

OFDI的研发自选择效应及其异质性研究

——基于A股上市公司的经验证据

陈再齐, 郭子靖

(广东省社会科学院, 广东 广州 510610)

摘要:文章将内生增长函数引入 Helpman 的跨国公司异质性模型, 发现我国企业 OFDI 存在研发自选择效应。实证研究表明: 跨国公司相对本土企业具有更高研发投入, OFDI 强度与研发投入呈正相关关系; 内生性研究表明, 高研发投入企业倾向于自选择从事 OFDI, 但是 OFDI 并不能显著提高企业研发投入。异质性研究表明, OFDI 的研发自选择效应具有地区异质性、行业异质性和所有权异质性, 地区层面上, 东部地区自选择效应最低, 中部地区次之, 西部地区最高; 行业层面上, 非高技术行业企业研发自选择效应更高; 所有权层面上, 国有企业研发自选择效应高于非国有企业。

关键词: 对外直接投资; 自选择效应; 内生增长模型

中图分类号: F125; F832.51

文献标识码: A

文章编号: 1007-5097(2022)08-0097-11

The Self-selection Effect and Heterogeneity of OFDI: Empirical Evidence from A-share Listed Companies

CHEN Zaiqi, GUO Zijing

(Guangdong Academy of Social Sciences, Guangzhou 510610, China)

Abstract: This paper introduces the endogenous growth function into Helpman's multinational heterogeneity model, and finds that Chinese companies OFDI has the effect of R&D self-selection. Empirical research shows that multinational companies have higher R&D investment than local companies, and OFDI intensity is positively correlated with R&D investment; endogenous research shows that companies with high R&D investment tend to choose to engage in OFDI, but OFDI can not significantly improve their R&D investment. Heterogeneity research shows that OFDI's R&D self-selection effect has regional heterogeneity, industry heterogeneity, and ownership heterogeneity. At the regional level, the eastern region has the lowest self-selection effect, followed by the central region, and the western region has the highest self-selection effect; at the industry level, the R&D self-selection effect of non high-tech companies is lower than that of high-tech companies; at the ownership level, the self-selection effect of R&D of state-owned companies is higher than that of non-state-owned companies.

Key words: OFDI; self-selection effect; endogenous growth model

一、引言

世界正经历百年未有之大变局,我国正面临实现中华民族伟大复兴的战略全局。基于国内外环境的深刻变化,党的十九届五中全会明确提出要加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局^①。新发展格局下,我国企业如何充分利用国内外资源,提高自身竞争能力,进而促进国内国际资源的高效循环显得尤为关键。

在全球第六波对外直接投资浪潮推动下,我国 OFDI 快速发展。2020 年,我国 OFDI 流量达到

1 537 亿美元,跃升至世界第一^②。同时,我国跨国公司作为后来者,挑战了已经占据优势地位的跨国企业,在世界市场中逐渐占据一席之地(Mathews, 2002)^③。2021 年,我国世界 500 强企业数量首超美国达到 132 家,成为全球拥有世界 500 强企业最多的国家^④。针对我国跨国公司发展呈现出的全新特点,不同学者基于 OLI 范式和 LLL 范式展开了激烈的讨论。支持 OLI 范式的学者认为,我国跨国公司 OFDI 的先决条件是所有权优势,从资源基础论的角度来说,跨国公司需要更高的先期研发投入才

收稿日期: 2021-11-14

基金项目: 广东省社会科学规划重大基础理论研究项目“新发展格局下中国提升全球价值链主导权与企业国际化转型”(GD21ZDZLJ01)

作者简介: 陈再齐(1981—),男,湖南安化人,研究员,硕士生导师,博士,研究方向:经济地理学,跨国公司与国际投资;

郭子靖(1996—),男,山东东营人,硕士研究生,研究方向:政治经济学,国际贸易理论。

能进行国际生产;而支持LLL范式的学者则认为,企业成为跨国公司前不需要具备更高的先期研发投入,它们更多的是通过国际生产获取优势资源。我国跨国公司是否具备优势资源以及是否需要更多投入以获取优势资源,已经成为21世纪国际商务研究领域的重要议题(Mathews, 2006)^[2]。

为了研究我国企业跨国性质与优势资源间的相互关系,本文在兼顾我国跨国公司特殊性的基础上将研究聚焦于研发投入层面。研究主要围绕以下两个问题展开:①我国企业OFDI是否具有研发自选择效应?如果存在研发自选择效应,那么该效应是否具有地区异质性、行业异质性和所有权异质性?②究竟是研发投入更高的企业自我选择从事OFDI,还是OFDI促进了企业研发投入的增加?本文以我国上市公司OFDI为例,通过理论模型和实证分析对上述问题进行研究。

二、文献综述

(一)发达国家跨国公司的相关研究

所有权优势理论和内部化理论认为,企业从事OFDI的潜在可能与其专有的无形资产密切相关。一方面,相比有形资产,无形资产通常不会由于对外扩张而减小平均占用,企业更倾向于通过从事OFDI利用其无形资产(Rugman, 2010)^[3];另一方面,由于无形资产在外部市场定价困难,外部交易会产生产高额交易成本,企业倾向于通过内部市场交易减小市场失灵带来的耗散,导致拥有较多无形资产的企业从事OFDI的动机更强。知识资本和品牌效应是企业最重要的无形资产,实证研究中经常使用研发投入强度和广告投入强度作为无形资产的替代指标。Blonigen(2005)^[4]总结以往研究发现,21世纪前十年对发达国家跨国公司的实证分析几乎全部认为,OFDI强度与研发投入间存在正相关关系。对该实证结果的解释有两种观点:一种观点认为OFDI会促进企业提高研发投入;另一种观点认为高研发投入的企业会自我选择从事OFDI。

第一种观点的支持者认为,OFDI会促进企业提高研发投入。Higon和Antolin(2012)^[5]对英国的跨国公司、在英国的外国子公司以及英国本土企业进行了比较研究,发现英国跨国公司和外国子公司都比本土企业的研发投入高得多(平均是15倍和4倍),他对这种现象的解释是跨国公司相比本土企业具有更高创新能力以及更好的激励制度,得以弥补研发活动的成本。Castellani(2017)^[6]等通过使

用外国子公司股权占比以及对外直接投资国家数作为OFDI强度和广度的衡量指标,对占据了世界90%以上研发支出的2000多家顶级研发公司的研究发现,企业的跨国性质增加了研发投资的动机,OFDI广度和强度与研发投入具有显著的正相关关系,且OFDI广度对研发投入的影响更加积极,OFDI对企业生产率的影响主要通过研发投入和技术升级来完成。

