

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

杨连星, 刘晓光, 张杰

[摘要] 关于双边政治关系对母国对外直接投资的影响,以往研究往往忽略了对外直接投资的结构特征和成败因素。本文基于2005—2014年中国企业层面对外直接投资数据,实证分析发现:友好双边政治关系有助于促进企业对外投资规模、多元化程度和投资成功率的提高,但存在一定的政策工具和行业差异。与长期性的正式外交关系相比,短期性的高层互访和非正式的友好城市交流,对于企业投资规模和多元化程度的促进效应更强,尤其是友好城市交流能够显著提升企业对外投资成功率,而双边政治冲突则对企业投资产生了显著的抑制效应;在不同行业中,对于体现国家战略意图的资源获取型行业,友好双边政治关系具有显著的促进效应,但对于容易遭受双边政治形势冲击的基础设施行业,双边政治关系并未起到一定的促进效应。因而,企业海外投资要善于利用双边政治关系的积极效应,密切关注双边政治关系变化并建立预警机制,通过构筑企业自身所有权优势,促进对外投资发展。同时,在国家“一带一路”战略实施中,要积极利用现有双多边合作机制,兼顾企业海外投资增速与成效,发挥好双边政治关系对企业投资成效的保障作用。

[关键词] 双边政治关系; 对外直接投资; 二元边际; 投资成败; 行业差异

[中图分类号]F125 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)11-0056-17

一、问题提出

近年来,中国企业对外直接投资发展迅猛,根据《中国对外直接投资统计公报》,中国2014年对外直接投资规模已达1231.2亿美元,连续3年成为世界三大对外投资国之一。可以预见,随着中国“一带一路”战略的实施,企业对外直接投资将迎来新一轮高速增长。现有理论认为,企业对外直接投资的一个重要条件是拥有特定的竞争优势,而中国等发展中国家在很多方面往往被认为缺乏竞争优势,尤其是制度优势或企业的所有权优势^[1,2],而双边政治关系被认为是保障发展中国家对外投资的重要因素。因此,在中国“一带一路”战略实施进程中,企业如何更好地识别和运用双边政治关系对海外投资的促进效应,降低政治冲突对海外投资的不利影响,进而在扩大企业对外投资规模和

[收稿日期] 2016-03-01

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“提高中国文化贸易出口品质的理论基础和政策途径研究”(批准号15BH108)。

[作者简介] 杨连星(1989—),男,山东诸城人,中国人民大学经济学院博士研究生;刘晓光(1988—),男,河南商丘人,中国人民大学国家发展与战略研究院讲师,经济学博士;张杰(1973—),男,江苏泰州人,中国人民大学经济学院教授,经济学博士。通讯作者:刘晓光,电子邮箱:lxg2015@ruc.edu.cn。衷心感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

范围的同时提高投资成功率,成为未来一个阶段中国企业对外直接投资面临的关键问题。

事实上,发展中国家对外直接投资(Outward Direct Investment, ODI)的兴起是当前国际经济学领域的重要研究课题,特别是如何看待和认识中国对外直接投资的快速发展,成为当前理论研究的焦点。针对双边政治关系与一国对外直接投资的研究,诸多文献认为,双边政治关系对于促进政治互信、达成合作共识,进而促进母国企业对外投资增长具有十分重要的意义^[3,4]。双边政治关系作为东道国制度环境的一个替代性制度安排,特别是对制度风险较高的发展中国家,可以起到降低投资风险的作用^[5-7]。部分研究从建交关系、双边城市友好交流活动以及双边投资协定等政策效果进行分析,得到了较为一致的研究结论。在针对中国样本的研究中,Zhang^[8]研究分析发现,政治关系对中国对外投资规模和强度具有显著的影响效应;张为付^[9]研究发现,政府支持力度等因素对中国企业的对外直接投资有显著的正向影响;潘镇和金中坤^[10]研究表明,中国企业对外直接投资趋于流向政治关系好而制度风险高的东道国,良好的政治关系作为一种替代性的制度安排,减弱了在东道国经营的不确定性,有效地促进了母国对外直接投资。

随着企业对外直接投资研究的深入,相关研究将分析视角从一元的规模分析拓展到二元边际的结构特征分析^[11,12]。二元边际的概念来源于贸易领域^[13,14],在对外直接投资领域,对外投资集约边际定义为一年中企业对外直接投资国家—行业对的平均投资额,反映一国企业对外投资的规模;扩展边际定义为一年中企业对外直接投资国家—行业对的数量^[11,12],反映一国企业对外投资的多元化程度。由此,企业对外投资的结构特征可以从二元边际的视角给予全面解读;企业对外投资决策往往取决于投资的边际回报,据此形成企业对外投资规模,即企业对外投资的集约边际,通常表现为母国对东道国投资存量的增加;同时,企业投资国家与行业的范围,可以视为企业对外投资的扩展边际,表现为母国企业国家—行业对数量的增加^[12]。相比出口二元边际的广泛研究和讨论,目前还没有文献专门考察双边政治关系与企业对外直接投资二元边际及投资成败的影响效应。

中国“一带一路”战略实施在带来巨大机遇的同时,企业对外投资也面临愈加复杂的形势和困局,部分企业对外投资缺乏风险防范意识、跨国管理水平低下,使得企业对外投资面临诸多潜在风险。因此,如何更好地利用双边政治关系促进和保障企业对外投资发展,成为当前亟待解决的议题。本文关于双边政治关系对中国企业对外投资的影响分析从集约边际、扩展边际和投资成败三个维度进行,这不仅有助于厘清中国对外直接投资增长的结构特征,同时也为中国“一带一路”战略实施进程中企业对外投资的风险规避和投资成效的提升,提供了一定的政策启示。

二、理论框架

关于双边政治关系与企业对外直接投资的研究,涉及政治学、制度学和国际经济学等领域。已有研究揭示了东道国制度对母国对外直接投资的重要影响,由于制度与政治有着密切关系,在考察对外直接投资现象时,越来越多的研究开始关注双边政治关系,研究内容包括建交关系、高层互访、友好城市、政治冲突以及双边投资协定等政策工具的不同作用。具体来看,上述双边政治关系存在短期性质和长期性质、正式制度安排与非正式制度安排等差异特征,因而对企业对外直接投资的影响存在一定的差异。

1. 双边政治关系影响对外投资二元边际的机制

政治学与国际关系的结合产生了三个主要流派,即理性选择制度主义、规范制度主义以及历史制度主义,其中与本文研究结合最为紧密的是理性选择制度主义。该理论认为,对于双边政治制度因素,与交易成本理论一致,国家之间的制度安排有助于降低合法交易的成本以及不确定性,有利

于两国间经济合作与发展^[6]。双边政治关系作为一种制度安排,尤其是双边政治关系提供的长期性的正式制度安排,有利于双边国家各种投资规则的创造与完善,促进企业对外投资的发展。

高层互访这种短期性的外交活动,有利于传递母国与东道国间政治偏好信号,进而有助于增强企业对外投资信心和积极性。从政治学角度看,公共利益是私人利益的集合,外交活动受国家和私人利益共同驱动,因而高层互访作为外交活动的一个重要组成部分,可以视为企业对外投资政治权利从母国向东道国的扩散过程,这种互动活动可以进一步巩固对外投资企业在东道国的投资优势^[10,15],促进对外投资二元边际的提升。一方面,国家高层互访可以通过友好协商或者外交政治压力,为母国投资企业在东道国投资提供一系列的投资合约和协议,降低跨国企业的谈判和交易费用,从而增强企业管理者与投资者的信心,促进企业投资规模的增长,即显著提升企业投资的集约边际;另一方面,母国企业遵循风险最小化的原则下,出于本能的风险规避原则,往往会认同和追随类似的双边政治活动,将高层互访视为双边国家友好信号,这种政治互动为企业提供相对较高的产权保护能力、较强的剩余索取,以及外部化内部收益的能力,增强母国企业的对外投资信心,尤其是能够促进企业再次投资行为和投资范围的扩张,即引发企业扩展边际的增长^[16,17]。

