

制度差异、“一带一路”倡议与中国大型对外投资

——基于投资边际、模式与成败的三重视角*

沈坤荣 金 刚

[提 要] 本文基于 2005—2016 年中国 609 个企业 2 440 个大型对外投资微观样本, 全面考察正式与非正式制度差异对企业投资边际、模式与成败的影响。研究发现: 正式制度差异对投资规模化的影响不大, 但显著影响投资多元化。企业为了避免正式制度差异带来的管理风险, 倾向于选择全资股权结构, 但企业选择绿地投资还是跨国并购并不受到正式制度差异的影响。相比之下, 非正式制度差异的影响更为广泛。无论是正式制度差异还是非正式制度差异, 均会显著增加企业投资的失败概率。进一步研究发现, “一带一路”倡议主要对正式制度差异存在优化互补效应。研究结论表明, 夯实“一带一路”倡议, 尤其大力发展与沿线国家的文化深度交流, 有助于企业更快、更好地走出去。

[关键词] 正式制度差异; 非正式制度差异; “一带一路”倡议; 大型对外投资

一、引言

尽管中国企业对外投资起步较晚, 但是近年来, 在中国政府的倡议和引导下, 中国企业“走出去”的步伐迅速加快。根据联合国贸易和发展会议《2016 年世界投资报告》, 2015 年中国对外投资流量首次位列全球第二, 并且首次超过同年吸引外资金额, 标志着中国开始步入资本净输出国行列。促进企业更好地走出去, 不仅有助于满足世界各国尤其是发展中国家的投资需求, 更关乎中国去除产能过剩与推动产业转型的效果。但是, 当前以逆全球化为基本特征的国际保护主义盛行, 中国企业进一步深化对外投资合作面临东道国法律规制和社会文

化等多个方面的挑战。因此, 从微观企业大型对外投资的视角, 考察企业对外投资决策和成效的制度因素, 具有极其重要的意义。

与全球对外投资主要发生在发达国家之间不同, 中国对外投资不仅进入发达国家, 还流向了許多发展中经济体。^[1] 投资对象的多样化决定了, 中国企业在海外投资过程中不仅面临产权保护、法律规范、司法体制等正式制度差异的挑战, 还受到文化、心理、风俗等非正式制度差异的影响。不仅如此, 中国对外投资企业以国有企业为主体, 享有预算软约束等所有权优势, 具有一定的“非市场”动机, 因而单笔投资就动辄高达上亿美元甚至几十亿

* 沈坤荣, 南京大学商学院, 邮政编码: 210093, 电子信箱: shenkr@nju.edu.cn; 金刚, 南京大学经济学院。本文得到国家社会科学基金重大项目(14ZDA023)、江苏省研究生科研与实践创新计划项目(KYCX17_0002)的资助。感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

美元。^①与小规模对外投资相比,这些大型投资更容易诱发投资东道国的歧视性政策,因而在投资规模、范围、模式等方面的决策以及投资成效上均存在特殊性。现有文献多从中国企业的总量投资视角展开研究,缺乏关于这一问题的针对性讨论。并且,在中国提出“一带一路”倡议后,沿线国家与中国制度差异对企业大型投资决策与成效的影响是否发生变化,是未来能否夯实“一带一路”倡议的关键问题。但是,鲜有文献对此展开讨论。本文试图填补以上空白。具体而言,笔者使用2005—2016年中国609个企业2440个大型对外投资微观样本,全面考察正式与非正式制度差异对企业多方面投资决策以及投资成效的影响,以及这一影响是否因东道国参与“一带一路”倡议而有所不同。

本文研究发现:(1)正式制度差异显著阻碍了企业大型对外投资范围,但对投资规模没有显著影响。同时,正式制度差异使得企业倾向于采用全资股权结构,但对投资建立方式没有影响。(2)相比之下,非正式制度差异对企业大型对外投资决策的影响更为广泛——扩大了企业投资规模,阻碍了企业投资范围,并且使得企业倾向于采用全资股权结构和并购建立模式。(3)正式制度差异和非正式制度差异均显著提高了企业对外大型投资失败的概率。(4)“一带一路”倡议对制度差异的优化互补效应主要体现在正式制度上,相对而言对文化差异的弥合功能尚且不足。

本文研究的贡献为:首先,本文提供了一个全面研究企业对外投资的框架。已有讨论企业对外投资决策的文献大多聚焦于企业投资区位选择。^{[2][3][4]}笔者认为,企业对外投资是一个系统性过程,除区位选择外还包括投资规模、投资范围、股权结构、建立方式等多方面的决策,将这些方面的决策纳入一个统一的研究框架进行分析,对于全面理解企业的对外投资行为具有重要意义。

其次,本文拓展了“一带一路”倡议的研究。现有文献大多采用定性方法分析“一带一路”倡议对沿线国家的作用。^[5]少数展开定量研究的文献也未对“一带一路”倡议与制度差异的互补效应进行

分析。^[6]本文研究为理解“一带一路”倡议的政策效应提供了可靠的实证证据,相关结论也为夯实“一带一路”倡议提供了可行方向。

最后,本文采用了更加翔实的大型投资微观数据。现有研究多采用中国企业对外投资总量数据,难以揭示企业对外投资的结构特征。^[7]本文使用企业大型(一亿美元以上)对外投资微观数据,不仅有助于分析企业对外投资的结构特征,而且与小规模投资相比,大型对外投资更易受到母国与东道国制度差异的影响,采用这一数据可以更为准确地估计二者之间的关系。

本文余下内容安排如下:第二部分为文献评述和研究假设,第三部分为实证设计,第四部分为实证结果分析,第五部分为拓展性讨论,第六部分为研究结论与政策启示。

二、文献评述和研究假设

(一) 文献评述

针对中国企业对外投资的研究主要从三个方面展开。首先,部分文献从企业个体特征的视角论证了中国企业对外投资的动因。这些研究普遍认为,竞争优势越强、生产率越高的企业越可能进行对外投资,并且投资规模往往也越大。^{[8][9]}其次,部分文献研究了企业对外投资的影响效应。李梅和金照林发现,中国企业对外投资对企业位于本国的地区存在逆向技术溢出。^[10]余官胜和杨文以及蒋冠宏和蒋殿春分别就企业对外投资的出口效应进行了研究,但是由于研究视角的差异,所得结论莫衷一是。^{[11][12]}再次,部分文献从东道国制度环境以及母国与东道国的制度差异视角研究了中国企业对外投资的影响因素。^{[13][14]}在这类文献中,制度环境及制度差异如何影响企业对外投资区位选择得到了最多的关注。^{[2][3]}同时,正式与非正式制度环境及其差异均被视为影响企业对外投资的重要因素。^{[1][4]}

