· 计算社会科学与现代治理 ·

# 风险倾向、投资经验与中国对外 能源投资\*

## 王雪婷 王永中

【摘 要】本文基于随机效用模型构建混合面板 Logit 计量模型,利用 2006—2019 年中国企业对外能源绿地投资和并购投资的微观数据,分析中国企业对外能源投资决策的风险倾向,以及企业前期投资经验对后续投资风险倾向的影响。研究发现,相较东道国的外生风险,中国企业对外能源投资决策对东道国的内生风险的容忍度更高或更为偏好。由于与并购投资、化石能源投资相比,绿地投资、电力投资对东道国的内生风险暴露程度较高,故而中国企业对能源绿地投资的风险偏好度高于能源并购投资、对电力投资的风险偏好度高于化石能源投资。对投资经验的进一步研究显示,中国能源企业的前期投资经验有助于提高其在后续投资中对东道国的内生风险的容忍度,投资经验越丰富的企业对东道国的内生风险的容忍度或偏好度越高,并且这一效应对开展能源并购投资和化石能源投资的企业更为明显。

【关键词】对外能源投资 风险倾向 投资经验 随机效用模型 混合面板 Logit 模型

【作者简介】王雪婷,中国社会科学院大学国际政治经济学院博士研究生;王永中,经济学博士,中国社会科学院世界经济与政治研究所研究员,中国社会科学院大学国际政治经济学院教授。

【中图分类号】F426.2 【文献标识码】A 【文章编号】2097-1125(2024)05-0131-25

<sup>\*</sup> 本文系中国社会科学院研究所实验室综合资助项目"世界经济预测与政策模拟实验室" (2024SYZH003) 的阶段性成果。

## 一、问题的提出与理论假设

能源是提供能量和动力的战略性资源,是国民经济稳定发展的重要物 质基础。中国是最大的能源消费国,但"富煤、贫油、少气"的能源禀赋 远不足以支撑其巨大的能源消费需求,因而能源消费高度依赖国外进口, 长期备受能源供应安全问题的困扰。为缓解国内能源禀赋不足的困境、维 护能源供应的安全稳定,中国政府鼓励企业"走出去"开展能源投资,并 将其作为解决能源供应短缺问题的一个重要手段。但是,作为国际投资领 域的后来者,中国企业在能源投资机会方面面临不利的局面,优质资产基 本上被跨国能源巨头收入囊中,中国企业只能选择资源赋存条件较差、安 全风险较高的投资项目。同时,中国能源行业具有自然垄断特征,国有企 业的比例明显高于一般制造业、能源企业在评估海外投资项目风险时通常 更具长期战略思维, 也有更充足的资源用于应对突发风险事件, 显现出对 海外投资风险较为偏好的倾向。在当前中美竞争日益激烈和海外资源民族 主义明显抬头的背景下,中国海外能源权益资产的安全风险显著上升,对 中国企业的能源投资风险管控能力构成严峻挑战。因此、本研究具有重要 的现实意义,有助于中国企业增强风险防范意识,提高识别、防范和管理 海外能源投资风险的能力。

目前,中国将大量资本配置于能源禀赋丰裕、投资风险较高的发展中国家,引发了学术界关于中国企业对外能源投资风险倾向的讨论。① 能源行业属于自然垄断、政治敏感度高和强监管的行业,外资企业进入一般会受到东道国政府的严格审查,进入后在东道国的风险暴露程度高,② 如经常受到当地政府蚕食性征税、资源民族主义加剧、不利政策变动等的影响,因而能源企业在对外投资过程中需要与东道国政府进行频繁的博弈。而且,中国能源企业对外投资动机较为多元化,既有获取资源的目的,也有承揽工程项目的动因,不同动机的企业在进行投资决策时对东道国风险的暴露程度存在较大差异,并且这一差异可能体现在企业是以绿地投资还是以跨境并购方式进入的选择上。此外,国有能源企业是中国对外投资的先行者,其投资经验可对