第二种观点的支持者认为,企业进入国际市场前存在自选择现象,进入市场前的自我选择导致跨国公司与本土企业存在生产率、研发投入等诸多层面的异质性。生产率异质性的研究最早可以追溯到Helpman提出的跨国公司异质性模型(HMY模型)。HMY模型概括了影响企业OFDI的事前选择因素,认为高生产率的企业更有能力从事OFDI(Helpman, et al. 2004)^[7]。此后,不少学者对OFDI生产率门槛进行了探讨。Wagner(2016)^[8]通过研究33个国家的45项实证数据指出,高生产率企业会自我选择进入国际市场,而进入国际市场并不会对企业的生产率带来显著影响。Gattai和Sal(2016)^[9]认为,只通过生产率衡量企业异质性具有一定的局限性,将创新能力等要素纳入异质性的研究范畴已成为重要的研究趋势。多数研究认为,跨国公司相比本土企业具有更高前期研发投入。Hitt(1997)^[10]的研究表明,OFDI与研发投入呈正相关关系,研发投入会促进产品多样化,产品多样化会进一步增加企业OFDI倾向。Caldera(2010)^[11]通过对西班牙企业级别面板数据的回归发现,企业OFDI行为受创新能力的影响,且产品创新比工艺创新对OFDI的影响程度更大。Pires(2014)^[12]认为,研发投入高的企业更倾向于自选择进入国际市场,研发的领导者相比研发追随者更具有国际市场上的竞争力。

(二)我国跨国公司的相关研究

国内学者对OFDI与研发投入间关系的研究主要分为两类:一类研究将两者间的关系解释为研发投入对OFDI的事前选择;另一类研究将两者间的关系解释为OFDI对研发投入的事后影响。

大部分聚焦于事前选择的研究支持了Helpman的观点,认为全要素生产率是企业从事OFDI的前提。而研发投入是全要素生产率的重要源泉,所以研发投入对OFDI具有事前选择效应(张双兰,和孙慧, 2019)^[13]。田巍和余森杰(2012)^[14]对制造

业企业的研究发现,我国跨国公司OFDI存在生产率门槛,跨国公司相比本土企业具有更多劳动力、更多资本和更高的全要素生产率,但两者之间的差异会随时间推移逐渐减小;韩剑(2015)^[15]的研究支持了上述观点,并进一步区分水平型OFDI和垂直型OFDI,认为水平型OFDI的生产率门槛更高;高波阳等(2019)^[16]认为,企业的创新产出显著影响其OFDI决策;张双兰和孙慧(2019)^[17]认为,制造业企业研发投入对OFDI具有正向作用,经过二阶段最小二乘法检验后模型结果依然稳健。

关于OFDI对研发投入事后影响的研究尚未达成共识,主要观点认为OFDI对研发投入有正向作用、负向作用、“倒U”型作用和不显著作用^[17-20],不同的实证结果主要是由于模型选取及研究对象的差异所造成(蒋冠宏,2017)^[19]。通过对工业企业海外并购的研究发现,OFDI对企业生产率、研发投入均具有正向作用。陈岩和郭文博(2019)^[21]通过对我国信息技术产业跨国并购的实证研究发现,企业OFDI行为存在生产率、规模等层面的自选择效应,而跨国并购会降低企业的研发投入,对此可能的解释是,我国跨国公司倾向于将跨国并购获得的战略资产直接套利,故跨国并购对企业的研发活动存在挤出效应。周立新和靳丽遥(2018)^[22]研究认为,家族企业OFDI强度对研发活动具有负向影响,而OFDI的国家数量对研发活动具有正向影响。

(三)本文的创新

国内外现有文献较多聚焦于OFDI对企业自主创新的影响,而将创新作为企业进入国际市场事前因素的研究较少(潘清泉等,2015)^[23]。自Helpman等(2004)^[7]提出跨国公司异质性模型以来(Helpman, et al.2004)^[7],大量OFDI事前决定因素的研究集中在生产率的测算和比对上,虽然从微观角度来看,学术界普遍将企业自主创新作为全要素生产率的重要来源(Rugman,2010)^[3],但OFDI是否需要更高的研发投入仍需要进一步的研究和论证,将企业异质性的关注焦点转向知识资本等无形资产已成为国内外实证研究的趋势(Gattai和Sali,2016)^[9]。

已有文献较多关注OFDI对研发行为的影响,较少关注研发行为对OFDI的影响;较为注重绩效层面,对投入层面的关注不足(潘清泉等,2015)^[23]。本文的创新之处在于:①依据我国跨国公司发展特

点改进HMY模型,将研发投入作为企业异质性的研究重点,丰富了OFDI异质性研究的视角。②我国企业存在明显的特殊性,本文在进行异质性研究时将区域异质性和所有权异质性纳入其中。③通过PSM倾向得分匹配法将企业首次从事OFDI的事前影响与事后影响区分,克服了自选择偏差,较好地解决了双向因果效应和内生性问题。

三、理论模型

借鉴Helpman等(2004)^[7]的HMY模型,假设有 N 个国家,第一个国家为本国。生产部门有 h^* 个,最后一个部门生产同质性产品,第 h 个部门($0 < h < h^*$)生产异质性产品,异质性产品的需求偏好满足CES形式,设不变替代弹性为 ε 。则1国国内企业第 h ($0 < h < h^*$)个行业的需求函数为:

$$Q_{h1} = AP_{h1}^{-\varepsilon} \quad (1)$$

其中: P_{h1} 为1国(国内生产)的产品价格; Q_{h1} 为1国(国内生产)的产品产量; A 根据外生供给水平决定。由于Helpman等的研究重点在低价劳动力寻求型OFDI,因而使用了最简单的生产函数 $Q = aL$,而我国跨国公司投资动机与发达国家跨国公司有很大不同,该生产函数 $Q = aL$ 适用性不强。本文采用罗默的内生增长理论的生产函数,更符合以技术、品牌寻求为主的我国跨国公司的OFDI。其中第一个国家第 h 个行业本土企业的生产函数为:

$$Q_{h1} = K_{h1}^\alpha L_{h1}^\beta H_{h1}^\gamma \quad (2)$$

其中: K_{h1} 为企业在1国生产(国内生产)的资本投入; L_{h1} 为国内生产的劳动力投入; H_{h1} 为国内生产的研发投入。则本土企业的利润函数为:

$$\pi_{h1}^D = P_{h1}Q_{h1} - \omega_{h1}L_{h1} - \theta_{h1}K_{h1} - f_D \quad (3)$$