纵观已有文献,针对中国企业对外投资决策的研究大多将视角锁定在区位选择上,而企业在对外

① 比如,2015年中国化工橡胶有限公司以52.9亿美元收购意大利倍耐力集团公司近60%的股份。

投资过程中的决策不仅包括区位选择,还包括投资规模、投资范围、股权结构以及建立方式等多个方面。尽管部分文献从不同视角对企业投资决策展开分析,但是这些文献或研究企业投资规模和范围,或研究企业投资股权结构和建立方式,仍然缺乏统一框架和全局视野。^{[15][16]}不仅如此,企业对外投资决策的最终目的在于提升投资成效,因而有必要同时考察企业投资的决策和成效。^{[15][17]}有鉴于此,本文试图构建一个完整的研究框架,全面考察制度差异对企业投资决策与成效的影响。

(二) 理论分析与研究假设

一般而言,出于规避风险的动机,母国企业对外投资倾向于选择具有类似正式制度环境的东道国。因此,母国与东道国的双边正式制度差异越小,企业对外投资越多。^[13]不少研究指出,这一理论仅适用于发达国家间的国际投资,而中国企业对外投资存在一定特殊性。具体而言,由于中国企业对外投资以国有企业为主,因而在对外投资时具有“两种动机”和所有权优势,可能偏向正式制度与中国迥然不同的东道国(如非洲国家)。^{[1][18]}但尽管如此,对于中国企业而言,在正式制度相似的东道国进行投资,中国企业可以利用“关系”代替正式制度,享受“非市场技巧”带来的诸多便利,从而大大降低制度适应和组织协调成本。^[19]跨国企业面临的外部环境远比在国内经营时更加复杂,正式制度接近能够使得中国企业更加容易知己知彼,这对于市场和非市场的投资动机均极为重要。因此,当东道国与中国的正式制度差异较大时,中国企业对外投资进入的可能性降低。企业对外投资不仅涉及投资范围,还包括投资规模的决策。对于大型企业而言,一旦决定进入某个东道国,表明这一决策相对占优,双边正式制度差异对于投资规模的影响可能极为有限。

与正式制度差异类似,母国与东道国之间的非正式制度差异同样是影响企业对外投资的重要因素。Peretiakko and D'Souza 指出,文化相似性可以促进企业对外投资,比如,相似的文化背景,使得澳大利亚相比其他亚太地区国家获得更多来自美国企业的对外投资。^[20]Chang and Rosenzweig 发现,文化差异会阻碍企业首次进入某个东道国市

场。^[21]文化差异的这一影响来源于不同文化蕴含着不同的企业经营哲学。经历母国文化熏陶的企业在对外投资时可能面临文化移植冲突,原本适宜的内部管理方式、组织战略思想在东道国文化背景下可能水土不服。这种影响即使是管理制度良好、调适能力较强的大型企业也难以有效规避。因此,当东道国与中国的非正式制度差异较大时,中国企业大型对外投资进入的可能性同样会降低。但是,文化等非正式制度差异又具有不同于正式制度差异的特征。与正式制度差异更多表现为显性知识相比,国家间的文化等非正式制度差异更为隐蔽。即使从正式制度来看,母国与东道国具有极大的相似性,东道国社会文化也可能深藏着对跨国公司的抗拒心理。因此,当企业决定向此类东道国投资时,为避免东道国合作方在文化上难以规避的分歧,倾向于选择更大投入量的进入方式,以强化企业自身的母国文化属性。^[22]

基于以上分析,本文提出假说1:

假说1 正式制度差异显著阻碍企业扩大对外投资范围,但对投资规模没有显著影响。而文化等非正式制度差异在显著阻碍企业扩大投资范围的同时,有助于扩大对外投资规模。

企业在对外投资过程中,不仅需要针对投资范围和规模进行决策,还要选择合适的股权结构与建立模式。根据交易成本理论,无论是法律等正式制度差异,还是文化等非正式制度差异,均会显著增加企业在母国与东道国之间的信息交流和技术转移成本。正因为如此,当母国与东道国之间存在较大的制度差异时,企业倾向于采取谨慎的投资策略,降低在东道国投资的强度和控制度,从而在股权结构上表现为合资模式。^[23]但是,横亘在母国与东道国之间的制度差异,也可能使得合资企业内部的规章、文化等难以有效移植,诱发对外投资的风险。因此,掌握东道国子公司的绝对控制权,降低内部管理的潜在风险,同样是企业在面临制度差异时的可能选择。^[24]对于进行大型对外投资的企业而言,与让渡股权降低成本相比,规避风险显然是更加重要的优先级。并且充足的资金以及话语权诉求等因素往往会促使这些企业偏向全资股权模式。

企业降低对外投资的强度,还可能体现为跨国

并购的进入模式。跨国并购意味着母公司直接收购或者兼并国外已有企业,而另一种重要的进入模式——绿地投资则意味着母公司在东道国建立全新的企业。^[25]通过跨国并购,母公司能够获得被收购企业的资源,而通过绿地投资,母公司能够对新公司拥有绝对控制权,当然相应地也需要承担更多的固定投资成本。^[26]对于进行大规模对外投资的企业而言,固定成本并非主要约束条件,企业倾向于掌握控制权以最大化公司特有优势。由于存在控制权的诉求,制度差异与企业偏向跨国并购进入模式的正向关系可能被大大削弱。但是,跨国公司在对他国市场进行投资时,与正式制度差异相比,文化等非正式制度差异是国家层面上更为突出的风险来源,在短时间内难以消弭。对于大型跨国公司而言,文化差异引致的经营风险尤甚,因此,在面临巨大的文化差异时,这些企业更加倾向于选择跨国并购的进入模式。由此,本文提出假说2:

假说2 正式制度差异使得企业倾向于选择全资股权结构,但未促使企业更多选择跨国并购进入模式。而文化等非正式制度差异不仅提升企业采用全资股权结构的概率,还推动企业在绿地投资和跨国并购的权衡中选择后者。

制度差异不仅会影响企业对外投资多方面的决策,而且最终会增加企业投资失败的风险。母国与东道国正式制度差异容易诱发两国之间的政治冲突,尽管企业对外投资资产被东道国直接没收、征用和国有化的风险已经大幅减少,但是东道国政府仍然可能通过歧视性政策等手段将正式制度差异引致的政治冲突成本转嫁到母国投资企业,加大企业投资的失败概率。^{[17][27]}不仅如此,当母国与东道国文化差异较大时,在逆全球化和民族情绪泛滥的背景下,带有母国文化印记的跨国企业可能成为众矢之的,承担着极高的运营风险。一旦民族极端情绪爆发,企业对外投资项目很可能成为文化鸿沟的牺牲品。尤其当企业进行大规模对外投资时,东道国经济、就业、文化等诸多方面受到的影响更为明显,因而这些企业在冲突过程中往往首当其冲。由此,本文提出假说3:

假说3 正式制度差异和非正式制度差异均会

显著加大企业对外大型投资失败的概率。

制度差异对企业跨国投资的影响并非一成不变,还可能因母国与东道国之间的双边投资协定和政治关系而有所不同。^{[14][15][17]}中国于2013年底提出“一带一路”倡议。这一倡议有利于沿线各国政府之间实现互联互通,扩大交流与合作。截止到2016年8月,已有多达34个国家和国际组织与中国签署共建“一带一路”的政府间合作协议。“一带一路”倡议的重点之一是加快实施双边国家自贸区战略。这将推动中国与沿线国家投资规则的完善,克服正式制度差异带来的投资风险,创造有利于企业对外投资的正式制度环境。不过,除正式制度环境外,沿线国家的社会风俗、宗教信仰以及社会信用等文化因素同样是决定外来资本能否获得东道国认可的重要因素。“一带一路”倡议目前仍主要聚焦于政府间合作与交流,相对缺乏文化等非正式制度的功能安排。基于此,本文提出假说4:

假说4 “一带一路”倡议对制度差异的优化互补效应主要体现在正式制度差异上,相对而言尚且缺乏弥合文化差异的功能安排。

三、研究设计

(一) 计量模型构建

首先,为分析中国与各东道国的制度差异如何影响企业大型对外投资二元边际,构建如下的计量模型:

$$ofdi_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 diff_{jt} + \theta X_{jt} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

式中, i, j, t 分别表示企业、东道国与年份; $ofdi$ 表示企业对外投资二元边际,包括对外投资集约边际(Intensive)和扩展边际(Extensive),即投资规模和投资范围; $diff$ 表示中国与东道国的制度差异,包括正式制度差异和非正式制度差异; X 表示国家层面的控制变量; λ_i 表示对外投资企业的行业固定效应; μ_t 表示时间固定效应; ε_{ijt} 是残差项。

其次,为分析中国与各东道国的制度差异如何影响企业的投资模式,构建如下的计量模型:

$$\text{Prob}(\text{mode}_{ijt} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{diff}_{jt} + \theta X_{jt} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

式中, *mode* 一方面表示企业选择全资还是合资的股权结构, 当选择全资时, 该变量取值为 1, 否则为 0; 另一方面则表示企业选择绿地投资还是跨国并购的建立方式, 当选择绿地投资时, 该变量取值为 1, 否则为 0。

再者, 为分析中国与各东道国的制度差异如何影响企业对外投资成效, 构建如下的计量模型:

$$\text{Prob}(\text{Trouble}_{ijt} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{diff}_{jt} + \theta X_{jt} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

式中, *Trouble* 表示企业的投资成效, 当企业对外投资失败时, 该变量取值为 1, 否则为 0。

最后, 笔者进一步讨论“一带一路”倡议是否改变了中国与沿线国家制度差异对企业对外投资的影响, 构建计量模型如下:

$$\text{ofdi}_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{diff}_{jt} + \alpha_2 \text{diff}_{jt} \times \text{bar}_{jt} + \alpha_3 \text{bar}_{jt} + \theta X_{jt} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$$\text{Prob}(\text{mode}_{ijt} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{diff}_{jt} + \alpha_2 \text{diff}_{jt} \times \text{bar}_{jt} + \alpha_3 \text{bar}_{jt} + \theta X_{jt} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

$$\text{Prob}(\text{Trouble}_{ijt} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{diff}_{jt} + \alpha_2 \text{diff}_{jt} \times \text{bar}_{jt} + \alpha_3 \text{bar}_{jt} + \theta X_{jt} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

式中, *bar_{jt}* 表示东道国 *j* 在第 *t* 年是否受到“一带一路”倡议的影响。由于“一带一路”倡议是习近平总书记于 2013 年底提出的, 因此对于“一带一路”沿线国家而言, 当 $t \geq 2014$ 时, 该变量取值为 1, 否则为 0。

(二) 变量选取与数据说明

1. 被解释变量。笔者分别从投资边际、投资模式以及投资成效三大类构建被解释变量。

(1) 投资边际。参考刘晓光和杨连星以及杨连星等人的做法, 借鉴出口贸易二元边际的定义, 将企业大型对外投资边际区分为集约边际 (*Intensive*) 和扩展边际 (*Extensive*)。^{[15][17]} 其中, 集约边际表示一年中企业对外投资“国家—行业”对的平均投资额, 扩展边际表示一年中企业对外投

资“国家—行业”对的数量, 具体计算公式如下:

$$\text{ofdi}_{it} = \sum_{j=1, h=1} \text{ofdi}_{ijht} = \underbrace{(\text{ofdvalue}_{it})}_{\text{Intensive}} \times \underbrace{\left(\sum_{j=1} \text{ofdinum}_{ijt} \right)}_{\text{Extensive}} \quad (7)$$

式中, *ofdi_{it}* 表示企业 *i* 第 *t* 年的对外投资总额; *ofdi_{ijht}* 表示企业 *i* 第 *t* 年对国家 *j* 行业 *h* 的投资额; *ofdvalue_{it}* 表示企业 *i* 第 *t* 年“国家—行业”对的平均投资额, 即集约边际 (*Intensive*); *ofdinum_{ijt}* 表示企业 *i* 第 *t* 年对国家 *j* 投资的行业数量, 在国家层面上进行加总即扩展边际 (*Extensive*)。

(2) 投资模式。笔者从投资股权结构和建立方式两个角度考察企业对外投资模式。首先, 从企业对外投资的股权结构来看, 企业既可以选择全资方式, 也可以选择合资方式。参考周经和张利敏的做法, 把跨国企业母公司对子公司股权控制超过 95% 定义为全资方式, 反之为合资方式。^[16] 由此构建一个虚拟变量 (*Sharemode*) 表征企业对外投资的股权结构。当企业选择全资投资时, 该变量取值为 1, 当企业选择合资投资时, 该变量取值为 0。其次, 从投资建立方式来看, 企业既可以选择绿地投资, 也可以选择跨国并购。笔者构建一个虚拟变量 (*Greenmode*) 来表征企业投资的建立方式。当企业选择绿地投资时, 该变量取值为 1, 当企业选择跨国并购时, 该变量取值为 0。