① 参见王永中、赵奇锋:《风险偏好、投资动机与中国对外直接投资:基于面板数据的分析》,《金融评论》2016 年第 4 期,第 1~17 页; Peter J. Buckley, Liang Chen and L. Jeremy Clegg et al., The Role of Endogenous and Exogenous Risk in FDI Entry Choices, *Journal of World Business*, Vol. 55 (1), 2020, p. 101040。

② 参见 Witold J. Henisz and Bennet A. Zelner, The Institutional Environment for Telecommunications Investment, Journal of Economics & Management Strategy, Vol. 10 (1), 2001, pp. 123-147。

民营企业对外投资产生正向示范效应。① 因此,中国能源企业是研究风险倾向、投资经验与对外投资之间动态关系的良好样本。

根据传统国际投资理论,东道国的国家风险上升会降低外资企业进入的可能性。②但越来越多的实证研究发现,能源、电信等强监管行业企业在进行投资决策时显现出对东道国政治风险③的偏好,如政府部门的制度约束越少、自由裁量权越大,电信和能源等强监管行业的海外投资就越多。④早期文献研究认为高投资回报可以解释强监管行业企业对东道国风险的偏好。⑤近期研究显示,尽管强监管行业企业对东道国政府的腐败和缺乏制度约束等持续存在的政治环境风险表现出偏好,但对其政治冲突、自然灾害和技术事故等偶发风险事件仍持规避态度,故这类强监管行业企业投资进入及扩张的可能性与东道国偶发风险事件的发生频率负相关。⑥ Buckley 等认为,企业

① 参见赵勇、初晓:《"国进民进":国有企业在对外直接投资中的作用》,《世界经济》 2021年第5期,第53~78页。

② 参见 Peter J. Buckley, L. Jeremy Clegg and Adam R. Cross et al., The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment, *Journal of International Business Studies*, Vol. 38 (4), 2007, pp. 499-518。

③ 从投资角度看,东道国国家风险包括政治、法治秩序、经济社会、汇率波动和汇兑限制等各种维度的风险。从组织学习理论角度看,东道国政治风险不仅指东道国政治状况的不稳定性,而且指东道国主权政府或者利益相关方违反事前政策承诺导致跨国企业无法获得预期回报、投资收益减少或者完全失去投资本金的可能性。因而,政治风险与制度风险的内涵是一致的,既包括腐败、蚕食性征税、资产征收等政治环境风险,也包括恐怖袭击等政治事件风险。

④ 参见 Esteban García-Canal and Mauro F. Guillén, Risk and the Strategy of Foreign Location Choice in Regulated Industries, *Strategic Management Journal*, Vol. 29 (10), 2008, pp. 1097 – 1115; Guy L. F. Holburn and Bennet A. Zelner, Political Capabilities, Policy Risk, and International Investment Strategy: Evidence from the Global Electric Power Generation Industry, *Strategic Management Journal*, Vol. 31 (12), 2010, pp. 1290 – 1315。

⑤ 参见 Christopher Hajzler, Resource-Based FDI and Expropriation in Developing Economies, Journal of International Economics, Vol. 92 (1), 2014, pp. 124 – 146。由于能源资源及基础设施行业具有自然垄断特征,较早进入基础设施存量较少和能源资源开发较落后国家的外资企业会获得较高的边际资本回报,这导致强监管行业企业的区位投资决策显现出对东道国国家风险更高的容忍度。如果在制度宽松条件下优先进入时可获得的投资收益超过未来政策变动导致的潜在损失,企业就会选择投资进入。

参见 Chang Hoon Oh and Jennifer Oetzel, Multinationals' Response to Major Disasters: How Does Subsidiary Investment Vary in Response to the Type of Disaster and the Quality of Country Governance?, Strategic Management Journal, Vol. 32 (6), 2011, pp. 658 - 681; Caroline T. Witte, Martijn J. Burger and Elena I. Ianchovichina et al., Dodging Bullets: The Heterogeneous Effect of Political Violence on Greenfield FDI (English), Washington DC: World Bank Group, 2016。