其中: π_{h1}^D 为第 h 个行业国内生产的利润; f_D 为本土生产需要克服的固定成本; $P_{h1}Q_{h1}$ 为国内生产总收益; ω_{h1} 为国内工资水平; θ_{h1} 为国内资本价格; $\omega_{h1}L_{h1} + \theta_{h1}K_{h1} + f_D$ 为国内生产总成本。

联立(1)(2)(3),得出企业利润最大化时应满足:

$$\frac{K_{h1}}{L_{h1}} = \frac{\alpha \omega_{h1}}{\beta \theta_{h1}}$$

$$Q_{h1} = \left[\frac{\omega_{h1} A^\varepsilon}{\beta(\varepsilon + 1)} L_{h1} \right]^{\frac{1}{\varepsilon + 1}}$$

其中, α, β, γ 为资本、劳动和知识的要素产出弹性, $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。假定同行业不同企业的要素

产出弹性相同,则有:

$$L_{h1} = \left[\frac{(\varepsilon + 1)\beta \left(\frac{\alpha\omega_{h1}}{\beta\theta_{h1}}\right)^{\alpha\varepsilon + \alpha} H_{h1}^{\gamma\varepsilon + \gamma}}{A^\varepsilon \omega_{h1}} \right]^{\frac{1}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}}$$

将只由行业和本国资本价格 θ_{h1} 决定的 B_h 提出

后得到: $L_{h1} = B_h \omega_{h1}^{\frac{\alpha\varepsilon + \alpha - 1}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} H_{h1}^{\frac{\gamma\varepsilon + \gamma}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}}$,其中:

$$B_h = \left[\frac{(\varepsilon + 1)\alpha^{\alpha\varepsilon + \alpha}}{\beta^{\alpha\varepsilon + \alpha - 1} \theta_{h1}^{\alpha\varepsilon + \alpha} A^\varepsilon} \right]^{\frac{1}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}}$$

企业最大利润为0的临界条件满足:

$$f_D = \frac{\omega_{h1}(\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon)}{\beta(\varepsilon + 1)} L_{h1}$$

$$H_{h1}^{\frac{\gamma\varepsilon + \gamma}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} = \frac{f_D \omega_{h1}^{\frac{\beta\varepsilon + \beta}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} (\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon)}{B_h \beta(\varepsilon + 1)}$$

OFDI的需求函数为:

$$Q_{h2} = AP_{h2}^{-\varepsilon} \quad (4)$$

其中: P_{h2} 为在2国(OFDI)投资时的产品价格; Q_{h2} 为OFDI时企业的产量; A 根据外生供给水平决定。

则OFDI企业的生产函数为:

$$Q_{h2} = K_{h2}^\alpha L_{h2}^\beta H_{h2}^\gamma \quad (5)$$

其中: K_{h2} 为企业在2国生产(OFDI)投入的资本; L_{h2} 为OFDI的劳动力投入; H_{h2} 为OFDI的研发投入。

$$\pi_{h2}^1 = P_{h2} Q_{h2} - \omega_{h2} L_{h2} - \theta_{h1} K_{h2} - f_1 \quad (6)$$

其中:对于从事OFDI的企业,首先确定研究样本为国内上市公司,融资方式为国内融资,资本价格与本土企业相同,都为 θ_{h1} ; ω_{h2} 为东道国工资水平; π_{h2}^D 为第 h 个行业OFDI时的企业利润; f_1 为OFDI需要克服的固定成本; $P_{h2} Q_{h2}$ 为OFDI的总收益; $\omega_{h2} L_{h2} + \theta_{h1} K_{h2} + f_1$ 为OFDI的总成本。

企业利润最大化时满足如下条件:

$$\frac{K_{h2}}{L_{h2}} = \frac{\alpha \omega_{h2}}{\beta \theta_{h1}}$$

$$L_{h1} = \left[\frac{(\varepsilon + 1)\beta \left(\frac{\alpha\omega_{h2}}{\beta\theta_{h1}}\right)^{\alpha\varepsilon + \alpha} H_{h2}^{\gamma\varepsilon + \gamma}}{A^\varepsilon \omega_{h2}} \right]^{\frac{1}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} =$$

$$B_h \omega_{h2}^{\frac{\alpha\varepsilon + \alpha - 1}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} H_{h2}^{\frac{\gamma\varepsilon + \gamma}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}}$$

$$Q_{h2} = \left(\frac{\omega_{h2} A^\varepsilon}{\beta(\varepsilon + 1)} L_{h2} \right)^{\frac{1}{\varepsilon + 1}}$$

最大利润为0时满足:

$$f_1 = \frac{\omega_{h2}(\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon)}{\beta(\varepsilon + 1)} L_{h2}$$

$$H_{h2}^{\frac{\gamma\varepsilon + \gamma}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} = \frac{f_1 \omega_{h2}^{\frac{\beta\varepsilon + \beta}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} (\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon)}{B_h \beta(\varepsilon + 1)}$$

由于我国人均工资较发达国家跨国公司低,市场寻求型OFDI和技术寻求型OFDI较多,不同于Helpman投资国工资水平高于东道国的假定,本文假设投资国具有更高工资水平, $\omega_{h2} > \omega_{h1}$ 。由上述推导可知,跨国公司最大利润为0的临界点处企业

研发投入满足 $H_{h2}^{\frac{\gamma\varepsilon + \gamma}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} = \frac{f_1 \omega_{h2}^{\frac{\beta\varepsilon + \beta}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} (\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon)}{B_h \beta(\varepsilon + 1)}$,小

于该值的企业将退出市场;而本土企业的临界点则

是在 $H_{h1}^{\frac{\gamma\varepsilon + \gamma}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} = \frac{f_D \omega_{h1}^{\frac{\beta\varepsilon + \beta}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} (\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon)}{B_h \beta(\varepsilon + 1)}$ 处。OFDI相

比国内生产的固定成本更高,工资水平更高。由此可得,跨国公司相比本土企业具有更高研发自选择效应。

四、假设提出

根据改进HMY模型的研究结果,OFDI企业需要充足的研发投入来克服国际生产带来的额外成本。在资本投入、劳动力投入和研发投入给定的情况下,一个刚好有能力在国内市场中生存的企业(只从事国内生产且最大利润为0),从事OFDI的最大利润小于0。当该企业提高研发投入时,国内生产和OFDI的利润都会提高,继续提高研发投入直到

研发投入 H_h 满足 $H_h^{\frac{\gamma\varepsilon + \gamma}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} > \frac{f_1 \omega_{h2}^{\frac{\beta\varepsilon + \beta}{\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon}} (\gamma\varepsilon + \gamma - \varepsilon)}{B_h \beta(\varepsilon + 1)}$