(3) 投资成效。笔者构建一个虚拟变量 (*Trouble*) 表征企业 *i* 第 *t* 年在东道国 *j* 投资成败与否, 当企业对外投资项目失败时, 该变量取值为 1, 否则为 0。

2. 核心解释变量。笔者分别从正式制度和非正式制度两大类构建制度差异变量。

(1) 正式制度差异 (*Idiff*)。参考蒋冠宏和蒋殿春、王永钦等人以及 Kolstad and Wiig 的研究, 笔者选择世界银行的全球治理指数衡量各国正式制度质量。^{[1][3][19]} 该指数包含 6 个维度的指标, 分别是政治稳定性 (*political stability*)、政府效率 (*government effectiveness*)、监管质量 (*regulatory quality*)、法制规则 (*rule of law*)、话语权与问责制 (*voice and accountability*) 以及腐败控制 (*con-*

trol of corruption)。笔者首先对上述6个指标取平均值作为各国正式制度质量的得分。随后采用各国正式制度质量得分与我国制度质量得分之差作为两国正式制度距离。当不考虑制度距离的方向时,对两者之差取绝对值;当区分制度距离的方向时,若东道国正式制度质量优于我国,表明存在正向制度差异;若东道国正式制度质量劣于我国,表明存在负向制度差异。

(2) 非正式制度差异 ($Cdiff$)。文化是非正式制度中最重要的方面,笔者采用国家间文化距离衡量非正式制度差异。参考 Hofstede 的研究,笔者基于权力距离、不确定性规避、个人主义与集体主义以及男性化与女性化四个维度构建文化距离指数。^[28]考虑到国家建交后的国事访问、文化交流等活动会进一步缩减国家间文化距离,笔者在上述文化距离指数中加入建交时间,构建衡量国家间非正式制度差异的公式如下:

$$Cdiff_j = \frac{\sum_{i=1}^4 \left[\frac{(I_{ij} - I_{ic})^2}{V_i} \right]}{4} + \frac{1}{T_j} \quad (8)$$

式中, $Cdiff_j$ 表示中国与国家 j 的非正式制度差异; I_{ij} 为国家 j 第 i 个文化维度指标值; I_{ic} 为中国第 i 个文化维度指标值; V_i 表示第 i 个文化维度指标的方差; T_j 为中国与国家 j 的建交时间。

3. 控制变量。参考已有研究,笔者在回归模型中添加一系列控制变量。^{[29][30]} (1) 东道国劳工标准 ($Labor$), 采用结核患病率(每十万人)的自然对数来衡量; (2) 东道国自然资源禀赋 ($Resource$), 采用矿石和金属出口占总出口百分比的自然对数衡量; (3) 是否签订避免双重征税协定 ($Sign$), 若当年中国与东道国签订避免双重征税协定, 该变量取值为1, 否则为0; (4) 东道国是否是 GATT 或 WTO 成员方 ($Gatt$), 若东道国是 GATT 或 WTO 成员方, 该变量取值为1, 否则为0; (5) 东道国经济发展水平 ($\ln Gdp$), 取国家(地区)生产总值的自然对数; (6) 建交时间 ($Time$), 根据中国与各东道国建交年份计算得到; (7) 地理距离 ($Distance$), 取东道国首都与中国首都直线地理距离的自然对数。

4. 样本选取与数据说明。本文选择的企业对外投资数据来自于2005—2016年美国企业研究所和美国传统基金会设立的“中国全球投资跟踪”数据库(China Global Investment Tracker)。该数据库记录了中国企业所有价值在1亿美元以上的对外投资(包括可验证的投资和建筑合同), 可以较好地用于研究中国企业的大型对外投资决策。该数据库详细提供了企业每笔投资的投资额、投资行业、投资国以及投资结果等信息, 笔者据此得到企业对外投资二元边际、投资模式以及投资成效。正式制度质量的数据来自于世界银行“全球治理指数”数据库, 文化距离数据来自于 Hofstede 个人网站, 中国与各国建交年份来自于外交部网站。东道国是否是“一带一路”倡议沿线国家的信息来自于2014年中国对外直接投资统计公报。东道国国内生产总值、GDP平减指数、结核患病率、矿石和金属出口占总出口比重等世界发展指标来自于世界银行数据库。中国是否与东道国签订避免双重征税协定的信息来自于国家税务总局网站。东道国是否是 GATT 或 WTO 成员方以及东道国与中国的地理距离数据来自于 CEPII 数据库。部分缺失值采用线性插值法补充得到。

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

1. 制度差异对投资边际的影响。表1报告了制度差异、“一带一路”倡议与企业对外投资二元边际的回归结果。根据列(1)~列(4), 正式制度差异对企业投资集约边际存在正向影响, 但在统计意义上不显著。而非正式制度差异对企业投资集约边际存在显著的正向影响, 非正式制度差异越大, 中国企业大型对外投资规模越大。这一结果表明文化差异可能会带来“外来者收益”。“一带一路”倡议与正式制度差异和非正式制度差异的交叉项估计系数均不显著, 表明针对企业对外投资规模而言, “一带一路”倡议并未与制度差异产生优化互补效应。

根据表1列(5)~列(8), 无论是正式制度差异还是非正式制度差异, 均对企业对外投资扩展

表 1 制度差异、“一带一路”倡议与投资边际

变量	Intensive				Extensive			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Idiff</i>	0.014 (0.015)	0.008 (0.017)	—	—	-0.071*** (0.020)	-0.092*** (0.022)	—	—
<i>Idiff</i> × <i>Bar</i>	—	0.020 (0.033)	—	—	—	0.205*** (0.043)	—	—
<i>Cdiff</i>	—	—	0.063*** (0.022)	0.059** (0.025)	—	—	-0.112*** (0.028)	-0.119*** (0.030)
<i>Cdiff</i> × <i>Bar</i>	—	—	—	0.003 (0.047)	—	—	—	0.050 (0.063)
<i>Bar</i>	—	-0.052 (0.063)	—	-0.073 (0.100)	—	0.374*** (0.079)	—	0.016 (0.136)
常数项	5.092*** (0.261)	5.928*** (0.260)	5.901*** (0.357)	5.960*** (0.356)	1.249*** (0.243)	1.146*** (0.241)	1.823*** (0.359)	1.751*** (0.366)
<i>lnalpha</i>	—	—	—	—	-0.344*** (0.027)	-0.356*** (0.027)	-0.331*** (0.031)	-0.332*** (0.031)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
行业固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有
样本量	2 440	2 440	1 806	1 806	2 440	2 440	1 806	1 806