作为双边政治关系中非正式制度安排,友好城市交流能够显著提高双边投资的信息透明度和合作匹配度,促进企业对外直接投资的发展。从理性选择制度主义看,友好城市的建立作为一种非正式的外交活动,一定程度上赋予双边城市经济合作和投资一种“优先待遇”,通过民间各种商务组织和交流,不仅促进了友好城市间的经济合作,而且对于母国企业资本的流入也具有一定的带动效应^[18]。这种非正式的友好交流活动,一方面,能够降低东道国投资环境的不确定性,提高投资双方的信息透明度,进而促进企业投资规模(集约边际)的增长;另一方面,能够使得母国与投资东道国间企业投资个性化需求得到满足,不仅能够有效地促进当地相关投资产业的发展,即促进企业投资扩展边际的提升,同时也有助于降低企业的投资风险,提高企业的投资积极性。从该角度来看,这种非正式的制度安排往往对于企业投资促进效应更强^[19]。

此外,作为双边政治关系中长期性的正式制度安排,即两国间正式外交关系的建立,能够为企业投资提供实质性的制度安排,促进企业对外投资发展。从理性选择制度主义来看,外交关系作为一种两国间长期性的正式制度安排,其建立表明两个不同主权国家确定了友好政治关系,是一种存在于两国之间实质性的制度安排。双边国家较长时间的外交关系可使双边经济活动嵌入到特定的制度背景中,也会导致双边制度与文化的变迁,并且在制度路径依赖机制下母国对外投资可能持久性地受制度影响。建立外交关系的时间越长,越有利于各种规则的完善和保护投资者的利益,进而有助于投资者对东道国制度的适应与自我调整修正^[15,20],对企业投资具有一定的保障作用。因此,随着两国间外交关系的持续和延长,企业能够较为容易地适应东道国投资环境,加之东道国投资规则和保护制度的逐步完善,这不仅促进母国企业采取初始投资行为,即促进企业投资集约边际增长,同时也能够促进企业再次投资行为和投资范围的扩张,即促进企业投资扩展边际的提升。

2. 双边政治关系影响对外投资成败的机制

制度的主要功能是创建有序规则,促进经济活动中各种交易的顺利进行。对于母国企业对外投资而言,东道国不确定性的制度环境不仅会显著抑制企业的投资行为,而且会影响企业既有投资的成败。对外投资不仅要面临不确定的投资环境,同时也要面临意识形态所形成的风险,这种风险来源于母国与东道国间的政治冲突,可能会直接导致项目投资失败。从理性选择制度主义来看,体现两国间友好的双边政治关系以及双边投资协定的签署,能够为企业对外投资成功提供一定的保障。

双边政治关系中的政治冲突不可避免地会加剧企业投资风险,恶化企业投资状况。向洪金等^[21]

研究认为,由于国家之间的利益不一致,时常出现一些政治冲突,如边境冲突、领土争端、人权问题等。考虑到对外直接投资规模大、周期长、成本高等特点,在两国发生政治冲突时,东道国政府会较为容易地将与母国政治冲突的成本转移到境内的母国投资企业,在形式上常常表现为更为严格的管制、高税收、严厉的市场进入与签证程序,或者选择性的法律、契约歧视来索取母国投资商的产权,进而导致母国投资商产权的低效或者无效,甚至直接进行资产没收等处罚^[22]。因此,东道国政治政策的变化,对于外商投资规模和产权具有显著的影响,甚至能够直接决定外商投资的价值^[23],当母国与东道国间发生一系列政治冲突,会显著地恶化企业投资状况,加大企业投资的失败率。

对于东道国不确定的制度环境而言,友好的双边政治关系能够降低企业对外投资的风险,降低投资失败率,尤其是能够提升企业投资透明度的非正式友好城市交流活动,对企业投资成效的保障作用尤为突出。在建交、高层互访等友好正式的双边政治关系中,双边地方政府能够基于互利互联、合作共赢的理念,通过双方各自社会资本的合作,赋予企业一种新的所有权优势,能够有效地降低企业投资风险,显著提升企业对外直接投资的成功率^[22]。而非正式的民间友好城市交流活动,通过双方城市的密切交流和互访,能够最大程度上提高投资双方的信息透明度,有针对性地满足东道国当地特定投资需求,进而极大降低企业对外投资风险,显著提高企业投资成效。

此外,两国间的投资协定争端解决机制同样能为企业对外投资提供一定的保障,有效地提高企业对外投资的成功率。国际投资领域并不存在与贸易领域一致的全球性协定,现有的投资协定中,1995年WTO成员方签署的《与贸易有关的投资措施协定》成为乌拉圭回合谈判的最后成果之一,旨在促进投资自由化,并禁止对外商投资的歧视性政策,但其明确将此限制在与货物商品有关的投资措施。鉴于此,双边投资协定成为调节和规范企业对外投资的主要手段。根据商务部《中国对外签订双边投资协定一览表》,截至2015年,中国已与104个国家签订了双边投资协定,成为投资协定拥有量最多的国家之一。近乎所有的双边投资协定都为投资争端的解决提供了仲裁方案和规则,对于企业对外投资提供了一定的保障,有助于优化企业对外投资状况^[24]。

三、计量模型构建及变量指标设计

1. 计量模型构建

为实现本文的研究目的,结合文献综述的理论机制,借鉴Globerman and Shapiro^[5]、Büthe and Milner^[22]等模型构建思路,本文计量模型设定如下:

$$odi_{ijt} = \alpha \cdot pol_{jt} + \beta \cdot rul_{jt} + \varphi \cdot U_{ijt} + \eta_i + \lambda_j + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i, j, t 分别指示企业、东道国与年份。方程中 odi 代表企业对外直接投资的集约边际(Intensive)与扩展边际(Extensive)。 pol 为双边政治变量,包括建交时间、高层互访、友好城市、双边政治冲突以及双边投资协定等指标。 rul 为东道国制度环境变量。 U 是国家层面的控制变量。 η_i 和 λ_j 分别表示对外投资企业的行业效应和区域效应, μ_t 为年份固定效应。 ε_{it} 为残差项。

在此基础上,本文进一步分析了双边政治关系与企业对外投资成败的影响效应。遵循Sakaguchi et al.^[25]最新文献的研究逻辑,本文对于双边政治关系与对外直接投资成效的回归模型采用面板二值选择模型。借鉴Hayes et al.^[26]模型构建思路,可得本文所需的计量模型框架:

$$\text{Prob}(suc_{ijt}) = \begin{cases} 1 & \text{if } \alpha \cdot pol_{jt} + \beta \cdot rul_{jt} + \varphi \cdot U_{ijt} + \eta_i + \lambda_j + \mu_t + \varepsilon_{it} > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中, suc_{ijt} 为企业 i 在年份 t 投资东道国 j 的对外投资成败变量;如果企业海外投资未遭遇

项目失败,则 $suc_{ijt}=1$, 否则 $suc_{ijt}=0$ 。基于上述模型设定,本文同时采用了面板二值模型的 Logit 和 Probit 模型进行回归估计。

2. 变量指标设计

借鉴已有贸易二元边际的定义,本文在 Anderson^[27]原始投资引力模型的基础上,参照 Bergstrand and Egger^[11]和 Eicher et al.^[12]等研究,将企业对外直接投资的集约边际定义为一年中企业对外直接投资国家—行业对的平均投资额,扩展边际定义为一年中企业对外直接投资中国—行业对的数量,具体计算公式如下:

$$odi_{it} = \sum_{j=1, h=1} odivalue_{ijht} = \underbrace{(indvalue_{it})}_{Intensive} \times \underbrace{(\sum_{j=1} indnum_{ijt})}_{Extensive} \quad (3)$$