在进行投资决策时并不是被动地评估东道国的风险,而是会考虑自身对投资风险的控制能力。①企业对东道国风险的态度取决于其对自身风险防控能力的判断。对东道国某特定风险因素,如果企业有能力或者至少认为自己有能力控制该风险因素,那么该风险因素对企业而言就是内生的;相反,如果企业无法影响某风险发生的概率,那么该风险因素对企业而言就是外生的。对腐败、蚕食性征税等政治环境风险,企业可主动与东道国政府沟通合作,以降低其负面影响,因而显示出对此类内生风险的偏好。相反,企业无法防范恐怖袭击、技术事故和自然灾害等偶发性风险,这些风险事件属于外生风险,企业对外生风险存在回避倾向。因此,提出本文的第一个研究假设。

H1: 相较东道国的外生风险,中国能源企业对东道国的内生风险的容忍度更高。

在不同投资进入模式下,企业对东道国环境风险的暴露程度存在差异。<sup>②</sup> 对能源企业而言,并购投资和绿地投资两种进入模式的投资目的不同。中国企业对外能源绿地投资主要涉及基础设施建设,如发电厂、电力输送设施和油气运输管道建设等。<sup>③</sup> 在基建工程承包项目建设完成并交付后,企业通常不参与后续的持续性运营,因而在项目运营阶段东道国的政治环境变化等内生风险对其造成投资损失的概率较低。与绿地投资相反,中国企业对外能源并购投资的主要目的之一是获取能源资产的所有权和经营权,并购项目会长久地暴露于东道国的政治环境风险之下。因此,提出本文的第二个研究假设。

H2:相较开展能源绿地投资的中国企业,开展能源并购投资的中国企业对东道国内生风险的容忍度较低。

为进一步验证不同类型投资项目对东道国内生风险暴露程度的差异是否 会影响企业的风险倾向,现将能源行业分为化石能源和电力两个子行业进行

① 参见 Peter J. Buckley, Liang Chen and L. Jeremy Clegg et al., The Role of Endogenous and Exogenous Risk in FDI Entry Choices, *Journal of World Business*, Vol. 55 (1), 2020, p. 101040。

② 参见 Zhi Shen and Francisco Puig, Spatial Dependence of the FDI Entry Mode Decision: Empirical Evidence from Emerging Market Enterprises, Management International Review, Vol. 58 (1), 2018, pp. 171 - 193; Mehmet Demirbag, Martina McGuinness and Huseyin Altay, Perceptions of Institutional Environment and Entry Mode: FDI from an Emerging Country, Management International Review, Vol. 50 (2), 2010, pp. 207 - 240。

③ 需要注意的是,并不是所有绿地投资项目都不涉及资产所有权。据笔者对微观投资项目的考察,很多工程承包项目被纳入 FDI Intelligence 绿地投资数据库。尤其是在能源绿地投资中,工程承包项目占据很高的比例。

分析。对外化石能源投资的主要动机是获取目标资产的所有权和经营权,一般属于并购投资,投资收益会长期受到东道国内生风险的影响。电力投资主要涉及发电厂和输配电网络设施建设,大部分属于绿地投资,大多数项目在完成交付、结清尾款后,建设承包商不再受东道国内生风险的影响。因此,提出本文的第三个研究假设。

H3:相较电力投资,化石能源投资对东道国内生风险更为敏感。

既有研究显示,企业投资经验对其风险倾向的调节作用仅限于政治环境风险等持续、稳定和可预测性较强的风险类型,技术事故、自然灾害等偶发风险事件的处理经验并不会影响企业对待后续偶发风险的态度。① 相较偶发风险事件,持续高风险环境中的投资经验更可能转化为企业的竞争优势,影响其后续投资决策的风险倾向。对政治环境风险等内生风险,企业可通过积累投资经验提高对此类风险的管控能力,降低后续投资对此类风险的敏感度。由于企业无法控制自然灾害、技术灾难和恐怖袭击等偶发风险事件的发生概率及其影响,故而处理偶发风险事件的经验并不能提升其竞争优势。不过,偶发事件较罕见,对非当事企业的影响大多是间接的,因而企业在做决策时往往将偶发风险事件的发生概率视作给定的,② 在偶发风险事件发生情况下的投资经验对企业对待外生风险的态度影响较小。因此,提出本文的第四个研究假设。