注：***，**，* 分别表示在 1%，5%，10% 水平显著。下表同。

说明：括号内为异方差稳健标准误；下表同。列 (1) ~ 列 (4) 采用最小二乘法估计，列 (5) ~ 列 (8) 采用负二项回归估计。

边际存在显著的负向影响。这一结果表明企业大型对外投资范围具有明显的制度接近偏好，中国与东道国的制度越接近，政策适应和组织协调成本越低，中国企业大型对外投资越可能进入该东道国。进一步，与正式制度差异相比，非正式制度差异对投资扩展边际产生的负向效应更大。由此可见，弥合文化、心理距离等非正式制度差异比适应政策、法律等正式制度更加困难。当文化差异较大时，正确理解东道国的环境信息且有效复制企业的隐性知识均非一日之功。“一带一路”倡议与正式制度差异的交叉项估计系数显著为正，而非正式制度差异的交叉项估计系数并未通过显著性检验，表明针对企业对外投资范围而言，“一带一路”倡议有助于克服正式制度差异，扩大企业对外投资范围。相比之下，“一带一路”倡议仍缺乏有效弥合文化、心理等因素差异的功能安排。上述结果总体上验证

了假说 1 和假说 4。

2. 制度差异对投资模式的影响。表 2 报告了制度差异、“一带一路”倡议与企业对外投资模式的回归结果。根据列 (1) ~ 列 (4)，从企业对外投资股权结构来看，正式制度差异的估计系数为正，其中列 (1) 的估计结果并未通过显著性检验，而列 (2) 的估计结果在 5% 水平下显著。这说明东道国与中国的正式制度差异越大，企业在对外投资时采取全资模式的概率越高。非正式制度差异的估计系数同样为正，且在列 (3) 和列 (4) 中均通过显著性检验。这说明东道国与中国的文化差异越大，企业在对外投资时越可能采取全资模式。由此可见，当东道国与中国存在较大制度差异时，企业通过让渡股权降低信息交易成本的激励较弱，更多出于规避风险的考虑，实现对跨国子公司的绝对控制，降低内部管理的潜在风险。^[24] “一带一路”倡

议与正式制度差异交叉项的估计系数显著为负，而与非正式制度差异交叉项的估计系数并未通过显著性检验。这说明“一带一路”倡议可以降低合资经营风险，与正式制度具有替代效应，但尚缺乏弥合文化差异的功能。

根据表 2 列 (5) ~ 列 (8)，从企业的投资建立方式来看，正式制度差异的估计系数在列 (5) 和列 (6) 中均未通过显著性检验，而非正式制度差异的估计系数在列 (7) 和列 (8) 中均显著为负。这说明东道国与中国的正式制度差异并未促使企业更多选择跨国并购进入模式，而东道国与中国文化差异越大，企业越可能采取跨国并购的投资模式。究其原因，可能在于通过跨国并购，母公司能

够获得被收购企业的资源，比如技术、品牌以及营销网络等。而通过绿地投资，母公司在获得更大控制权的同时，需要承担更多的固定投资成本。对于进行大型对外投资的母公司而言，虽然固定成本不太可能成为企业对外投资决策的约束条件，但相比正式制度差异，文化差异带来的经营风险更加难以克服，因此企业倾向于选择跨国并购，以获得文化认同。“一带一路”倡议与正式制度差异和非正式制度差异交叉项的估计系数均未通过显著性检验，这说明中国企业当前加速实现国际化的整体趋势并未受到“一带一路”倡议的影响。为了谋求快速的国际化，中国企业倾向于采用跨国并购而非绿地投资。上述结果总体上验证了假说 2 和假说 4。

表 2 制度差异、“一带一路”倡议与投资模式

变量	Sharemode				Greenmode			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Idiff</i>	0.150 (0.101)	0.312** (0.125)	—	—	-0.005 (0.030)	0.004 (0.035)	—	—
<i>Idiff</i> × <i>Bar</i>	—	-0.513** (0.207)	—	—	—	0.001 (0.071)	—	—
<i>Cdiff</i>	—	—	0.137* (0.079)	0.159* (0.089)	—	—	-0.186*** (0.051)	-0.171*** (0.057)
<i>Cdiff</i> × <i>Bar</i>	—	—	—	-0.281 (0.229)	—	—	—	-0.033 (0.107)
<i>Bar</i>	—	-0.610* (0.356)	—	0.001 (0.509)	—	0.189 (0.138)	—	0.139 (0.211)
常数项	-4.340*** (1.436)	-4.831*** (1.485)	-2.997 (1.958)	-2.608 (1.864)	-2.096*** (0.528)	-2.227*** (0.542)	-3.883*** (0.965)	-3.946*** (0.979)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
行业固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有
样本量	709	709	593	593	2 391	2 391	1 775	1 775

3. 制度差异对投资成效的影响。表 3 报告了制度差异、“一带一路”倡议与企业大型对外投资成效的回归结果。根据表 3 列 (1) ~ 列 (4)，正式制度与非正式制度差异的估计系数均显著为正，说明制度差异越大，企业大型对外投资的失败概率越高。与刘晓光和杨连星的研究结论相比，这一结果进一步提供了非正式制度差异同样会增加企业对

外投资失败风险的证据。^[15]“一带一路”倡议与正式制度差异交叉项的估计系数显著为负，而非正式制度差异交叉项的估计系数并未通过显著性检验。这说明“一带一路”倡议对正式制度差异具有显著优化互补作用，可以有效缓解正式制度差异引致的投资失败。但“一带一路”倡议的这一作用并未体现在非正式制度差异上。上述结果验证了假说 3 和假说 4。

表 3 制度差异、“一带一路”倡议与投资成效

变量	Trouble			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Idiff</i>	0.112** (0.047)	0.174*** (0.051)	—	—
<i>Idiff</i> × <i>Bar</i>	—	-0.248** (0.099)	—	—
<i>Cdiff</i>	—	—	0.134*** (0.050)	0.136** (0.058)
<i>Cdiff</i> × <i>Bar</i>	—	—	—	0.011 (0.108)
<i>Bar</i>	—	-0.105 (0.179)	—	0.216 (0.283)
常数项	-0.924 (0.602)	-0.973 (0.610)	-1.325* (0.776)	-1.496* (0.803)
控制变量	有	有	有	有
行业固定效应	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有
样本量	2 391	2 391	1 753	1 806