时,OFDI的最大利润大于0,企业具备了从事OFDI的能力。这时只要东道国具备区位优势,满足从事OFDI的动机,OFDI就会发生。

综上可知,研发投入对OFDI具有先期影响,高研发投入的企业自我选择从事OFDI的概率更大。因此,本文提出假设1。

H1:具有研发优势的企业更倾向于从事OFDI。

由于我国地区发展存在明显差异,OFDI的自选择效应与企业所处地区有关,东部地区企业具有更好的地理位置,海外生产运输成本较中西部地区企业更低,获取具有海外生产经验、海外管理经验的人才更容易,克服国际生产的运输和交易成本的能力更强。现有研究已经证明东部企业具有更低的生产率门槛,从事OFDI相对容易(高波阳等,

2019)^[16]。除此之外,东部地区配套产业发展水平更高、市场更大、科技成果转化能力更强,通过OFDI获取逆向溢出更为容易(李梅和柳士昌,2012)^[24]。综上所述,东部企业克服OFDI的额外成本所需的研发投入更少。因此,本文提出假设1a。

H1a:东部跨国公司相比中西部跨国公司研发自选择效应更小。

由改进后的HMY模型可知,OFDI的研发自选择效应与企业所处行业有关。高技术行业研发活动密集、资本投入密集,更可能具备OFDI的能力(董屹宇和郭泽光,2021;朱有为和徐康宁,2007)^[25-26]。高技术行业受到更多的产业政策支持且本身具有较高知识资本存量,克服国际生产额外成本的能力更强。同时高技术行业企业需要与国际市场接轨,存在更多的“天生全球型跨国公司”,从逆向技术溢出中获取收益的能力和动机都要更强(Mathews,2006)^[2]。

综上所述,高技术行业企业克服OFDI额外成本所需的研发投入更小。因此,本文提出假设1b。

H1b:高技术行业跨国公司相比非高技术行业跨国公司研发自选择效应更小。

国有企业与私营企业间存在决策差异,私营企业通常只需要考虑利润,而国有企业除需考虑利润外,还需要考虑国家利益,国有企业走出去的决策可能更为谨慎。私营企业相比国有企业对相关政策的要求更低(高波阳等,2019)^[16]。此外,国有企业在资本主义国家的投资会受到更多的限制和监管,与发达国家间的意识形态差异也会对国有企业OFDI的决策产生影响。基于上述分析,本文提出假设1c。

H1c:国有跨国公司相比非国有跨国公司研发自选择效应更大。

五、变量及数据来源

本文选取2014—2020年沪深A股非银行、非金融上市公司的年报数据,剔除以下五类企业:①ST股上市公司;②截至2020年末,实际控制人非中国国籍或实际控制者为外资企业的上市公司;③资产负债率大于1的公司;④数据存在严重缺失的公司;⑤研究期内OFDI活动不连续的公司,这类企业研究期内出售海外资产或者财务数据不全。筛选后,得到3207个上市公司7年($n=3207, t=7$)的面板数据。

(一)被解释变量

为研究研发投入对OFDI的事前影响,使用下述两个变量对企业OFDI行为进行衡量:

(1)是否从事OFDI(TRAN)。根据Mathews(2006)^[2]的定义,从事OFDI并在两个或两个以上国家控制增值活动的企业为跨国公司,其余企业为本土企业。本文将成立期至研究期期末(2020年)具有海外子公司并在研究期当年海外业务收入大于0的企业定义为1(跨国公司),其余企业定义为0(本土企业)。该变量为虚拟变量。

(2)OFDI强度(FSTS)。对OFDI强度的衡量标准一般有海外资产占总资产的比重(FATA)、海外雇员占总雇员的比重(FETE)、海外销售收入占总销售收入的比重(FSTS)以及三者的算数平均值(TNI),已有研究表明三者熵指数高度相关(杨忠,2009)^[27]。本文借鉴潘清泉(2015)^[23]的做法,使用海外销售收入占总销售收入的比重(FSTS)衡量企业OFDI强度,作为被解释变量。

(二)解释变量和控制变量

1. 解释变量

本文解释变量为研发投入,主要采用研发年投入、研发人员投入和研发资金存量来衡量企业研发投入。其中,研发资金存量衡量企业的累积研发投入,而研发年投入则侧重于衡量当年的研发投入。

(1)研发年投入(R&D invest)。本文选取上市公司年报公布的研发投入取自然对数作为资金投入变量。

(2)研发资金存量(R&D pim)。借鉴朱有为和徐康宁(2007)^[26]的研究,本文使用PIM永续盘存法测算上市公司研发资金存量。

(3)研发人员投入(R&D labor)。本文以技术人员占企业总劳动力的比重衡量研发人员投入,该变量作为先进投入的代理变量得到了诸多研究的支持(Marceal et al,2015)^[28]。

2. 控制变量

本文设置的控制变量如下:

(1)人均工资水平(WAGE)。根据要素市场均衡理论,人均工资水平反映了劳动力的技能情况,高人力资本的企业会支付更高水平的人均工资,该变量与企业研发人员投入具有密切关系。参照Marcela等(2015)^[28]的研究,本文将上市公司披露的人均年薪取自然对数作为控制变量。

(2)企业人员规模(LABOR)。企业规模与企业海外投资行为、研发投入行为密切相关。国内外研究对企业规模控制变量的选取分为人员规模和资产规模,企业人员规模采用上市公司 t 年年末财

务报表的员工总数取自然对数来衡量。

(3)企业资产规模(ASSET)。本文采取上市公司年报数据的总资产取自然对数加以衡量。

(4)企业资本结构(CAP_COMP)。企业技术能力属于无形资产,与固定资产共同构成企业总资产。企业资本结构与企业研发人员投入、资本投入具有直接联系。参照韩剑(2015)^[15]的做法,本文以固定资产净值与企业总资产的比重加以衡量。

以上数据主要来源于Wind数据库和国泰安数

据库上市公司年度财务报表;区分跨国企业与本土企业的虚拟变量(OFDI)主要根据国泰安数据库上市公司海外子公司情况、Wind数据库海外业务收入数据来衡量;处理海外子公司情况时,去除上市地点为中国香港、中国澳门、中国台湾地区的子公司数据,同时去除开曼群岛、百慕大、英属维京群岛等避税天堂的数据。符合条件的A股上市公司中跨国公司1438个,约占总样本的44.84%(截至2020年末披露的数据)。