式(3)中, odi_{it} 表示企业 i 年份 t 的对外投资总额, $odivalue_{ijht}$ 表示企业 i 在年份 t 对国家 j 的行业 h 的直接投资额。 $indvalue_{it}$ 表示企业 i 在年份 t 的国家—行业对的平均实际投资额(根据各年汇率并以 2005 为基期调整为实际值)。 $indnum_{ijt}$ 表示企业 i 在年份 t 对国家 j 直接投资的行业数量。下标 j, h 指示企业对外投资的不同东道国和行业。

pol 是本文模型中的双边政治变量。本文选取的双边政治变量如下:①建交时间(*diplomacy*):代表中国与东道国外交关系的持续时间(以年为单位)。本文以考察期内的特定年份与初始的建交年份的差值来表示,数据来源于外交部网站“各国建立外交关系日期简表”。②友好城市(*fcity*):表示中国与东道国建立友好城市的状况。本文以双边地方省份、州各年建立的友好城市的存量表示,具体数据来源于中国国际友好城市联合会—中国各省份与东道国省份的各年“友城统计”。③高层互访(*visits*):表示特定年份内两国政治领导人的互访情况。借鉴张建红和姜建刚^[15]的处理方法,高层领导人之间的政治外交包括来访、出访和第三国会晤三种方式。本文根据政治领导人互访和在第三国会晤的次数来衡量,具体信息来源于外交部网站——“外交动态”。④双边政治冲突(*conflict*):表示中国与东道国之间的政治冲突情况。与张建红和姜建刚^[15]一致,本文以特定年份双边政治冲突的次数加权重表示,严重冲突的权重为 2,一般性冲突的权重为 1。双边政治冲突具体信息,根据外交部官方网站提供“例行记者会”和“发言人表态和电话答问”统计。⑤双边投资协定(*bit*)。本文设置双边投资协定生效期限变量,以中国与对外投资东道国双边投资协定生效的年份得到的期限来衡量。上述数据来源于联合国贸易和发展会议(简称贸发会议)的 BIT 数据库。

rul 是东道国制度质量。制度风险是一个国家由于政治体制、法律体系、社会结构的不完善和缺陷而产生的系统性风险。虽然当前东道国较少地采取没收或者变相国有化手段,导致母国企业海外资产全部损失,但是隐性存在的各种制度风险仍然对母国企业资产造成各种损失^[28]。参照宗芳宇等^[29]以及潘镇和金中坤^[10]的做法,本文采用世界银行的世界治理指标(World Governance Indicator, WGI)来衡量东道国制度质量,将各东道国 2005—2014 年的六个专项指数加总,得到东道国制度质量指数 rul ,数据来源于世界银行网站。

U 是国家层面的控制变量。根据 Dunning^[1],区位优势对企业国际生产具有极其重要的影响效应,区位优势主要来自东道国的特征,如自然资源和廉价劳动力等,这些特征与跨国企业的所有权优势相结合,可以产生更多的竞争优势。基于此,本文取 $gdper$ 代表东道国经济发展水平,以人均 GDP(2005 年不变价美元)的自然对数来衡量;本币汇率 $rate$ 选择 AMA 汇率,即由联合国统计局根据国际货币基金组织统计的年度平均汇率和价格调整汇率进行适当调整得出的汇率; $trade$ 为贸易依存度,以东道国贸易总额占当年 GDP 的比重衡量; $ldist$ 为地理距离,以中国与东道国之间的贸易

距离,取自然对数,代表企业对外直接投资的冰山成本。

企业的对外投资数据主要来自2005—2014年的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)。东道国国内生产总值(GDP)、GDP平减指数、贸易额、汇率水平、人均GDP等世界发展指标均来源于世界银行数据库。东道国地理距离指数主要来自于CEPII数据库,该数据库提供了用四种不同方法测量的双边距离,涵盖225个国家,本文采用第三组测量值,即根据主要人口聚集地距离及其所占总人口比重加权计算所得。

基于本文计量模型的构建,各变量的含义和描述性统计结果见表1。

变量	含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
<i>intensive</i>	对外直接投资的集约边际	1237	6.2561	0.9653	4.6051	9.7980
<i>extensive</i>	对外直接投资的扩展边际	1237	2.0092	1.6973	1.0000	10.0000
解释变量						
<i>visits</i>	高层互访次数	1138	1.8732	2.0431	0.0000	11.0000
<i>fcity</i>	友好城市存量数	1138	45.1282	67.3843	0.0000	254.0000
<i>conflict</i>	双边政治冲突	1237	1.2560	3.4251	0.0000	14.0000
<i>diplomacy</i>	建交时间	1136	40.6134	12.3134	2.0000	65.0000
<i>bit</i>	双边投资协定生效期限	1237	9.0781	10.4734	0.0000	31.0000
<i>rul</i>	东道国制度质量	1170	0.4063	4.9453	-7.6209	7.5401
<i>gdper</i>	东道国经济发展水平	1152	9.5532	1.1587	6.5123	11.8208
<i>trade</i>	贸易依存度	1114	4.1340	0.5636	3.0970	6.0861
<i>ldist</i>	地理距离—投资的冰山成本	1170	8.9410	0.5458	6.8623	9.8683
<i>rate</i>	本币汇率	1170	100.7098	8.4609	52.1690	128.1417

资料来源:作者整理。

四、实证分析与检验

1. 基准模型回归估计

本文基准回归采用面板随机效应模型,主要原因在于:本文模型包含不随时间变化解释变量,而随机效应模型认为表示某些个体特征的但不随时间变化的自变量能够对因变量造成影响,允许这类变量引入模型;从样本数据看,共计有1237个截面,而仅有8个时间点,即样本数据为短面板,采用随机效应模型能够避免自由度的损失;本文的实证结果Hausman检验的P值均远大于0.1,故接受原假设,采用随机效应回归模型具有合理性。从表2企业ODI二元边际的回归结果看,双边政治关系不仅对企业对外直接投资规模和多元化程度存在显著的影响,并且该影响效应存在一定的差异性,这表明以往仅仅针对宏观国家层面投资规模或者微观企业是否有对外投资行为的研究,可能在一定程度上忽略了企业对外直接投资的结构特征,而本文的相关研究发现能够为企业对外投资提供更全面具体的经验启示。

从表2中(1)—(3)列ODI的集约边际(*intensive*)估计看,双边政治关系中建交时间、高层互访和友好城市变量估计系数显著为正,说明友好的双边政治关系对企业投资规模具有显著的促进效应。具体而言,短期性的高层互访活动可以视为对外投资商政治权利从母国向东道国的扩散过程,彰显了母国对东道国的政治偏好,有助于提高企业对外投资的积极性^[6]。而友好城市的建立作为一种非正式制度,在一定程度上赋予了双边城市经济合作和投资的一种“优先待遇”,通过民间各种商

表 2 双边政治关系与企业 ODI 二元边际回归分析(随机效应)

变量	集约边际(intensive)			扩展边际(extensive)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高层互访	0.0491*** (2.6502)	0.0497*** (2.6129)	0.0414* (1.7940)	0.0337 (1.1313)	0.0200 (0.6809)	0.0746* (1.8298)
友好城市	0.0019** (2.3301)	0.0024** (2.1443)	0.0064*** (3.2452)	0.0132*** (9.8781)	0.0095*** (6.2131)	0.0066** (2.1713)
双边政治冲突	0.0125 (0.8613)	0.0131 (0.8914)	-0.0160 (-0.7320)	-0.0383* (-1.6601)	-0.0008 (-0.0400)	-0.0441 (-1.1801)
建交时间	0.0020** (2.3802)	0.0021** (2.0501)	0.0055*** (3.0501)	0.0077* (1.7603)	0.0113 (0.7909)	0.0015 (0.2202)
双边投资协定	0.0035 (0.0500)	-0.0032 (-0.0402)	0.0065 (0.0602)	0.5150*** (5.0608)	0.3468*** (3.2502)	0.4832*** (2.9110)
制度质量		0.0026 (0.1002)	0.0075 (0.4101)		0.0766*** (4.8911)	0.0991*** (3.2510)
经济发展水平		0.1049 (1.2402)	0.1350** (1.9903)		0.0991*** (3.2511)	0.1145 (0.9910)
贸易依存度		-0.2902** (-2.0301)	-0.3661*** (-3.0821)		0.1148 (0.9911)	-0.8823*** (-4.5410)
地理距离		-0.3129 (-1.0609)	-0.0298 (-0.2710)		-0.8823*** (-4.5401)	-0.4524** (-2.4402)
本币汇率		-0.0042 (-0.7510)	-0.0058 (-1.1011)		-0.4543** (-2.4402)	-0.0155* (-1.8403)
常数项	6.2052*** (51.1421)	6.2045*** (51.1011)	7.3021*** (4.5321)	0.9701*** (5.2603)	0.0155* (1.8405)	-3.0771 (-1.1604)
行业固定效应	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
区域固定效应	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
年份固定效应	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
Hausman 检验	0.4851	0.8663	0.9014	0.1855	0.3066	0.7617
样本量	1136	1070	1070	1136	1070	1070