H4:相较东道国外生风险,投资经验更有助于提高企业对东道国内生风险的容忍度。

投资经验对企业的东道国内生风险倾向的调节作用取决于项目风险的暴露程度。能源基建项目绿地投资主要在建设阶段受到东道国政治环境风险的影响,能源并购投资项目在长期的经营阶段都暴露在东道国的风险环境中,已有并购经验的企业能在较长运营时间内获得更多关于东道国政治环境风险的经验知识。这意味着从前期并购经历中获取的风险管理经验知识更可能转化为企业的竞争优势,帮助其提高在后续并购项目运营过程中对东道国政治环境风险的管控能力。因此,提出本文的第五个研究假设。

H5: 相较能源绿地投资经验, 能源并购投资经验更能帮助企业在后续

① 参见 Jennifer M. Oetzel and Chang Hoon Oh, Learning to Carry the Cat by the Tail: Firm Experience, Disasters, and Multinational Subsidiary Entry and Expansion, *Organization Science*, Vol. 25 (3), 2014, pp. 732 - 756; Cristina López-Duarte and Marta M. Vidal-Suárez, External Uncertainty and Entry Mode Choice: Cultural Distance, Political Risk and Language Diversity, *International Business Review*, Vol. 19 (6), 2010, pp. 575 - 588。

② 参见 Joseph Lampel, Jamal Shamsie and Zur Shapira, Experiencing the Improbable: Rare Events and Organizational Learning, Organization Science, Vol. 20 (5), 2009, pp. 835-845。

投资中降低对东道国内生风险的厌恶度。

从化石能源、电力等行业角度看,投资经验对企业的东道国内生风险倾向的调节作用受风险暴露程度的影响。与以基础设施项目建设为主的电力投资不同,化石能源投资以保障国内能源供应为主要动机,涉及长时间的运营,企业从中可长期获取在东道国经营的经验知识,进而提升其处理相关投资风险的能力。因此,提出本文的第六个研究假设。

H6:相较电力投资经验,化石能源投资经验更能帮助企业在后续投资中降低对东道国内生风险的敏感度。

本文的边际贡献体现在三个方面。第一,运用组织学习理论分析中国企业对投资风险的异质性反应,为国际投资风险研究提供了新视角。既有文献大多分析政治、金融和经济等不同维度的风险对中国企业对外投资行为的影响,但较少研究企业对投资风险的反应。本文从企业对自身所处投资环境风险的控制力和影响力的角度,根据企业对特定风险的控制能力和影响程度的差异性特征,将投资风险划分为内生风险和外生风险,对比研究中国企业对不同投资风险的异质性反应。第二,综合分析企业投资风险倾向和投资经验对企业对外能源投资的影响。本文将企业投资风险倾向和投资经验研究结合起来,从序贯投资的角度,研究企业前期投资经验对其后续投资风险倾向和风险管控能力的影响。第三,运用微观项目数据研究风险倾向、投资经验与对外投资之间的关系。数据可获得性不足是目前国际投资经验研究面临的一个重要障碍,本文利用 FDI Intelligence 绿地投资数据库和 Dealogic 并购投资数据库获取中国能源企业对外绿地投资和并购投资项目的微观数据,较好地克服了数据不足的问题。

综上,本文以2006—2019年中国能源企业对外绿地投资和并购投资项目层面数据为样本,基于企业层面的随机效用模型构建混合面板 Logit 计量模型,对中国能源企业对外投资风险倾向及投资经验对其后续投资风险倾向的影响进行动态的异质性分析。

## 二、模型设定与数据说明

#### (一) 模型设定

参照 Buckley 等的思路, ①本文通过构建随机效用模型研究中国能源企业对外投资的风险倾向问题。随机效用模型假设决策者在面对不同的备选方

① 参见 Peter J. Buckley, Liang Chen and L. Jeremy Clegg et al., The Role of Endogenous and Exogenous Risk in FDI Entry Choices, *Journal of World Business*, Vol. 55 (1), 2020, p. 101040<sub>0</sub>

案时会做出效用最大化的选择,这一假设被广泛应用于研究企业行为决策问题。随机效用模型也被广泛应用于对外直接投资区位选择问题的研究,以分析国家风险、资源丰裕度、市场容量等东道国特征因素对企业对外直接投资区位决策的影响程度。