表1 被解释变量、解释变量描述性统计

变量	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max
Fsts	22 267	0.140	0.222	0.000	1.000
Cap_comp	20 591	0.208	0.160	0.000	0.954
Asset	22 269	8.198	1.443	1.902	14.821
Labor	22 216	7.561	1.303	2.398	13.189
Wage	20 666	11.681	0.487	2.019	14.893
R&D invest	20 158	3.866	1.548	0.000	10.147
R&D pim	22 428	3.593	2.252	0.000	11.105
R&D labor	20 611	21.518	18.568	0.000	99.120

六、实证设计

(一)OFDI与研发投入相关关系研究

借鉴Cragg(1971)^[29]的研究思路,可以将企业OFDI决策划分为两个阶段,第一阶段决定投资与否,第二阶段决定投资规模。这时可以用一个二元虚拟变量(TRAN)描述企业第一阶段的决策行为。潜在投资收益大于0(即FSTS* > 0)的企业会积极从事国际OFDI(TRAN = 1),而潜在收益小于0(即FSTS* ≤ 0)的企业不会从事OFDI(TRAN = 0)。面板数据下,是否跨国投资的决策依个体和时间而变,这时可以用二值选择模型刻画企业的投资行为:FSTS_{it}* = x_{it}'β + ξ_i + ε_{it}。行列式x_{it}中,第一个元素x_{it}为企业t期的研发投入,其余元素x_{it}(i>1)为控制变量;ξ_i为个体固定效应;ε_{it}为误差扰动项。

x_{it}'、ξ_i、β给定情况下TRAN的条件分布函数为:

$$\begin{aligned}
 F(x_{it}'\beta + \xi_i) &= P(\text{TRAN} = 1|x_{it}, \beta, \xi_i) = \\
 &P(\text{FSTS}^* > 0|x_{it}, \beta, \xi_i) = \\
 &P(x_{it}\beta + \xi_i + \varepsilon_{it} > 0|x_{it}, \beta, \xi_i) = \\
 &P(\varepsilon_{it} > -x_{it}\beta - \xi_i|x_{it}, \beta, \xi_i) = \\
 &P(\varepsilon_{it} < x_{it}\beta + \xi_i|x_{it}, \beta, \xi_i)
 \end{aligned}$$

ε_{it}满足Logit分布时,TRAN的分布函数满足:

$$P(\text{TRAN} = 1|x_{it}, \beta, \xi_i) =$$

$$P(\varepsilon_{it} < x_{it}\beta + \xi_i|x_{it}, \beta, \xi_i) = \frac{e^{x_{it}\beta + \xi_i}}{1 + e^{x_{it}\beta + \xi_i}}$$

行列式x_{it}中,第一个元素x_{it}为企业t期的研发投入,其余元素x_{it}(i > 1)为控制变量。

(二)OFDI强度与研发投入相关关系研究

在研究影响企业OFDI战略的因素时,需要将OFDI强度作为被解释变量,不可避免地面临被解释变量受限的问题。而以归并数据为样本时,无论只回归跨国公司还是对所有企业进行回归,OLS估计均无法得到一致估计。Tobin(1958)^[30]提出使用最大似然估计法估计此类问题,形成了解决归并数据作为被解释变量的Type I Tobit模型。

依照世界银行的衡量标准,本文使用海外业务收入占总业务收入的比重作为被解释变量衡量企业的OFDI强度(FSTS)。引入潜变量FSTS*,用来描述企业参与国际OFDI将会获得的潜在海外收入与其潜在总收入之比。当企业潜在海外收入大于0,即FSTS* > 0时,FSTS = FSTS*,这时不可观测的潜变量与实际观测值相等;当企业的潜在海外收入小于等于0,即FSTS* ≤ 0时,企业不会从事OFDI,这时观测值为0,即FSTS = 0。

$$FSTS = \begin{cases} FSTS^*, FSTS^* > 0; \\ 0, FSTS^* \leq 0 \end{cases}$$

其中, $FSTS_{it}^* = x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$ 。行列式 x_{it} 中, 第一个元素 x_{it} 为企业 t 期的研发投入, 其余元素 $x_{it}(i > 1)$ 为控制变量; ε_{it} 为扰动项。

对于 $FSTS_{it}^* > 0$ 的样本, 扰动项 ε_{it} 符合 0 期望正态分布, OLS 回归会出现扰动项与解释变量相关的情况, $x'_{it}\beta$ 的期望与 $FSTS_{it}$ 的条件期望之间的差距不会随样本量趋近于无穷而趋近于 0。具体推导如下:

$$\begin{aligned} E(FSTS_{it}|x_{it}; FSTS_{it} > 0) &= \\ E(FSTS_{it}^*|x_{it}; FSTS_{it}^* > 0) &= \\ E(x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}|x_{it}; FSTS_{it}^* > 0) &= \\ x'_{it}\beta + E(\varepsilon_{it}|x_{it}; x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} > 0) &= \\ x'_{it}\beta + E(\varepsilon_{it}|x_{it}; \varepsilon_{it} > -x'_{it}\beta) &= \\ x'_{it}\beta + \sigma\lambda(-x'_{it}\beta/\sigma) \end{aligned}$$

使用 OFDI 强度大于 0 的跨国公司样本进行 OLS 回归时, 会忽视非线性项 $\sigma\lambda(-x'_{it}\beta/\sigma)$ 导致扰动项与解释变量相关, 研究结果有偏差。而将全样本的 OFDI 强度直接作为被解释变量依然存在问题:

$$\begin{aligned} E(FSTS_{it}|x_{it}) &= 0 \times P(FSTS_{it} = 0|x_{it}) + \\ E(FSTS_{it}|x_{it}; FSTS_{it} > 0) \times P(FSTS_{it} > 0|x_{it}) &= \\ E(FSTS_{it}|x_{it}; FSTS_{it} > 0) \times P(FSTS_{it} > 0|x_{it}) \end{aligned}$$

其中:

$$\begin{aligned} P(FSTS_{it} > 0|x_{it}) &= P(FSTS_{it}^* > 0|x_{it}) = \\ P(x_{it}\beta + \varepsilon_{it} > 0|x_{it}) &= P(\varepsilon_{it} > -x'_{it}\beta|x_{it}) = \\ P\left(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma} > \frac{-x'_{it}\beta}{\sigma}|x_{it}\right) &= 1 - \Phi\left(\frac{-x'_{it}\beta}{\sigma}\right) = \\ \Phi\left(\frac{x'_{it}\beta}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