注:*, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著。小括号内为 t 值或 z 值。Hausman 一行报告的是 Hausman 检验的 P 值,由于 P 值均远大于 0.1,故接受原假设,因而采用随机效应模型回归具有合理性。

资料来源:作者计算。

务组织和交流,促进了友好城市间的经济合作,因而对于母国企业对外投资具有一定的带动效应^[18]。同样,作为长期性正式的双边外交关系的建立和发展,有利于东道国各种投资规则的完善、投资者对东道国制度的适应与调整^[19],因而能够有效地促进企业投资规模的增长。双边投资协定估计系数基本为正但不显著,即其未对企业投资规模产生显著的促进效应,这可能与双边投资协定的作用机制有关。双边投资协定的争端解决机制主要是对企业对外投资事后的一种保护机制,虽然有助于企业做出对东道国进行投资的决策,但它本身并不影响企业投资项目的盈利水平,因而对企业投资项目规模不会产生显著影响^[20]。此外,双边政治冲突估计系数不显著,说明双边政治冲突对于企业投资规模扩张并未造成显著的负面效应,即当母国与东道国国家利益不一致而发生政治冲突时,考虑到国家整体利益关系,东道国并没有采取直接索取母国投资商的产权等手段^[22]。

从表中(4)—(6)列 ODI 扩展边际估计结果看,友好的双边政治关系对企业投资多元化程度的提升具有显著的促进效应,并且与长期性的正式外交关系相比,短期性的非正式的友好城市交流能够显著促进母国企业对外直接投资多元化程度的提升。这说明作为对正式双边政治关系的有力补

充,非正式的友好城市交流活动,能够进一步增强双边地方政府的互利互联、信息共享,赋予企业在东道国一种新的所有权优势,有效降低企业投资风险,促进企业对外投资范围的扩张。此外,与集约边际存在显著差异的是,双边投资协定生效期限对企业投资多元化程度的提升具有显著促进效应。如前所述,投资协定提供的一系列争端解决机制、仲裁方案和规则,能够增强东道国对母国企业的投资产权保护力度,有助于企业做出投资的决策,促进企业投资多元化程度的提高^[24]。

对于模型中其他控制变量,东道国制度质量对于企业投资的多元化程度提升具有显著的促进效应,但是对于企业的投资规模影响并不显著,与双边投资协定影响效果类似^[28]。东道国经济发展水平估计系数为正,这说明较高的经济发展水平对于企业对外直接投资发展具有一定的促进效应,这可能与东道国的区位优势有关,即经济发展水平较高的国家,投资的基础设施和投资环境往往也较为完善;但东道国的贸易依存度对母国企业投资规模的扩张具有显著的抑制效应,这说明对东道国贸易与对其投资之间可能存在较强的替代效应。此外,地理距离、本币汇率对企业投资规模没有显著影响,但是显著抑制了企业投资的多元化程度,这与新兴贸易理论中冰山成本是企业国际化策略的重要影响因素的逻辑推论一致。综上所述,对于企业对外投资而言,选择制度质量较高以及经济发展水平较好的投资东道国,更能够有效提升企业自身的投资规模和多元化程度。

2. 不同行业特征下的双边政治关系回归估计

从本文样本分布来看,企业对外直接投资中占比超过10%的有四大行业,分别是能源行业(33%)、交通运输业(19%)、金属业(15%)、房地产行业(14%),四大行业占比合计超过80%,而其他行业占比均不足5%。据统计,过去十年间中国对外直接投资失败率呈现明显的行业差异,失败率较高的行业主要集中在能源资源、交通和高新技术等领域。特别地,对于一些大型的资源开发型或者基础设施项目,由于企业资源有限,需要政府高层领导政治互动,通过政治磋商达成经济合约,或者运用政治权利对东道国政府进行施压,进而为企业在东道国投资提供更多的产权保护。因此,双边政治关系的推动作用必然受到企业投资行业风险异质性的影响。基于上述分析,本文进一步构建能源行业(*energy*)、交通运输业(*transport*)、房地产(*real estate*)、金属业(*metal*)与双边政治关系的交叉项 *en_pol*、*tran_pol*、*real_pol* 和 *men_pol*,来考察不同行业的影响效应。

表3是不同行业对外投资集约边际的估计结果。从表中(1)—(5)列估计结果看,不同行业的双边政治关系交叉项估计系数存在显著的差异性:对于体现国家战略的资源获取型行业,企业对外投资发展与友好的双边政治关系提供的制度安排更为契合,因而对行业投资发展促进效应更强。具体来看,除政治冲突外,能源行业与双边政治关系交叉项估计系数均显著为正,说明友好的双边政治关系有助于显著提升能源行业的对外直接投资规模。这可能因为:对于体现国家战略意图的能源行业,双边政治关系的推动力度更大,其促进效应会更强。加之资源获取型行业对外投资主要以实力雄厚的国有企业投资为主体,因而需要双边政治关系的推动;另一方面,能源行业的投资和贸易特征更具国际化,并且企业投资常常采用与东道国企业合资方式,因而一定程度上不易遭受地方政府需求的冲击,也有助于双边政治关系作用的发挥。

与能源行业形成鲜明对比的是,交通运输行业与双边政治关系交叉项的估计系数基本显著为负,这凸显了如何提升双边政治关系对于交通运输业海外投资积极效应的重要性。近年来,中国对外高铁投资项目受阻现象,也印证了双边政治关系的重要性。而当前双边政治关系未对基建行业的对外投资发展起到一定的促进效应,可能的原因在于:与其他对外投资行业相比,交通运输业投资极易遭受双边政治形势的影响,造成投资项目实施难度大、障碍多。事实上,东道国政府对具有公共财政意义的交通基础设施领域投资比较敏感,同时出于高铁等交通产业培育的目的,在项目立项或

表 3 不同行业样本组的集约边际检验结果

变量	模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		<i>visits</i> 交叉项	<i>fcity</i> 交叉项	<i>conflict</i> 交叉项	<i>diplomacy</i> 交叉项	<i>bit</i> 交叉项
能源行业		0.1011*** (3.0702)	0.0026* (1.7802)	0.0149 (0.5600)	0.0091*** (3.3613)	0.0140** (2.1401)
金属业		-0.0247 (-0.6403)	-0.0087 (-1.1806)	-0.0506 (-1.2710)	-0.0038 (-0.1111)	0.0047 (0.5610)
房地产业		-0.0047 (-0.1302)	0.0009 (0.2408)	0.0008 (0.0409)	-0.0044 (-1.5221)	-0.0193 (-1.5731)
交通运输业		-0.0578 (-1.2201)	-0.0028 (-1.2631)	-0.0453* (-1.6551)	-0.0054* (-1.9001)	-0.0135** (-2.0107)
高层互访		0.0288 (1.0312)	0.0428* (1.8813)	0.0375 (1.5919)	0.0371 (1.6401)	0.0427* (1.8502)
友好城市		0.0059*** (3.1513)	0.0060*** (2.9719)	0.0059*** (3.1421)	0.0058*** (2.9423)	0.0063*** (3.4320)
双边政治冲突		-0.0001 (-0.0321)	0.0005 (0.1200)	0.0008 (0.1900)	-0.0006 (-0.1409)	0.0010 (0.2126)
建交时间		0.0373* (1.8002)	0.0360* (1.8500)	0.0430* (1.8103)	0.0399* (1.7401)	0.0468** (2.0210)
双边投资协定		0.0124 (0.1100)	0.0179 (0.1600)	0.0076 (0.0700)	0.0375 (0.3402)	-0.0178 (-0.1201)
制度质量		0.0086 (0.4802)	0.0088 (0.4910)	0.0065 (0.3608)	0.0029 (0.1513)	0.0067 (0.3612)
常数项		7.0221*** (4.3421)	7.2723*** (4.4141)	7.1883*** (4.4201)	6.2841*** (3.8702)	6.6808*** (4.1103)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
区域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Hausman 检验	0.1853	0.4662	0.5010	0.3851	0.2061	
样本量		1070	1070	1070	1070	1070