(二) 稳健性检验

表 4 为使用不同的变量和不同的估计方法进行的稳健性检验。首先，本文基准回归使用的正式制度差异和非正式制度差异是根据多个分项指标求平均值得到的，有必要使用分项指标进行稳健性检验。列 (1) 和列 (3) 使用“司法有效性”指标衡量正式制度差异，得到了与基准回归基本一致的结果。列 (2) 和列 (4) 使用“个人主义与集体主义”指标衡量非正式制度差异，结果也与基准回归基本一致。其次，当被解释变量为哑变量时，本文基准回归均采用 Probit 模型进行估计，有必要采用 Logit 模型进行稳健性检验。列 (5) ~ 列 (10) 的估计结果显示，即使更换估计方法，前文得出的结论依然成立。

(三) 内生性处理

本文回归的核心解释变量是制度差异与是否受“一带一路”倡议影响，因此内生性的威胁较小。一方面，制度演化是一个长期过程，短期内变化不大。另一方面，“一带一路”倡议政策冲击的时间具有随机性，中国具体在何时提出“一带一路”倡

议取决于与其他国家是否达成共识。这是一个国家间博弈的动态过程，几乎没有国家可以预测在什么时间点中国与其他国家达成较优均衡状态。^[6]而且成为“一带一路”沿线国家，很大程度上也缘于地理位置和历史渊源，这些特征均具有较强的外生性。但是，由于制度差异可能存在测量误差，以及为了保证一定的自由度，笔者并未控制国家固定效应，仍然需要对制度差异可能存在的内生性问题进行处理。为此，本文采用制度差异的一年滞后项作为工具变量，进行两阶段最小二乘法回归。第一阶段的回归结果均显示 *F* 值大于 10，表明弱工具变量问题较小，限于篇幅，并未报告。表 5 报告了第二阶段的回归结果，可以发现，考虑潜在的内生性问题后，本文的主要结论依然成立。

五、拓展性讨论

(一) 不同行业的估计

上述研究结论在不同类别的行业间是否存在差异？为回答这一问题，笔者区分制造业和服务业进

表4 稳健性检验：替换指标和估计方法

变量	Intensive		Extensive		Sharemode		Greenmode		Trouble	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Idiff</i>	0.016 (0.018)	—	-0.090*** (0.021)	—	0.688** (0.271)	—	0.009 (0.063)	—	0.343*** (0.112)	—
<i>Idiff</i> × <i>Bar</i>	-0.046 (0.035)	—	0.079* (0.047)	—	-1.112*** (0.417)	—	-0.006 (0.122)	—	-0.477** (0.219)	—
<i>Cdiff</i>	—	0.005 (0.009)	—	-0.039*** (0.010)	—	0.302* (0.163)	—	-0.279*** (0.081)	—	0.257** (0.113)
<i>Cdiff</i> × <i>Bar</i>	—	-0.029 (0.068)	—	-0.191 (0.118)	—	-0.496 (0.528)	—	-0.078 (0.200)	—	0.056 (0.213)
<i>Bar</i>	-0.110 (0.061)	-0.065 (0.075)	0.249*** (0.077)	0.154 (0.099)	-1.187 (0.760)	0.043 (1.071)	0.320 (0.252)	0.277 (0.379)	-0.186 (0.397)	0.357 (0.614)
常数项	5.925*** (0.261)	6.127*** (0.350)	1.189*** (0.243)	1.368*** (0.352)	-8.797** (2.702)	-4.968 (3.827)	-3.820*** (1.059)	-7.341*** (1.764)	-1.698 (1.275)	-2.497 (1.615)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有	有	有
行业固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有	有	有
样本量	2 440	1 806	2 440	1 806	709	593	2 391	1 775	2 391	1 753

表5 内生性检验

变量	Intensive		Extensive		Sharemode		Greenmode		Trouble	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Idiff</i>	0.024 (0.022)	—	-0.253 (0.179)	—	0.049** (0.023)	—	-0.005 (0.009)	—	0.023*** (0.007)	—
<i>Idiff</i> × <i>Bar</i>	0.008 (0.062)	—	1.551*** (0.414)	—	-0.169** (0.073)	—	-0.025 (0.029)	—	-0.016 (0.013)	—
<i>Cdiff</i>	—	0.058** (0.028)	—	-0.572*** (0.215)	—	0.031 (0.024)	—	-0.026** (0.012)	—	0.026*** (0.010)
<i>Cdiff</i> × <i>Bar</i>	—	0.022 (0.050)	—	0.222 (0.415)	—	-0.034 (0.040)	—	-0.007 (0.021)	—	0.004 (0.020)
<i>Bar</i>	-0.054 (0.084)	-0.082 (0.105)	2.553*** (0.771)	-0.114 (1.035)	-0.254** (0.115)	-0.046 (0.103)	0.010 (0.037)	0.047 (0.051)	0.002 (0.024)	0.035 (0.037)
常数项	6.088*** (0.218)	5.798*** (0.479)	11.888*** (2.547)	12.723*** (5.585)	-0.536 (0.349)	-0.334 (0.513)	0.032 (0.081)	-0.081 (0.231)	0.304** (0.123)	0.062 (0.142)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有	有	有
行业固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有	有	有
样本量	1 905	1 505	1 905	1 505	580	492	1 905	1 505	1 905	1 505

行异质性分析，结果报告在表6中。^①

表6 Panel A 报告了基于制造业样本的估计结果。可以发现，东道国与中国正式制度差异显著阻

碍了企业对外投资制造业的多元化，增加了企业采用全资股权结构的概率，且提升了企业对外投资制造业失败的可能性。与正式制度类似，非正式制度

① 在本文样本中，企业对外投资农业的数目仅有26个，样本量偏少，故不予考虑。

差异同样显著阻碍了企业对外投资制造业的多元化,并提升了企业对外投资制造业的失败概率。不同的是,非正式制度差异还显著降低了企业对外投资制造业时采用绿地投资模式的概率。此外,“一带一路”倡议对制度差异的优化互补效应更多体现在正式制度差异上,而未在非正式制度差异上有所体现。

表6 Panel B 报告了基于服务业样本的估计结果。可以发现,无论是正式制度差异,还是非正式制度差异,均显著扩大了企业对外投资服务业的规

模。但是,正式制度差异显著降低了企业对外投资服务业的范围。这反映了中国当前服务业对外投资主要集中于少数发达国家的客观事实。此外,正式制度和非正式制度差异越大,企业在对外投资服务业时倾向于采取全资的股权结构。值得一提的是,正式制度和非正式制度差异均未显著影响企业对外投资服务业的成效。这一结果表明中国企业服务业投资的接收国具备有效的市场机制和严格的制度规范,一定程度上缓和了制度差异带来的风险。