因此, $E(FSTS_{it}|x_{it}) = E(FSTS_{it}|x_{it}; FSTS_{it} > 0) \times P(FSTS_{it} > 0|x_{it}) = \Phi(x'_{it}\beta/\sigma) [x'_{it}\beta + \sigma\lambda(-x'_{it}\beta/\sigma)]$, $FSTS$ 的条件期望是 x_{it} 的非线性函数, 使用 OLS 对整体样本进行线性回归会导致 x_{it} 的非线性项纳入扰动项中, 造成不一致的估计。

Type I Tobit 模型使用 MLE (最大似然估计法) 估计此类问题, $FSTS$ 混合分布的概率密度函数满足:

$$f(FSTS_{it}|x_{it}) = \begin{cases} 1 - \Phi(x'_{it}\beta/\sigma), & FSTS_{it} = 0; \\ \frac{\Phi(FSTS_{it} - x'_{it}\beta/\sigma)}{\sigma}, & FSTS_{it} > 0 \end{cases}$$

其中: x_{it} 为企业 t 期的研发投入; $x_{it}(i > 1)$ 为控制变量。

这时可以解决估计系数不一致的问题。

表 2 上市公司 OFDI 强度与研发投入相关关系实证结果

变量	Type I Tobit 模型			Logit 固定效应模型		
	Fsts	Fsts	Fsts	Tran	Tran	Tran
R&Dinvest	0.015*** (0.002)			0.353*** (0.094)		
R&Dpim		0.006*** (0.001)			0.569*** (0.130)	
R&Dlabor			-0.001*** (0.000)			0.007*** (0.008)
Wage	0.068*** (0.004)	0.069*** (0.004)	0.081*** (0.004)	2.127*** (0.327)	1.718*** (0.281)	2.237*** (0.277)
Labor	0.071*** (0.004)	0.084*** (0.004)	0.086*** (0.004)	0.972*** (0.284)	1.202*** (0.246)	1.406*** (0.253)
Asset	-0.052*** (0.003)	-0.049*** (0.003)	-0.045*** (0.003)	1.074*** (0.258)	1.354*** (0.240)	1.546*** (0.241)
Cap_comp	0.011 (0.015)	0.022 (0.014)	0.018 (0.015)	-0.098 (1.102)	0.098 (1.051)	0.301 (1.064)
_Cons	-0.944*** (0.055)	-1.081*** (0.055)	-1.234*** (0.049)			
LR_tes/Haus-man_test	Prob >= chibar2 = 0.000	Prob >= chibar2 = 0.000	Prob >= chibar2 = 0.000	Prob >= chibar2 = 0.000	Prob >= chibar2 = 0.000	Prob >= chibar2 = 0.000

七、实证结果

采取 Tobit 模型分别以研发年投入、总研发投

入存量、研发人员占比作为核心解释变量研究企业研发投入对 OFDI 强度的影响。结果显示, 上市公

司年研发投入、总投入存量与OFDI强度呈现显著正向相关关系, Tobit模型的似然比检验(LR检验)通过, 支持最大似然估计模型设定正确, OFDI强度与研发投入存在正相关关系。采取面板Logit模型研究核心解释变量对企业是否参与OFDI的影响, 其Hausman检验结果显著, 支持个体固定效应模型优于随机效应模型。

Type I Tobit模型和Logit固定效应模型的研究结果表明, 企业当期研发投入对当期海外收入占比具有更高影响, 而研发投入存量对企业是否从事海外直接投资具有更高影响。研究结果表明, 企业是否从事OFDI与其长期积累的研发存量密切相关, 而一定时间内的OFDI强度则受该段时间内研发投入的影响更大。

综上所述, 跨国公司相比本土企业具有更高研发投入, 且高OFDI强度的企业, 研发投入也更高。但OFDI与研发间的正向关系可以解释为事前选择

和事后影响, 为了验证H1, 需要进一步对内生性问题进行处理。

(一) 内生性处理

为了对内生性问题进行研究, 本文采用PSM倾向得分匹配法将研究期前两年(2014年、2015年)首次参与OFDI的企业与本土企业进行对比, 所选协变量与表2主回归模型相同。首次参与OFDI年份的数据来源于商务部《境外投资企业(机构)名录》中1989—2015年的数据。将《境外投资企业(机构)名录》与国泰安数据库中上市公司子公司名称进行匹配, 匹配后在2014年首次从事OFDI的A股上市公司有74家, 数据完全的实验组有50家; 2015年首次OFDI的上市公司有284家, 数据完全的实验组有240家。对实验组首次从事OFDI的企业和对照组本土企业进行一对一近邻匹配, 匹配结果见表3和表4所列。

表3 2014年企业首次OFDI事前选择因素

匹配指标	配对前			配对后			实验组	对照组	匹配对照组
	2014年首次OFDI	本土企业	概率值	2014年首次OFDI	本土企业	概率值			
ASSET	8.347	7.806	0.001	8.347	8.392	0.876	50	1 356	1 291
LABOR	8.081	7.477	0.000	8.081	8.104	0.930	50	1 356	1 291
WAGE	11.350	11.401	0.365	11.346	11.388	0.645	50	1 356	1 291
CAP_COMP	0.233	0.235	0.918	0.233	0.232	0.976	50	1 356	1 291
R&D_pim	4.565	4.232	0.088	4.565	4.769	0.506	50	1 356	1 291

表4 2015年企业首次OFDI事前选择因素

匹配指标	配对前			配对后			实验组	对照组	匹配对照组
	2015年首次OFDI	本土企业	概率值	2015年首次OFDI	本土企业	概率值			
ASSET	8.985	7.961	0.000	8.985	8.987	0.991	240	1 607	1 588
LABOR	8.311	7.519	0.000	8.311	8.297	0.908	240	1 607	1 588
WAGE	11.630	11.460	0.000	11.630	11.620	0.740	240	1 607	1 588
CAP_COMP	0.181	0.229	0.000	0.181	0.187	0.662	240	1 607	1 588
R&D_pim	4.958	4.219	0.000	4.958	4.870	0.651	240	1 607	1 588

表3和表4显示, 首次OFDI企业具备更大资金、人员规模和更高的平均工资、研发投入。由于2015年首次OFDI企业更多, 样本容量更大, 协变量具有较高显著性水平(在1%显著性水平下显著)。倾向得分匹配结果证明了OFDI需要具备更高的研发投入。在参与OFDI之前, 跨国公司相比本土企

业已经具备了更高的技术水平、更多的人力资本和更大的企业规模。同时, 也验证了所有权优势理论对我国跨国公司的适用性, 具备更大的规模、更多人力资本、更高研发投入的企业更有能力克服国际市场进入壁垒, 从而在激烈的国际竞争中占据一席之地。