注:同表 2。此外,本表采用面板 VIF 进行了多重共线性检验(下文同)。

资料来源:作者计算。

者通过阶段往往设置障碍,使得项目实施进程中极易受到双边政治形势的影响及其他大国的左右,造成企业对外投资受阻。此外,部分东道国互联互通的软环境营造比较滞后,容易遭受不良政治动机的影响,加之双边交通领域对话机制不完善,对外投资协议落实性差,导致投资失败率较高。事实上,近年来中国对外投资的希腊港口、墨西哥高铁、泰国高铁以及最近的美国高铁等一系列基础设施项目受阻甚至无限期停滞现象,也一定程度上印证了上述结论。

进一步从表 4 分行业的扩展边际估计结果看,不同行业双边政治关系对企业投资的多元化程度存在显著的影响差异:友好的双边政治关系促进了能源行业、金属业等资源获取型行业对外投资多元化程度的提升,但对于交通运输业较多呈现显著的负向效应,这与上表集约边际的估计基本一致。具体来看,高层互访、建交时间、双边投资协定以及友好城市交流,均会显著地促进资源获取型企业对外投资扩展边际的提升。这说明友好的双边政治关系,一方面有助于双边经济活动与双边政治活动的融合,提高企业对东道国制度的适应与渗透能力,增强双方的互利互联、信息共享;另一方面,能够增强东道国对母国企业的投资产权保护力度,降低企业投资风险,利于企业做出投资决策,促进企业对外投资范围的扩张。但对于交通运输行业而言,与集约边际一致,双边政治关系对企业投

表 4 不同行业样本组的扩展边际检验结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	<i>visits</i> 交叉项	<i>fcity</i> 交叉项	<i>conflict</i> 交叉项	<i>diplomacy</i> 交叉项	<i>bit</i> 交叉项
能源行业	0.1250** (2.1512)	0.0099*** (5.4011)	-0.0783** (-2.0712)	0.0323*** (7.0904)	0.0734*** (6.7602)
金属业	0.2308*** (3.0815)	0.0212*** (7.6412)	-0.1670** (-2.1714)	0.0492*** (9.0109)	0.1541*** (12.4910)
房地产业	0.1040 (1.5411)	0.0045** (2.2512)	-0.0069 (-0.1617)	0.0161*** (2.7701)	0.0442*** (3.7502)
交通运输业	-0.1530** (-2.0703)	-0.0011 (-0.4904)	-0.0358 (-0.7709)	-0.0120** (-2.3400)	-0.0200* (-1.6612)
高层互访	0.0296 (0.6101)	0.108*** (2.6100)	-0.0798* (-1.8200)	0.0809** (1.9901)	0.0695* (1.7911)
友好城市	0.0064* (1.9013)	-0.0063 (-0.1817)	0.0079** (2.2105)	0.0062** (1.9702)	0.0047 (1.3900)
双边政治冲突	-0.0066 (-0.8821)	-0.0048 (-0.6718)	-0.0057 (-0.6919)	-0.0330 (-0.8909)	0.0016 (0.2403)
建交时间	-0.0719* (-1.8105)	-0.0111 (-0.2902)	-0.106** (-2.5001)	-0.0224*** (-2.9631)	-0.00482 (-0.1321)
双边投资协定	0.4373** (2.4121)	0.4132** (2.3731)	0.4431** (2.3741)	0.5301*** (3.1621)	-0.6940*** (-3.3201)
制度质量	0.1316*** (3.9801)	0.1188*** (3.7321)	0.1262*** (3.7209)	0.1013*** (3.3003)	0.0740** (2.5001)
常数项	-0.4280 (-0.1521)	-0.1671 (-0.0631)	-0.4362 (-0.1511)	-2.1603 (-0.8107)	-3.7968 (-1.4702)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
区域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Hausman 检验	0.1350	0.2161	0.3315	0.1757	0.1169
常数项	1070	1070	1070	1070	1070

注:同表 2。

资料来源:作者计算。

资多元化程度呈现负向抑制效应。此外,双边政治冲突对能源和金属行业的多元化程度的提升,也造成了一定的负面抑制效应。这证实了,当母国与东道国国家利益不一致而发生政治冲突时,东道国政府倾向于选择资源型行业作为制裁或对抗手段,将母国政治冲突的成本转移到投资企业^[22]。

3. 双边政治关系影响对外直接投资成败的进一步讨论

事实上,企业一旦投资,其固定成本高、转移能力弱,在两国发生政治冲突时,东道国政府可能与母国间的政治冲突成本转移到境内的母国企业^[22],这会直接影响企业投资的成败。但是,友好的双边政治关系作为对外投资企业政治权利从母国向东道国的扩散,为企业在东道国投资提供了一系列投资合约等正式的制度安排,以及民间交流合作等一些非正式制度,这有助于企业形成相对较高的产权保护能力、剩余索取能力,进而提高企业的对外投资成效。同时,双边投资协定中的投资争端解决机制,也能够为企业对外直接投资成功提供一定的保障。基于此,本文使用中国“全球投资跟踪”数据库(China Global Investment Tracker)中对外投资失败项目变量,对上述影响效应进行分析。

表 5 报告了双边政治关系与对外直接投资成效的面板二值选择模型的估计结果,其中,Probit

模型和 Logit 模型的估计结果基本一致。从表中估计结果来看,在双边政治关系中,只有非正式的友好城市交流对企业投资成功率存在显著的正向影响,其他的双边政治关系变量虽然能够在不同程度上促进企业对外投资规模和多元化程度的提升,但是对于企业投资的成败并未产生显著的积极效应。这说明以往仅仅从促进企业对外投资规模的角度进行双边政治关系的政策评估,可能一定程度上夸大了双边政治关系的积极作用。从本文分析来看,双边政治关系中友好城市交流能够显著地提升母国企业对外投资的成功率,即相对于其他形式的双边政治关系而言,友好城市交流具有更深层次的民间合作基础、更加充分的信息交流,能够有效地实施与东道国投资需求相适应的投资项目,提高投资双方的信息对称程度和匹配程度,进而能够保障对外投资项目的成功^[8]。

与上述 ODI 扩展边际估计一致,双边政治冲突对于企业投资成功率具有显著的负面抑制效应,此外,双边投资协定生效期限与企业 ODI 成功率存在一定的正相关关系,即两国间双边投资协定的生效,以及投资协定提供的一系列争端解决机制、仲裁方案和规则,能够提高企业的未来投资收益预期,对企业投资项目的成功具有一定的保障作用,但该效果并不显著,说明中国签订的双边投资协定在保护中国企业对外投资成效方面,还需要进一步加强。

从不同行业看,表 6 显示,与分行业二元边际估计结果一致,友好双边政治关系对能源行业投资成功率具有显著的促进效应,对于房地产行业 and 金属业影响效应不显著,对交通运输业甚至产生了显著的负向效应。具体来看,在能源行业的估计中,友好的双边政治关系显著地促进了母国能源行业对外投资项目的成功。这说明以体现国家战略或者国家利益为特征的能源行业对外投资,由于投资更具国际化和市场化特征,加之企业多采用合资等经营方式,降低了企业投资阻力,因而友好的双边政治关系促进效应较为凸显。但是对于交通运输业而言,与分行业二元边际估计结果一致,

表 5 双边政治关系与对外直接投资成效(面板二值选择模型)

