对研发投入的促进作用。上述结论在缩小样本与使用零膨胀负二项分布回归之后依然稳健。(3)为了验证企业对外直接投资存量是通过缓解内部性融资约束这一途径促使企业增加研发投入,采用中介效应检验程序。结果表明,企业对外直接投资存量是通过缓解内部性融资约束这一途径促使企业增加研发投入,中介效应成立,并且企业增加研发投入具有持续性。(4)考虑到模型中企业对外直接投资与研发投入的内生性问题,选取东道国制度质量作为模型的工具变量,结果表明,与基准回归结果相似,企业对外直接投资显著促进了研发投入。

基于本文研究结论,提出以下政策建议:(1)国家要逐步完善企业对外直接投资相关战略的保障作用,着力化解企业对外直接投资面临的风险与障碍。(2)企业在面临高融资约束时,应考量企业发展方式,合理选择对外直接投资与研发投入的方式。(3)企业要重视对外直接投资带来的学习效应及其对内部性融资约束的缓解作用,探究企业对外直接投资活动与研发活动的投入力度。

注 释:

- ① 为了方便起见,本文混合使用“对外直接投资”与“OFDI”两种表述。
- ② 参见《2013年度中国对外直接投资统计公报》《2020年度中国对外直接投资统计公报》。
- ③ 参见《2020年全国科技经费投入统计公报》。

参考文献:

- [1] 王玉燕,林汉川,吕臣.全球价值链嵌入的技术进步效应——来自中国工业面板数据的经验研究[J].中国工业经济,2014,(9):65-77.
- [2] 洪俊杰,张宸妍.融资约束、金融财税政策和中国企业对外直接投资[J].国际经贸探索,2020,(1):53-70.
- [3] 宫旭红,任颀.融资约束、信贷支持与民营企业对外直接投资[J].产业经济研究,2017,(5):25-37.
- [4] Chang K.Technological Capabilities and Japanese Foreign Direct Investment in the United States[J].Review of Economics & Statistics,1991,73(3):401-413.
- [5] Potterie, B.V.,Lichtenberg, F. Does Foreign Direct Investment Transfer Technology across Borders? [J].Review of Economics and Statistics,2001,83(4):490-497.
- [6] 肖慧敏,刘辉煌.中国企业对外直接投资的学习效应研究[J].财经研究,2014,(4):42-55.
- [7] 齐亚伟.研发创新背景下中国企业对外直接投资的学习效应研究[J].国际贸易问题,2016,(2):111-121.
- [8] Chen V Z.,Jing L.,Shapiro D M. International Reverse Spillover Effects on Parent Firms: Evidences from Emerging-market MNEs in Developed Markets[J].European Management Journal,2012,30(3):204-218.
- [9] 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.
- [10] Stiebale J. Cross-border M&As and Innovative Activity of Acquiring and Target Firms[J]. Journal of International Economics, 2016,99:1-15.
- [11] 洗国明,明秀南.海外并购与企业创新[J].金融研究,2018,(8):159-175.
- [12] Francisco García,Byungchae Jin,Robert Salomon. Does Inward Foreign Direct Investment Improve the Innovative Performance of Local Firms?[J]. Research Policy,2013,42(1):231-244.
- [13] Anna Zorska. Knowledge Development and Transfer in Foreign Subsidiaries and Their Parent Transnational Corporations[J]. International Journal of Management and Economics,2013, 40(1):7-29.
- [14] Howell A, Lin J, Worack S. Going out to Innovate more at Home: Impacts of Outward Direct Investments on Chinese Firms' Domestic Innovation Performance[J]. China Economic Review,2020,60(1):1014-1041.

- [15] 杨连星,沈超海,殷德生.对外直接投资如何影响企业产出[J].世界经济,2019,(4):77-100.
- [16] Stiebale J. The Impact of Cross-border Mergers and Acquisitions on the Acquirers' R&D——Firm-level Evidence[J]. International Journal of Industrial Organization, 2013, 31(4):307-321.
- [17] 于立宏,苏晨.中国制造业跨国并购与绿地投资的创新溢出效应——基于中介效应和调节效应的微观机制[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2020,(5):94-109.
- [18] 杨世迪,刘亚军.中国对外直接投资能否提升区域绿色创新效率——基于知识产权保护视角[J].国际经贸探索,2021,(2):83-98.
- [19] 刘莉亚,何彦林,王照飞,程天笑.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.
- [20] Yan B, Zhang Y, Shen Y, Han J. Productivity, Financial Constraints and Outward Foreign Direct Investment: Firm-level evidence [J]. China Economic Review, 2018, 47:47-64.
- [21] Flora Bellone. Financial Constraints and Firm Export Behaviour[J]. World Economy, 2010, 33(3):347-373.
- [22] Maeseneire W D, Claeys T. SMEs, Foreign Direct Investment and Financial Constraints: The Case of Belgium[J]. International Business Review, 2012, 21(3):408-424.
- [23] Helpman E, Melitz M J, Yeaple S R. Export versus FDI with Heterogeneous Firms[J]. Marc Melitz, 2004, 94(1):300-316.
- [24] Buch C M, Kesternich I, Lipponer A. Financial Constraints and Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence[J]. Review of World Economics, 2014, 150(2):393-420.
- [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] 王碧珺,谭语嫣,余森杰,黄益平.融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资[J].世界经济,2015,(12):54-78.
- [27] 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.
- [28] Himmelberg C, Petersen B. R & D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in High-Tech Industries[J]. The Review of Economics and Statistics, 1994, 76(1):38-51.
- [29] Hsu P H, Xuan T, Yan X. Financial Development and Innovation: Cross-country Evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112(1):116-135.
- [30] Mulkay B, Hall B H, Mairesse J. Firm Level Investment and R&D in France and the United States: A Comparison[J]. Economics, 2001, 30(1):229-273.
- [31] Bond S, Harhoff D, Van Reenen J. Investment, R & D and Financial Constraints in Britain and Germany[J]. LSE Research Online, 2003, 53(7):245-274.
- [32] 周开国,卢允之,杨海生.融资约束、创新能力与企业协同创新[J].经济研究,2017,(7):94-108.
- [33] 张璇,刘贝贝,汪婷,李春涛.信贷寻租、融资约束与企业创新[J].经济研究,2017,(5):161-174.
- [34] Gorodnichenko Y, Schnitzer M. Financial Constraints and Innovation: Why Poor Countries Don't Catch up[J]. Journal of the European Economic Association, 2013, 11(5):1115-1152.
- [35] Steven M, Fazzari R, Hubbard G, Bruce C, Petersen. Financing Constraints and Corporate Investment [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988, (1):141-206.
- [36] 李思慧,于津平.对外直接投资与企业创新效率[J].国际贸易问题,2016,(12):28-38.
- [37] 王恕立,向姣姣.对外直接投资逆向技术溢出与全要素生产率:基于不同投资动机的经验分析[J].国际贸易问题,2014,(9):109-119.
- [38] 蒋冠宏,蒋殿春.中国对外投资的区位选择:基于投资引力模型的面板数据检验[J].世界经济,2012,(9):21-40.
- [39] 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.
- [40] 潘镇,金中坤.双边政治关系、东道国制度风险与中国对外直接投资[J].财贸经济,2015,(6):85-97.
- [41] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,(5):731-745.

(责任编辑:刘同清)