假设第i个企业在时点t选择第j个国家或地区进行投资获得的效用为 $U_{in}$ :

$$U_{ijt} = \alpha_i x_{ijt} + \beta_i z_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \tag{1}$$

 $x_{ij}$ 代表第 i 个企业在时点 t 选择的第 j 个国家除却风险的可观测区位特征变量向量, $\alpha_i$  代表第 i 个企业对东道国区位特征变量的边际效用固定参数。 $z_{ij}$ 代表第 i 个企业在时点 t 选择的第 j 个东道国的风险特征变量,假设企业对东道国内生风险和外生风险的倾向是异质的,则  $\beta_i$  是第 i 个企业对东道国风险特征变量的边际效用随机参数。 $\varepsilon_{ii}$ 代表随机误差项。

本文根据研究样本是否满足无关备选方案的独立性假设(Independence of Irrelevant Alternatives Assumption,IIA)选择随机效用模型的参数估计方式。当模型中存在两个备选方案的相对实现可能性受到其他备选方案的影响时,随机效用模型不满足 IIA,应使用混合 Logit 模型进行估计。① 企业在综合比较备选方案集合中所有国家的风险水平后做出投资决策,故本文模型构建不满足 IIA,应使用混合 Logit 模型进行估计。由于本研究涉及同一企业在不同年份的多个对外投资项目的区位选择问题,本文使用混合面板 Logit 模型估计边际效用随机参数  $\beta_i$ 。与混合 Logit 模型相同,混合面板 Logit 模型允许边际效用参数  $\beta_i$  成为一个服从指定分布的随机变量,每个企业的边际效用参数  $\beta_i$  都是不同的,从而允许测度每个企业对第 j 个国家区位特征的异质性偏好。② 混合面板 Logit 模型使用随机系数模拟同一决策者做的多次选择之间的相关性,进一步放宽了不同时点上备择方案的 IIA 假设,更适合决策者在不同时间段对多个备选方案做出重复选择的面板数据。

目前对边际效用随机参数  $\beta$  的分布假设有正态分布和三角分布等,本

① 参见 Kenneth E. Train, Discrete Choice Methods with Simulation, Cambridge: Cambridge University Press, 2009。当(1)式中的随机误差项  $\varepsilon_{ij}$ 满足独立同分布假设时,任意两个备选方案的相对实现可能性仅取决于这两个备选方案的特征变量,即满足 IIA 假设,可以使用多项 Logit 模型与条件 Logit 模型进行估计。当随机误差项  $\varepsilon_{ij}$ 不满足独立同分布假设时,任意两个备选方案之间的相对实现可能性并不独立于其他备选方案的特征变量,此时模型不满足 IIA。

② 参见 Kenneth E. Train, Discrete Choice Methods with Simulation, Cambridge: Cambridge University Press, 2009。

文遵循 Buckley 等使用的常用设定,假设  $\beta_i$  服从正态分布,① 从而  $\beta_i$  可以分解为:

$$\beta_i = \overline{\beta} + \eta_i \tag{2}$$

 $\beta \neq \beta_i$  的均值, $\eta_i$  为均值偏离值,服从正态分布 N  $(0, \sigma^2)$ ,代表第 i 个企业对东道国风险特征变量的异质性倾向。本文假定第 i 个企业的投资经验会影响其对东道国风险的倾向,可将  $\beta_i$  进一步设定为:

$$\beta_i = \overline{\beta} + \gamma_i w_i + \eta_i \tag{3}$$

 $w_{i}$  代表第 i 个企业的投资经验,从而企业投资经验的多少会影响企业对东道国风险变量的偏好参数。

混合面板 Logit 模型可以在正态分布的假设下估计  $\beta_i$  的均值和标准差。本文运用最大化模拟对数似然函数估计每个企业的  $\beta_i$  的均值和标准差。根据  $\beta_i$  标准差估计值的大小,可以发现样本个体的  $\beta_i$  是否存在异质性。如果  $\beta_i$  标准差的估计值显著,表明企业对东道国风险的倾向具有较强的异质性;如果  $\beta_i$  标准差的估计值不显著,表明企业对东道国风险的倾向较为一致。