模型	面板 Probit			面板 Logit		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
变量						
高层互访	-0.0093 (-0.2403)	-0.0176 (-0.4221)	-0.0065 (-0.1565)	-0.0234 (-0.3152)	-0.0472 (-0.6041)	-0.0157 (-0.1900)
友好城市	0.0059** (2.1643)	0.0076*** (2.5987)	0.00631** (2.0105)	0.0121** (2.1503)	0.0156*** (2.5803)	0.0129** (2.0300)
双边政治冲突	-0.1452** (-2.5658)	-0.1360** (-2.3791)	-0.1391** (-2.2541)	-0.2612** (-2.4551)	-0.2540** (-2.2944)	-0.2513** (-2.1633)
建交时间	-0.0003 (-0.0321)	-0.0004 (-0.0831)	0.0012 (0.2047)	-0.0021 (-0.2078)	-0.0019 (-0.1790)	-0.0011 (-0.0910)
双边投资协定	0.1210 (0.8429)	0.0643 (0.4120)	0.0255 (0.1538)	0.2340 (0.8132)	0.0682 (0.2151)	0.0110 (0.0334)
制度质量		0.0704** (2.4731)	0.0127** (2.3621)		0.1406** (2.5100)	0.0222** (2.3560)
常数项	1.5791*** (3.9920)	-1.7340 (-0.6521)	-2.5590 (-0.9330)	2.8411*** (3.5428)	-3.8110 (-0.7212)	-4.8420 (-0.9127)
年份固定效应	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
区域固定效应	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
行业固定效应	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
Hausman 检验	0.1422	0.1321	0.1661	0.1014	0.1181	0.1875
样本量	1076	1070	1014	1076	1070	1014

注:同表 2。

资料来源:作者计算。

表 6 不同行业双边政治关系与对外直接投资成效(面板二值选择模型)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	<i>visits</i> 交叉项	<i>fcity</i> 交叉项	<i>conflict</i> 交叉项	<i>diplomacy</i> 交叉项	<i>bit</i> 交叉项
能源行业	0.3213*** (2.6014)	0.1204** (2.4513)	0.0043 (1.5524)	0.0120* (1.7239)	0.0229* (1.6773)
金属业	0.0356 (0.4813)	0.000222 (0.1239)	-0.0097 (-0.2389)	0.0015 (0.3154)	-0.0059 (-0.5034)
房地产业	0.0443 (0.7700)	0.0029 (1.2500)	-0.0454 (-1.4213)	0.0012 (0.3132)	-0.00378 (-0.3642)
交通运输业	-0.143** (-2.5713)	-0.0057** (-2.3511)	-0.0205 (-0.3620)	-0.0165*** (-4.0621)	-0.0363*** (-3.4032)
高层互访	0.0268 (0.6334)	0.0234 (0.6132)	0.0349 (0.9141)	0.0257 (0.6720)	0.0146 (0.3821)
友好城市	0.0066** (2.3170)	0.0061** (2.1535)	0.0066** (2.3192)	0.0059** (2.0104)	0.0057** (2.0011)
双边政治冲突	-0.0704** (-2.3600)	-0.0776** (-2.4800)	-0.0749** (-2.3700)	-0.0908*** (-3.0400)	-0.0922*** (-3.0800)
建交时间	0.0020 (0.3830)	0.0001 (0.0231)	-0.0003 (-0.0511)	0.0049 (0.8010)	0.0001 (0.0120)
双边投资协定	-0.1413 (-1.1032)	-0.0932 (-0.7224)	-0.1071 (-0.8302)	-0.1403 (-1.0301)	0.0391 (0.2120)
常数项	-0.5631 (-0.2910)	-0.5510 (-0.2823)	-0.5112 (-0.2617)	-0.7214 (-0.3736)	-0.3013 (-0.1532)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
区域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Hausman 检验	0.2320	0.1516	0.3664	0.2147	0.2019
样本量	1076	1070	1014	1076	1070

注:同表 2。

资料来源:作者计算。

双边政治关系未呈现出显著的促进效应,甚至具有一定的抑制效应。与其在二元边际的作用机制类似,交通运输业以基础设施为集聚特征,往往在项目投资实施进程中遭受东道国政治波动、产业政策的冲击以及投资软环境的影响,甚至遭遇当地政府政策的强力反弹,导致行业投资频频受阻。现实中,虽然双边政治关系确实带动了中国与泰国、墨西哥、美国等一系列交通运输项目投资,但在项目投资合约签订后或项目实施进程中,均遭遇了当地多种阻力而导致投资失败,在一定程度上印证了上述结论和作用机制。

五、稳健性检验

1. 不同 ODI 二元边际的回归估计

考虑到稳健性检验的目的,本文进一步基于投资东道国视角,将对外直接投资的集约边际定义为一年中在某一东道国投资的企业—行业关系对的平均投资额,扩展边际定义为一年中在某一东道国投资的企业—行业关系对数量。

表 7 是在国家视角下对外直接投资二元边际的回归结果。从表中(1)—(3)列集约边际的估计结果来看,与表 2 基准结果一致,双边政治关系中高层互访、建交时间和友好城市变量估计系数大多显著为正,而双边政治冲突、双边投资协定估计系数不显著。同样地,从表中(4)—(6)列扩展边际的估计结果来看,与表 3 基准结果一致,建交时间以及友好城市均会显著地促进母国对外直接投资

扩展边际的提升,并且双边投资协定对企业投资扩展边际存在显著的正向影响。因此,企业要充分地利用和把握良好双边政治关系的激励效应,促进企业海外投资的发展。模型中其他关键解释变量的估计结果也与前文一致,具体机制不再赘述。

表 7 双边政治与企业 ODI 二元边际回归分析(随机效应)

变量	模型	集约边际(intensive)			扩展边际(extensive)		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高层互访		0.0045** (2.5512)	0.0469** (2.0813)	0.0034* (1.9503)	-0.0138 (-1.1202)	-0.0264** (-2.0004)	-0.0191 (-1.4541)
友好城市		0.0006 (0.8112)	0.0070*** (4.7113)	0.0037*** (2.7714)	0.0036** (2.3902)	0.0019* (1.8803)	0.0018* (1.6904)
双边政治冲突		0.0138 (1.0511)	0.0318 (1.0201)	0.0212 (1.2503)	0.0298 (0.7403)	-0.0482 (-1.0704)	-0.0442 (-0.9614)
建交时间		0.0014*** (2.8914)	0.0226*** (4.1942)	0.0309*** (3.5543)	0.0013** (2.8932)	0.0044** (2.5021)	0.0036** (2.0211)
双边投资协定		0.0324 (0.5003)	0.0869 (1.0809)	0.0108 (0.1531)	0.0504*** (5.5921)	0.0497*** (4.3703)	0.0606*** (5.4224)
制度质量			-0.0096 (-0.5704)	0.0197 (1.3510)		0.0015*** (4.1400)	0.0012*** (-5.1324)
常数项		6.2851*** (54.3331)	8.4515*** (6.3140)	7.5621*** (7.9813)	1.0693*** (14.5432)	0.3251 (0.5221)	0.3708 (0.6110)
行业固定效应	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	
区域固定效应	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	
年份固定效应	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	
Hausman 检验		0.1127	0.1064	0.2015	0.1350	0.2064	0.1611
样本量		1136	1070	1070	1136	1070	1070

注:同表 2。

资料来源:作者计算。

2. 关于内生性问题的讨论

在上文分析中,双边政治关系与对外投资回归分析可能存在一定的内生性问题,从而可能导致估计结果不可靠:一方面,双边政治关系与母国对外直接投资之间可能存在反向因果关系。根据王根蓓等^[30]和 Naray^[31]的研究,两国密切的经济活动,如双边直接投资也会显著促进双边政治关系的往来和发展;另一方面,回归模型中可能遗漏了影响企业对外直接投资的一些特定变量,而这些变量可能恰恰决定了母国对外直接投资的规模和多元化程度。