表6 不同行业的估计

变量	Intensive		Extensive		Sharemode		Greenmode		Trouble	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Panel A: 制造业										
<i>Idiff</i>	-0.027 (0.020)	—	-0.074*** (0.023)	—	0.214* (0.126)	—	0.013 (0.040)	—	0.171*** (0.056)	—
<i>Idiff</i> × <i>Bar</i>	0.019 (0.039)	—	0.194*** (0.047)	—	-0.784*** (0.276)	—	0.045 (0.085)	—	-0.284*** (0.107)	—
<i>Cdiff</i>	—	0.004 (0.033)	—	-0.118*** (0.039)	—	0.109 (0.106)	—	-0.135* (0.069)	—	0.189** (0.076)
<i>Cdiff</i> × <i>Bar</i>	—	0.058 (0.057)	—	0.093 (0.072)	—	-2.896 (1.897)	—	0.028 (0.127)	—	-0.222 (0.139)
样本量	1 515	1 100	1 515	1 100	415	345	1 515	1 100	1 515	1 078
Panel B: 服务业										
<i>Idiff</i>	0.150*** (0.036)	—	-0.092* (0.054)	—	0.925** (0.421)	—	-0.016 (0.094)	—	0.242 (0.219)	—
<i>Idiff</i> × <i>Bar</i>	0.051 (0.090)	—	0.066 (0.128)	—	0.752 (1.331)	—	-0.158 (0.209)	—	0.229 (0.306)	—
<i>Cdiff</i>	—	0.191*** (0.045)	—	-0.045 (0.057)	—	0.512** (0.212)	—	-0.175 (0.152)	—	-0.039 (0.113)
<i>Cdiff</i> × <i>Bar</i>	—	-0.191** (0.085)	—	-0.109 (0.116)	—	-0.419 (0.315)	—	-0.282 (0.295)	—	0.699*** (0.213)
样本量	743	559	743	559	193	161	690	524	644	491

说明: 回归均加入是否受“一带一路”倡议影响的哑变量、控制变量、行业和年份固定效应。

(二) 不同制度偏向的估计

笔者进一步研究上述结论在不同制度偏向性的国家是否存在差异,结果报告在表7中。

表7 Panel A 报告了正向制度差异样本的估计结果。可以发现,对正式制度优于中国的东道国而言,企业对外投资规模并未随制度差异的扩大而增加。这说明环境逃逸论并不能有效解释中国企业的对外投资行为。^[14]正式制度差异并未显著

阻碍企业对外投资多元化,说明强效制度环境对正式制度差异具有调节效应。与此形成鲜明对比的是,非正式制度差异仍然显著阻碍了企业对外投资多元化,说明强效制度环境未能有效弥合文化差异。

表7 Panel B 报告了负向制度差异样本的估计结果。可以发现,对正式制度劣于中国的东道国而言,正式制度差异并未显著增加企业对外投资规

模,但显著降低了企业对外投资范围。这说明中国企业对外投资偏好于良好的市场经济制度,尽管正式制度劣于中国的东道国可能具备丰富的市场空间和自然资源,但是这并未完全抵消中国企业对于良好制度的追求。^[3]值得注意的是,无论是正式制度

差异还是非正式制度差异,均未显著影响企业对外投资股权结构和建立方式。可能的原因在于,在对正式制度劣于中国的东道国进行投资时,中国企业具有较强的特有优势,相比之下东道国的环境因素对企业投资决策的影响较为有限。

表 7 不同制度偏向的估计

变量	Intensive		Extensive		Sharemode		Greenmode		Trouble	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Panel A: 正向制度差异										
<i>Idiff</i>	0.007 (0.025)	—	-0.041 (0.032)	—	0.378** (0.176)	—	0.040 (0.048)	—	0.155** (0.070)	—
<i>Idiff</i> × <i>Bar</i>	0.031 (0.045)	—	0.136** (0.060)	—	-0.481 (0.305)	—	-0.095 (0.096)	—	-0.276** (0.129)	—
<i>Cdiff</i>	—	0.032 (0.033)	—	-0.121*** (0.038)	—	0.185* (0.097)	—	-0.232*** (0.073)	—	0.296*** (0.075)
<i>Cdiff</i> × <i>Bar</i>	—	0.029 (0.058)	—	0.011 (0.071)	—	-0.240 (0.225)	—	-0.227 (0.220)	—	0.022 (0.111)
样本量	1 563	1 332	1 563	1 332	597	526	1 537	1 313	1 516	1 294
Panel B: 负向制度差异										
<i>Idiff</i>	0.027 (0.029)	—	-0.061* (0.032)	—	-0.028 (0.035)	—	-0.002 (0.012)	—	0.017* (0.010)	—
<i>Idiff</i> × <i>Bar</i>	-0.035 (0.053)	—	0.231*** (0.063)	—	-0.051 (0.091)	—	0.029 (0.020)	—	-0.016 (0.025)	—
<i>Cdiff</i>	—	0.143*** (0.048)	—	0.021 (0.059)	—	0.006 (0.024)	—	0.027 (0.022)	—	-0.024 (0.017)
<i>Cdiff</i> × <i>Bar</i>	—	-0.184* (0.108)	—	-0.190 (0.156)	—	-0.013 (0.033)	—	0.009 (0.069)	—	0.061* (0.034)
样本量	877	474	877	474	112	67	877	474	877	474

说明:回归均加入是否受“一带一路”倡议影响的哑变量、控制变量、行业和年份固定效应。

六、主要结论及政策启示

本文研究发现,对于企业大型对外投资决策,正式制度差异和非正式制度差异的影响不尽相同。正式制度差异显著阻碍了企业大型对外投资范围,但对投资规模没有显著影响。同时,正式制度差异使得企业倾向于采用全资股权结构,但对投资建立方式没有影响。相比之下,非正式制度差异对企业大型对外投资决策的影响更为广泛——扩大了企业投资规模,阻碍了企业投资范围,并且使得企业倾向于采用全资股权结构和并购建立模式。对于企业

大型对外投资成效,正式制度差异和非正式制度差异均显著提高了企业投资失败的概率。“一带一路”倡议对制度差异的优化互补效应主要体现在正式制度上,相对而言对文化差异的弥合功能尚且不足。

上述结论在不同行业和制度偏向国家存在异质性。一方面,与制造业不同,正式制度差异显著扩大了企业对外投资服务业的规模,且制度差异均未显著增加企业投资服务业的失败概率。另一方面,正式制度差异对中国企业投资多元化的负面影响仅体现于正式制度劣于中国的东道国,反映中国企业投资并不偏向制度较差的国家。相比面向制度优于中国的东道国,当投资于制度劣于中国的东道国