表5 2014年、2015年参与OFDI对企业年研发投入的影响

项目		跨国公司	本土企业	差距	方差	T-stat	
2014年首次参与OFDI企业作为处置组	2019年年研发投入	未匹配样本	5.042	4.235	0.807	0.206	3.92
		PSM后样本	5.042	4.898	0.144	0.300	0.48
	2020年年研发投入	未匹配样本	4.784	4.083	0.701	0.197	3.56
		PSM后样本	4.784	4.546	0.238	0.294	0.81
2015年首次参与OFDI企业作为处置组	2019年年研发投入	未匹配样本	4.948	3.952	0.996	0.103	9.71
		PSM后样本	4.948	4.913	0.035	0.185	0.19
	2020年年研发投入	未匹配样本	5.129	4.084	1.045	0.106	9.88
		PSM后样本	5.129	4.996	0.133	0.177	0.75

表5显示,2014年、2015年首次从事OFDI的上市公司与匹配对照组相比,研究期末的研发年投入并不具备显著优势(ATT的T-stat小于1.65,10%显著性水平下不显著)。而实验组与匹配前的对照组间差异显著(匹配前T-stat均大于2.58,1%显著性水平下显著),结合表2—5的研究结果可以得出:我国跨国公司在从事OFDI前相比本土企业具备更高研发投入,但是随着时间的推移,研发投入的差异变得不再显著了。内生性检验结果显示,跨国公司与本土企业间研发投入的差距在OFDI之前已经形成,H1即成立,即具有研发优势的企业更倾向于从事OFDI。

研究结果与Wagner(2016)^[8]对发达国家OFDI生产率门槛的研究及国内陈岩等人对我国跨国公司生产率门槛的研究相互支持。Wanger的综述结果表明,众多实证研究结果认为发达国家跨国公司存在生产率的事前选择效应,而事后影响并不显著,陈岩和郭文博(2019)^[21]的研究也得出了相似的结论,本文的实证结果继承并进一步深化了上述研究。由于研发投入是生产率增长的重要来源,企业进行OFDI前研发投入的自选择效应导致了生产率门槛的产生。OFDI对研发投入不具备显

著事后影响,导致了OFDI对企业生产率不具备显著事后影响。

(二)异质性研究

Logit固定效应模型显示,具有更高的年研发投入、研发投入存量以及更高的研发人员占比的企业从事OFDI的相对概率更高,换句话说,从事OFDI需要克服研发自选择效应,而该效应可能会依地区、行业和企业所有权不同而存在异质性。将企业按照总部归属地分为东部、中部、西部三部分,地区分组标准参照国家统计局的划分标准;所属行业划分依照企业是否为高新技术行业分为高技术行业企业和非高技术行业企业两类,具体划分标准以《中国高技术产业统计年鉴》(2020)划分的大类行业为基准,将医药制造业、电子及通讯设备制造业、计算机及办公设备制造业、医疗仪器设备及仪器仪表制造业、信息化学品制造业、航空、航天器及设备制造业的企业划分为高技术行业企业,其余企业划分为非高技术行业企业;按照企业所有权分为国有企业和非国有企业。根据不同分组进行面板固定效应回归,回归模型为:

$$RDpim_{it} = \beta_1 TRAN_{it} + \beta_2 x_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中, x_{it} 为控制变量。回归结果见表6所列。

表6 跨国公司与本土企业研发差异的地区、行业、所有权异质性研究实证结果

变量	地区异质性模型			行业异质性模型		所有权异质性模型	
	东部	中部	西部	高技术	非高技术	国有企业	非国有企业
	R&D_pim	R&D_pim	R&D_pim	R&D_pim	R&D_pim	R&D_pim	R&D_pim
TRAN	0.361*** (0.025)	0.480*** (0.060)	0.620*** (0.079)	0.090*** (0.021)	0.706*** (0.037)	0.671*** (0.052)	0.272*** (0.023)
WAGE	0.632*** (0.020)	0.799*** (0.054)	0.459*** (0.075)	0.749*** (0.018)	0.471*** (0.032)	0.587*** (0.044)	0.679*** (0.019)

续表6

变量	地区异质性模型			行业异质性模型		所有权异质性模型	
	东部	中部	西部	高技术	非高技术	国有企业	非国有企业
	R&D_pim	R&D_pim	R&D_pim	R&D_pim	R&D_pim	R&D_pim	R&D_pim
LABOR	0.702*** (0.017)	0.733*** (0.045)	0.569*** (0.058)	0.683*** (0.016)	0.613*** (0.025)	0.787*** (0.038)	0.662*** (0.016)
ASSET	0.140*** (0.015)	0.042 (0.043)	0.202*** (0.053)	0.230*** (0.014)	0.132*** (0.023)	0.072** (0.035)	0.189*** (0.014)
CAP_COMP	-0.385*** (0.070)	-0.459*** (0.172)	0.108 (0.201)	-0.595*** (0.067)	0.018 (0.095)	-0.267** (0.132)	-0.160** (0.068)
_cons	-10.247*** (0.244)	-11.841*** (0.614)	-8.713*** (0.886)	-11.40***4 (0.213)	-8.550*** (0.380)	-10.716*** (0.533)	-10.716*** (0.231)
Husman_test	Prob>chibar2= 0.000	Prob>chibar2= 0.000	Prob>chibar2= 0.000	Prob>chibar2= 0.000	Prob>chibar2= 0.000	Prob>chibar2= 0.000	Prob>chibar2= 0.000

不同地区回归结果表明,OFDI研发自选择效应存在地区异质性:东部地区OFDI的自选择效应最低,中部地区次之,西部地区最高。在控制变量给定的情况下,东部地区跨国公司研发资本存量是本土企业的1.43倍,而中部地区为1.62倍,西部地区为1.86倍,H1a成立。不同行业回归结果表明,高技术行业跨国公司研发资本存量仅为本土企业的1.09倍,而非高技术行业则高达2.03倍,证明了H1b的成立。所有权异质性回归结果表明,国有跨国公司与本土企业间研发资本存量差距为1.95倍,而私营企业仅为1.31倍,证明了H1c,国有跨国公司研发自选择效应比非国有跨国公司的自选择效应更大。模型使用面板固定效应模型,豪斯曼检验结果显著,支持模型设定正确。