针对第一种内生性问题,最好的办法是找到合适的工具变量,但正如 Desbordes and Vicard^[32]所指出的,对于双边政治关系变量而言,虽然缺乏有效的随时间变化的外生工具变量,但可以利用内部的工具变量,即双边政治关系的滞后项作为有效的工具变量,因而本文选择了 2 年的滞后变量作为双边政治关系的工具变量。针对第二种内生性问题,较为有效地处理办法就是把可能与双边政治关系相关的变量均加以控制,包括历史关系(如是否有殖民关系、是否曾属于同一国家等),或者能够反映所有不随时间改变的国家特征(如文化差异、宗教信仰等)。同样,参照 Desbordes and Vicard^[32]文献设定方法,本文进一步考虑了文化距离因素、是否为同一殖民地和是否曾属于同一国家,对上述第二种内生性问题进行了处理。其中,本文对文化距离的度量采取 Hofstede 的文化距离概念和 Morosini et al.^[33]的文化距离指数,并且由 Hofstede 提供的文化距离各维度计算得出,相关国家特征数据均来源于 CEPII 数据库。

表8报告了采用工具变量和纳入潜在遗漏变量的模型回归结果。对于第一种内生性问题,在控制一系列相关影响因素以及采用工具变量来解决可能的逆向因果关系所导致的内生性问题的前提下,得到了与上文基本一致的估计结果。在集约边际估计中,双边政治关系高层互访、建交时间和友好城市变量估计系数基本显著为正;而对于ODI扩展边际的影响效应估计中,建交时间、非正式的友好城市交流以及双边投资协定生效期限,均会显著地促进母国对外直接投资扩展边际的提升。对于第二种内生性问题估计,在考虑到文化距离因素、是否为同一殖民地和是否曾属于同一国家等可能遗漏的变量基础上,双边政治关系,如建交时间、非正式的友好城市交流以及双边投资协定生效期限均与母国对外直接投资二元边际间存在显著的影响效应。此外,从本文设定工具变量的有效性看,在两阶段的工具变量估计过程中,第一阶段估计的F值均大于Stock et al.^[34]设定的F值在10%偏误水平下16.38的临界值,说明使用本文设定的工具变量是合适的,不存在弱工具变量问题。

表8 企业ODI二元边际与企业收益的检验结果

模型 变量	第一种内生性问题				第二种内生性问题			
	企业层面		国家层面		企业层面		国家层面	
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
高层互访	0.1250 (1.4720)	0.0470 (0.4810)	0.2200** (2.2210)	0.776*** (7.0731)	-0.0246 (-1.5310)	0.0575*** (2.8013)	0.3720 (1.3400)	-0.0051 (-0.1102)
友好城市	0.0109** (2.1108)	0.0150** (2.1132)	0.0020 (0.2900)	0.0244* (1.7921)	0.0054*** (3.5220)	0.0015 (1.2219)	0.0605** (2.5311)	0.0120*** (3.3420)
双边政治冲突	-0.0951 (-1.2642)	-0.4510*** (-4.1004)	-0.0427 (-0.4102)	-0.0254 (-0.1200)	0.0327 (1.5913)	-0.0605** (-2.2011)	0.4730 (1.2321)	-0.0914* (-1.8320)
建交时间	0.0009*** (2.6043)	0.0029 (0.1423)	0.0570*** (-6.4141)	0.0758* (1.7131)	0.0101*** (4.9142)	0.0049*** (4.5131)	0.0077*** (3.8514)	0.0061** (2.1215)
双边投资协定	0.2070 (0.6165)	0.0872*** (4.2143)	0.6350 (1.5312)	0.0723* (1.7204)	0.0126 (0.1614)	0.0960** (2.1210)	1.4830 (1.5702)	0.2700*** (3.0503)
文化距离					-0.1210 (-0.6520)	0.2511* (1.9421)	-2.7953 (-1.4531)	0.3790* (1.9441)
同一殖民地					0.5490* (1.8411)	-0.7591* (-1.7730)	0.3050 (0.7521)	-0.3290 (-0.3800)
同一国家					0.2732 (0.6621)	0.2190 (1.4802)	1.3110 (0.4114)	-1.7051*** (-3.5923)
常数项	0.7743 (0.2103)	7.3932 (1.3107)	5.6212 (1.0604)	26.8213** (2.3002)	7.2080*** (6.9324)	0.2424 (0.5811)	17.3651 (1.5521)	3.1714*** (2.6902)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
区域	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted-R ²	0.6581	0.6317	0.6233	0.6724	0.5235	0.5236	0.5077	0.5122
DWH Chi ² /F 值	56.3870	38.0345	27.2868	49.1316				
P 值	(0.1031)	(0.0941)	(0.0924)	(0.0815)				
第一阶段 F 值	34.5940	43.2656	44.2953	33.1614				
样本量	846	846	846	846	1070	1070	1070	1070

注:同表2。

资料来源:作者计算。

六、主要结论与对“一带一路”政策启示

本文研究表明,双边政治关系有助于促进企业对外投资规模和多元化程度的提高,同时也有助于提升企业对外投资成功率,但不同双边政治关系工具的影响效应存在一定的差异:短期性的高层

互访和双边投资协定能够促进企业对外投资规模和多元化程度的提高,但并未对企业投资成败产生显著促进效应;而非正式的友好城市交流既能够提升企业的投资规模和多元化程度,也有助于提高企业投资成功率;相反,双边政治冲突对企业对外投资成功率产生了显著的负面影响。此外,不同双边政治关系影响效应同样存在显著的行业差异,友好双边政治关系有助于促进资源获取型的能源行业投资规模、多元化程度和投资成功率的提升,但是对容易遭受东道国政府需求等多因素冲击的交通运输业,双边政治关系并未产生显著的积极效应。基于上述分析,在“一带一路”战略实施中,如何在扩大对外投资规模和范围的同时提高成功率,本文提出以下政策建议:

(1)发挥双边政治关系对企业对外投资的积极作用,提升企业投资二元边际和投资成效。企业要善于利用中国与“一带一路”沿线国家双边政治关系不断改善的契机,密切关注双边政治关系的动态变化,有针对性地调整在东道国的投资规模和多元化程度,规避东道国制度环境风险。同时,企业要通过友好城市交流等多种途径了解和适应东道国的文化习俗和商业惯例,建立多种形式的联系机制,降低企业投资适应成本。此外,积极采取各种措施甄别和防范对外投资风险,建立双边政治关系的预警机制,降低企业投资的潜在风险以及政治冲突对投资成效的不利影响。

(2)正确认识和把握双边政治关系的行业影响差异,结合“一带一路”沿线国家不同的行业禀赋特征,促进企业对外投资发展。资源型企业企业要积极利用双边政治关系的推动作用,特别是与“一带一路”沿线的资源型国家的双边政治互动,有效避免东道国的不利因素掣肘和地方诉求的不利冲击。对于双边政治关系的促进效应并不明显的其他行业对外投资而言,企业要着力提升自身所有权优势,通过获取技术、专利、商标、管理与协调技巧等方面的特有资源,增强抵御投资风险能力。如前所述,在现实中,虽然双边政治关系带动了中国与泰国、墨西哥、美国等一系列交通运输项目的投资,但在项目投资合约签订后或项目实施进程中,均遭遇了东道国政治波动或地方阻力而导致投资失败。因此,在提升企业自身所有权优势的同时,应积极吸取对外投资受阻的教训,发挥行业协会的协调带动作用,保障企业对外投资权益。

(3)兼顾投资增速与成效,发挥双边政治关系对企业投资成效的保障作用。在“一带一路”战略实施进程中,不能仅仅局限于推动企业对外投资规模和投资范围的扩张,对于容易遭受当地政府需求冲击投资受阻的行业,要采用有力措施保障企业对外投资收到实效,尤其是加大对能源行业、交通运输行业等风险较高的行业关注和政策支持,不断完善“走出去”风险防控体系。在增强非正式的双边城市交流对投资项目成败的保障作用同时,大力提升正式的双边建交关系、双边投资协定对行业投资成败的保障作用,着力通过正式双边政治关系为企业投资提供一系列正式制度安排,降低投资风险。特别是鉴于上述行业投资对于实现互联互通、保障“一带一路”规划实施具有重要意义,需要通过从国家层面与东道国协调以及签订一系列投资协定,降低相关项目投资风险。

(4)积极利用多边合作机制,形成更为系统完备的经济外交组合战略架构,克服双边政治关系促进企业投资的内在局限性,推动“一带一路”建设。企业要依据“一带一路”沿线国家不同发展阶段和行业禀赋优势,共商共建各类产业园区,为中国与沿线国家产能合作与企业对外投资提供广阔平台。同时,积极完善企业对外投资的多边合作机制,将政策、基建、贸易、投资、金融等方面合作内容有机结合,带动企业对“一带一路”国家的多领域的投资。此外,要重视对“一带一路”战略惠及沿线国家民众的国际推介,带动高水平的政治关系优势转化为更多务实合作和国际合作成果,促进企业对外投资发展。

[参考文献]

- [1]Dunning, J. H. The Theory of International Production[J]. The International Trade Journal, 1988,3(1):21-66.