时, 中国企业对外投资模式和成效与制度差异关联较弱, 这可能源于国有企业的所有权优势。

本文的政策启示在于, 在保障企业更好、更快走出去的过程中, 政府部门应准确评估制度差异可能带来的风险, 做好预防措施和风险担保。针对东道国制度环境以及企业投资行业的具体属性, 引导企业选择合理的投资规模、适当的投资范围以及理

性的股权比例和建立模式。并且, 深化“一带一路”倡议, 构建更为紧密的区域合作体是助力中国企业大规模走出去的顶层设计中需要考虑的重要内容之一。不仅通过政治领导互访、友好城市建设等方式加强与沿线国家正式制度互联互通, 也要通过设立孔子学院、举行文化节等方式补充弥合文化差异。

参考文献

- [1] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国对发展中国家的投资——东道国制度重要吗? [J]. 管理世界, 2012, (11).
- [2] 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).
- [3] 王永钦, 杜巨澜, 王凯. 中国对外直接投资区位选择的决定因素: 制度、税负和资源禀赋 [J]. 经济研究, 2014, (12).
- [4] 綦建红, 杨丽. 中国 OFDI 的区位决定因素——基于地理距离与文化距离的检验 [J]. 经济地理, 2012, (12).
- [5] 张良悦, 刘东. “一带一路”与中国经济发展 [J]. 经济学家, 2015, (11).
- [6] 孙楚仁, 张楠, 刘雅莹. “一带一路”倡议与中国对沿线国家的贸易增长 [J]. 国际贸易问题, 2017, (2).
- [7] 陈景华. 中国 OFDI 来源的区域差异分解与影响因素——基于 2003—2011 年省际面板数据的实证研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (7).
- [8] 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).
- [9] 葛顺奇, 罗伟. 中国制造业企业对外直接投资和母公司竞争优势 [J]. 管理世界, 2013, (6).
- [10] 李梅, 金照林. 国际 R&D、吸收能力与对外直接投资逆向技术溢出——基于我国省际面板数据的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2011, (10).
- [11] 余官胜, 杨文. 我国对外投资与出口贸易相互关系——基于跨国面板数据联立方程组的实证研究 [J]. 中央财经大学学报, 2014, (12).
- [12] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应” [J]. 经济研究, 2014, (5).
- [13] M. Habib, L. Zurawicki. Corruption and Foreign Direct Investment [J]. Journal of International Business Studies, 2002, 33 (2).
- [14] 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).
- [15] 刘晓光, 杨连星. 双边政治关系、东道国制度环境与对外直接投资 [J]. 金融研究, 2016, (12).
- [16] 周经, 张利敏. 制度距离、强效制度环境与中国跨国企业对外投资模式选择 [J]. 国际贸易问题, 2014, (11).
- [17] 杨连星, 刘晓光, 张杰. 双边政治关系如何影响对外直接投资——基于二元边际和投资成败视角 [J]. 中国工业经济, 2016, (11).
- [18] R. Morck, B. Yeung, M. Zhao. Perspectives on China's Outward Foreign Direct Investment [J]. Journal of International Business Studies, 2008, 39 (3).
- [19] I. Kolstad, A. Wiig. What Determines Chinese Outward FDI? [J]. Journal of World Business, 2012, 47 (1).
- [20] R. Peretiakko, C. D'Souza. Cultural Impact on Investment Destination Choice of US-multinational Corporations in Australia [J]. Cross Cultural Management: An International Journal, 2005, (12).
- [21] S. J. Chang, P. M. Rosenzweig. The Choice of Entry Mode in Sequential Foreign Direct Investment [J]. Strategic Management Journal, 2001, 22 (8).
- [22] L. Cui, F. Jiang. FDI Entry Mode Choice of Chinese Firms: A Strategic Behavior Perspective [J]. Journal of World Business, 2009, 44 (4).
- [23] 潘镇, 鲁明泓. 在华外商直接投资进入模式选择的文理解释 [J]. 世界经济, 2006, (2).

- [24] K. D. Brouthers, L. E. Brouthers. Acquisition or Greenfield Start-up? Institutional, Cultural and Transaction Cost Influences [J]. Strategic Management Journal, 2000, 21 (1).
- [25] 张建红, 葛顺奇, 周朝鸿. 产业特征对产业国际化进程的影响——以跨国并购为例 [J]. 南开经济研究, 2012, (2).
- [26] 蒋冠宏, 蒋殿春. 绿地投资还是跨国并购: 中国企业对外直接投资方式的选择 [J]. 世界经济, 2017, (7).
- [27] 杨国亮. 对外投资合作中的政治风险: 现有研究的综述及其扩展 [J]. 经济管理, 2012, (10).
- [28] G. Hofstede. Cultures and Organizations: Software of the Mind [M]. US: McGraw-Hill, 2005.
- [29] P. J. Buckley, L. J. Clegg, A. R. Cross, X. Liu, H. Voss, P. Zheng. The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment [J]. Journal of International Business Studies, 2007, 38 (4).
- [30] 祁毓, 王学超. 东道国劳工标准会影响中国对外直接投资吗? [J]. 财贸经济, 2012, (4).

(责任编辑: 张雨潇)

INSTITUTIONAL DIFFERENCES, “THE BELT AND ROAD INITIATIVE” AND CHINA’S LARGE-SCALE OUTWARD FOREIGN INVESTMENT

——Based on a Perspective of Investment Margins, Modes and Failure

SHEN Kun-rong JIN Gang

(School of Economics, Nanjing University)

Abstract: Based on the 2440 large-scale foreign investment samples of 609 enterprises in China from 2005 to 2016, this paper examines the impact of formal and informal institutional difference on the outward foreign investment margins, modes and performance. The results show as follows. Formal institutional difference has little influence on the scale of investment, but it has a significant impact on the diversification of investment. In order to avoid the management risk brought by formal institutional difference, enterprises prefer to choose full ownership structure. However, whether enterprises choose greenfield investment or cross-border mergers and acquisitions is not affected by formal institutional difference. In contrast, the impact of informal institutional difference is more extensive. Both formal and informal institutional difference will significantly increase the probability of failure of outward foreign investment. This paper also finds that “the Belt and Road Initiative” can mitigate the risks brought by formal institutional difference. The conclusion shows that it is necessary to deepen “the Belt and Road Initiative”, especially to develop the cultural exchanges with the countries along the Belt and Road, to help enterprises to go outward faster and better.

Key words: formal institutional difference; informal institutional difference; “the Belt and Road Initiative”; large-scale outward foreign investment