八、结论与启示

理论和实证结果表明,从事OFDI需要更高先期研发投入以克服额外成本,但是从事OFDI并不会促进研发投入的提高。相较于LLL范式,本文的结果倾向于支持OLI范式的观点,目前我国跨国公司更倾向于利用优势资源从事跨国投资,而不是采取激进的OFDI策略获取优势资源。本文研究表明,我国跨国公司的OFDI与自主创新尚未形成协同效应。异质性研究表明,研发自选择效应随着OFDI难度的提高而增加。不同地区、不同行业、不同所有权的企业走出去的难度不同,研发自选择效应差异明显,其中,行业差异最为明显,非高技术企业的自选择效应为高技术企业的两倍左右。

本文的实证结果为企业管理实践和决策者政策制定提供了如下启示:首先,企业的异质性往往决定了其走出去的难度,“走出去”战略的有效实施有赖于企业管理者结合自身特点决定是否采取国际化战略。其次,大力提升企业自主创新能力是加快构建新发展格局的关键。科技自立需要以高效利用国内创新资源为主,实现国内国外创新资源相互促进。而目前我国企业的自主创新与OFDI还未形成良性互动,OFDI对企业研发投入的促进作用有限。企业自身竞争优势的提升不会由于OFDI而自动获得,只有将自主创新与OFDI的逆向溢出相结合,才能实现自主创新与OFDI相互促进、协调发展。

注 释:

- (1)资料来源自新华社《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》(http://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content_5556991.htm)。
- (2)资料来源自商务部《2020年度中国对外直接投资统计公报》(http://www.gov.cn/xinwen/2021-09/29/content_5639984.htm)。
- (3)资料来源自中国经济周刊《从11家到全球第一,中国企业500强变迁史》(<http://www.ceweekly.cn/magazine/ce-weekly/2021/>)。

参考文献:

- [1] MATHEWS J A. Competitive Advantages of the Latecomer Firm: A Resource-Based Account of Industrial Catch-Up Strategies [J]. Asia Pacific Journal of Management, 2002, 19(4): 467-488.
- [2] MATHEWS J A. Dragon Multinationals: New Players in 21st Century Globalization [J]. Asia Pacific Journal of Management, 2006, 23(1): 5-27.
- [3] RUGMAN A M. New Theories of the Multinational Enter-

- prise: An Assessment of Internalization Theory[J]. *Bulletin of Economic Research*, 2010, 38(2): 101-118.
- [4] BLONIGEN B A. A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants[J]. *Atlantic Economic Journal*, 2005, 33(4): 383-403.
- [5] HIGON D A, ANTOLIN M M. Multinationality, Foreignness and Institutional Distance in The Relation Between R&D and Productivity[J]. *Research Policy*, 2012, 41(3): 592-601.
- [6] CASTELLANI D, MONTRESOR S, SCHUBERT T, et al. Multinationality, R&D and Productivity: Evidence from the Top R&D Investors Worldwide[J]. *International Business Review*, 2017, 26(3): 405-416.
- [7] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export Versus FDI with Heterogeneous Firms[J]. *American Economic Review*, 2004, 94(1): 300-316.
- [8] WAGNER J. Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm-level Data[J]. *The World Economy*, 2007, 30(1): 60-82.
- [9] GATTAI V, SALI G. FDI and Heterogeneous Performance of European Enterprises[J]. *Economia Politica Industriale*, 2016, 43(1): 25-65.
- [10] HITT M A, HOSKISSON R E, KIM H. International Diversification: Effects on Innovation and Firm Performance in Product-Diversified firms[J]. *Academy of Management journal*, 1997, 40(4): 767-798.
- [11] CALDERA A. Innovation and Exporting: Evidence from Spanish Manufacturing Firms[J]. *Review of World Economics*, 2010, 146(4): 657-689.
- [12] PIRES A. Beyond Trade Costs: Firms' Endogenous Access to International Markets[J]. *Journal of Industry Competition & Trade*, 2014, 14(2): 229-257.
- [13] 张双兰, 孙慧. 研发投入, 政府补贴与国际化绩效——基于“走出去”制造业企业经验证据[J]. *科技管理研究*, 2019, 39(14): 137-145.
- [14] 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*, 2012, 11(2): 383-408.
- [15] 韩剑. 垂直型和水平型对外直接投资的生产率门槛——基于中国企业层面微观数据的研究[J]. *中国经济问题*, 2015(3): 38-50.
- [16] 高菠阳, 尉翔宇, 黄志基, 等. 企业异质性与中国对外直接投资——基于中国微观企业数据的研究[J]. *经济地理*, 2019(10): 130-138.
- [17] 阙玉月, 刘海兵. 高技术企业国际化程度对创新绩效的影响研究——以研发投入为调节变量[J]. *科技管理研究*, 2020, 40(1): 161-166.
- [18] 周立新, 靳丽遥. 家族企业国际化与创新能力——家族控制与代际传承意愿的调节作用[J]. *软科学*, 2018, 32(12): 55-59.
- [19] 蒋冠宏. 我国企业跨国并购真的失败了吗?——基于企业效率的再讨论[J]. *金融研究*, 2017(4): 46-60.
- [20] 陈劲, 陈钰芬. 企业技术创新绩效评价指标体系研究[J]. *科学学与科学技术管理*, 2006(3): 86-91.
- [21] 陈岩, 郭文博. 跨国并购提高了中国企业的竞争优势吗?——基于区域性与非区域性企业特定优势的检验[J]. *外国经济与管理*, 2019(4): 139-152.
- [22] 周立新, 靳丽遥. 家族企业国际化与创新能力——家族控制与代际传承意愿的调节作用[J]. *软科学*, 2018(12): 55-59.
- [23] 潘清泉, 唐刘钊, 韦慧民. 高管团队断裂带、创新能力与国际化战略——基于上市公司数据的实证研究[J]. *科学学与科学技术管理*, 2015(10): 113-124.
- [24] 李梅, 柳士昌. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分析[J]. *管理世界*, 2012(1): 21-32.
- [25] 董屹宇, 郭泽光. 风险资本与企业技术创新——基于要素密集度行业差异性的研究[J]. *财贸研究*, 2021, 32(8): 99-110.
- [26] 朱有为, 徐康宁. 研发资本累积对生产率增长的影响——对中国高技术产业的检验(1996-2004)[J]. *中国软科学*, 2007(4): 57-67.
- [27] 杨忠, 张骁. 企业国际化程度与绩效关系研究[J]. *经济研究*, 2009(2): 32-42, 67.
- [28] MARCELA E, CECILIA F, XU Y. (Indirect) Input Linkages[J]. *The American Economic Review*, 2015, 105(5): 662-666.
- [29] CRAGG J G. Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1971, 39(5): 829-844.
- [30] TOBIN J. Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables[J]. *Econometrica*, 1958, 26(1): 24-36.

[责任编辑:陈春香,程靖]