- [2] Egger, P., and M. Pfaffermayr. The Impact of Bilateral Investment Treaties on Foreign Direct Investment[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2004, 32(4):788-804.
- [3] Nigh, D. Political Events and the Foreign Direct Investment Decision: An Empirical Examination [J]. *Managerial and Decision Economics*, 1986,7(2):99-106.
- [4] Neumayer, E., and L. Spess. Do Bilateral Investment Treaties Increase Foreign Direct Investment to Developing Countries[J]. *World development*, 2005,33(10):1567-1585.
- [5] Globerman, S., and D. Shapiro. Global Foreign Direct Investment Flows: The Role of Governance Infrastructure [J]. *World development*, 2002,30(11):1899-1919.
- [6] Keohane, R. O. *After Hegemony: Cooperation and Discord in the World Political Economy* [M]. New Jersey: Princeton University Press, 2005.
- [7] Dunning, J. H., and S. M. Lundan. Institutions and the OLI Paradigm of the Multinational Enterprise [J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2008,25(4):573-593.
- [8] Zhang, J. An Explanatory Study of Bilateral FDI Relations: the Case of China [J]. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 2005,3(2):133-150.
- [9] 张为付. 影响我国企业对外直接投资因素研究[J]. *中国工业经济*, 2008,(11):130-140.
- [10] 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.
- [11] Bergstrand, J. H., and P. Egger. A Knowledge-and-Physical-Capital Model of International Trade Flows, Foreign Direct Investment, and Multinational Enterprises [J]. *Journal of International Economics*, 2007,73(2):278-308.
- [12] Eicher, T. S., L. Helfman, and A. Lenkoski. Robust FDI Determinants: Bayesian Model Averaging in the Presence of Selection Bias[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2012,(34):637-651.
- [13] Bernard, A. B., J. B. Jensen, S. J. Redding, and P. K. Schott. The Margins of U.S. Trade [J]. *The American Economic Review*, 2009,99(2):487-493.
- [14] Melitz, M. J., and S. J. Redding. *Heterogeneous Firms and Trade*[R]. NBER Working Paper, 2012.
- [15] 张建红, 姜建刚. 双边政治关系对中国对外直接投资的影响研究[J]. *世界经济与政治*, 2012,(12):133-55.
- [16] Kobrin, S. J., J. Basek, S. Blank, and J. L. Palombara. The Assessment and Evaluation of Noneconomic Environments by American Firms: A Preliminary Report [J]. *Journal of International Business Studies*, 1980, (23)32-47.
- [17] Ramasamy, B., and R. D. Cremer. Cities, Commerce and Culture: The Economic Role of International Sister-City Relationships between New Zealand and Asia[J]. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 1998,3(3):446-461.
- [18] Tjandradewi, B. I., and P. J. Marcotullio. City-to-City Networks: Asian Perspectives on Key Elements and Areas for Success[J]. *Habitat International*, 2009,33(2):165-172.
- [19] Desbordes, R. Global and Diplomatic Political Risks and Foreign Direct Investment [J]. *Economics & Politics*, 2010,22(1):92-125.
- [20] Makino, S., and E. W. Tsang. Historical Ties and Foreign Direct Investment: An Exploratory Study [J]. *Journal of International Business Studies*, 2011,42(4):545-557.
- [21] 向洪金, 柯孔林, 冯宗宪. 反倾销产业损害认定的理论与实证研究——基于 COMPAS 模型的分析[J]. *中国工业经济*, 2009,(1):42-52.
- [22] Büthe, T., and H. V. Milner. The Politics of Foreign Direct Investment into Developing Countries: Increasing FDI through International Trade Agreements[J]. *American Journal of Political Science*, 2008,52(4):741-762.
- [23] Lipson, C. *Standing Guard: Protecting Foreign Capital in the Nineteenth and Twentieth Centuries* [M]. University of California Press, 1985.
- [24] Simmons, B. A. Bargaining over BITs, Arbitrating Awards: The Regime for Protection and Promotion of International Investment[J]. *World Politics*, 2014,66(1):12-46.

- [25] Sakaguchi, J., H. Miyauchi, and T. Misawa. Risk Assessment of Power Plant Investment by Three Level Ordered Probit Model Considering Project Suspension [R]. Security and Control of the Emerging Power Grid (IREP), 2013.
- [26] Hayes, J., M. Roth, and L. Zepeda. Tenure Security, Investment and Productivity in Gambian Agriculture: A Generalized Probit Analysis[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1997,79(2):369-382.
- [27] Anderson, J. E. A Theoretical Foundation for the Gravity Equation[J]. The American Economic Review, 1979, 69(1):106-116.
- [28] Kesternich, I., and M. Schnitzer. Who Is Afraid of Political Risk? Multinational Firms and Their Choice of Capital Structure[J]. Journal of International Economics, 2010,82(2):208-218.
- [29] 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.
- [30] 王根蓓,赵晶,王馨仪. 生产力异质性、市场化进程与在华跨国公司进入模式的选择——基于 ML-Binary Logit 模型的实证分析[J]. 中国工业经济, 2010,(12):127-137.
- [31] Naray, O. Commercial diplomacy: A Conceptual Overview[R]. The Netherlands, 2008.
- [32] Desbordes, R., and V. Vicard. Foreign Direct Investment and Bilateral Investment Treaties: An International Political Perspective[J]. Journal of Comparative Economics, 2009,37(3):372-386.
- [33] Morosini, P., S. Shane, and H. Singh. National Cultural Distance and Cross-border Acquisition Performance [J]. Journal of international business studies, 1998,(9):137-158.
- [34] Stock, J. H., J. H. Wright, and M. Yogo. A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2002,20(4):518-29.

How Do Bilateral Political Relations Affect Outward Direct Investment——Based on a Perspective of Binary Margins and Investment Failure

YANG Lian-xing¹, LIU Xiao-guang², ZHANG Jie¹

(1. School of Economics of Renmin University of China, Beijing 100872, China;
2. National Academy of Development and Strategy of Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Existing literature on the effects of bilateral political relations on a home country's outward direct investment(ODI) often ignore structural characteristics and performances of ODI. In this paper, using China's firm-level ODI data in 2005—2014, we conduct empirical analysis and find that bilateral political relations not only help promote the scale and the diversification degree of enterprises' ODI, but also increase the its success probability, while there are certain differences across policy tools and industries. Compared with the long-term formal diplomatic relations, the above effects are stronger with short-term high-level official's visits and informal friendly city exchanges. In contrast, bilateral political conflicts have a significantly inhibitory effect on enterprises' ODI. Across industries, the bilateral political relations play a stronger promoting effect in resources industries' ODI, while it does not have a significant promoting effect in infrastructure industry, which is more vulnerable to bilateral political situation and local governments. Meanwhile, in the implementation of the "the Belt and Road" strategy, it is supposed to use the existing bilateral and multilateral cooperation mechanism as a safeguard for enterprises' ODI.

Key Words: bilateral political relations; outward direct investment; binary margins; investment failure; industry difference

JEL Classification: F21 F23 F51

[责任编辑:王燕梅]