#### (二) 数据描述与说明

#### 1. 能源投资项目数据

本文使用的项目层面投资数据来自 FDI Intelligence 绿地投资数据库和 Dealogic 并购投资数据库。根据 Gopal 等的方法<sup>②</sup>对数据进行筛选,获得 2006—2019 年共 380 个已完成的能源并购投资项目和 312 个已完成的能源绿地投资项目,并将并购投资数据和绿地投资数据进行整合。由于并购投资数据和绿地投资数据的投资企业名称不统一,本文对数据样本中标注的投资企业与国泰安上市企业数据库和企业官方网站中的信息进行对比匹配,识别出企业的所有权结构,将企业划分为国有企业和民营企业。对样本期内由全资国有转为部分国有持股的企业,仍将其识别为国有企业;对样本期内由于重组或者兼并发生名称变更的投资企业,将其识别为同一家企业。

由于对外投资是企业的重大战略投资,进行实际投资决策的应是集团企业,集团企业对外投资经验也会在集团内部进行共享和扩散,故而将集团企业子企业的投资项目统一归拢为集团企业的投资项目。③ 经过以上清理和识

① 参见 Peter J. Buckley, Liang Chen and L. Jeremy Clegg et al., The Role of Endogenous and Exogenous Risk in FDI Entry Choices, *Journal of World Business*, Vol. 55 (1), 2020, p. 101040<sub>0</sub>

② 参见 Sucharita Gopal, Joshua Pitts and Zhongshu Li et al., Fueling Global Energy Finance: The Emergence of China in Global Energy Investment, Energies, Vol. 11 (10), 2018, p. 2804。

③ 对中国能源企业海外分公司的投资项目,笔者通过检索相应企业的官方网站来确定其国内母公司,将此类项目识别为国内母公司的投资项目。

别后,本文获得了 2006—2019 年 260 家中国能源企业共 690 个对外投资项目的观测值。同时,为排除企业投资对东道国特征变量产生影响导致的内生性问题,本文只保留每个企业对每个东道国的初次绿地投资和初次并购投资项目,最终得到 260 家企业的 424 个对外投资项目。

#### 2. 东道国风险特征变量

国别风险指南(International Country Risk Guide, ICRG)的国家风险评级数据已被广泛应用于对外直接投资的区位选择问题研究。① ICRG 国家风险评级分为政治风险、经济风险和金融风险三个维度。在政治风险维度中,法律秩序指标衡量一国的司法体系完善程度以及法律法规约束和制裁程度,如合同的可执行性、对产权和所有权的保护力度以及对犯罪事件的打击力度,反映了企业在项目运营中面临的持续性风险和潜在风险事件发生的可能性。一国的法治环境越差,ICRG 的法律秩序指标取值就越低。本文使用ICRG 政治风险维度的法律秩序指标作为东道国内生风险的代理变量。相较自然灾害事件,工业和技术事故发生频率更高,与跨国企业参与的经济活动相关度也更高,故而本文使用 EM-DAT 数据库的年度工业和技术事故伤亡人数作为东道国外生风险的代理变量。

#### 3. 其他东道国控制变量

本文对在既有文献中已被证实的会对投资决策产生重要影响的东道国区位特征进行控制,使用 GDP 的自然对数和人均 GDP 的自然对数代表东道国的市场规模,使用东道国向中国出口额占中国进口总额的比例以及从中国进口额占中国出口总额的比例代表两国贸易关系的紧密程度。②由于居民专利申请数量数据缺失较严重,本文使用中高技术水平产品出口额占总出口额的百分比代表东道国的技术水平。用 FDI 净流入占 GDP 的百分比代表东道国对外资开放水平,用税收收入占企业收入的比例代表东道国的税负水平,用燃料出口额占总出口额的百分比代表东道国的能源资源丰裕程度。

#### 4. 投资经验变量

本文将整理后的投资项目数据按照混合面板 Logit 模型所需的数据结构进行调整,形成"企业-年度-备选国家"形式的数据结构。为了形成面

① 参见 Peter J. Buckley, L. Jeremy Clegg and Adam R. Cross et al., The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment, *Journal of International Business Studies*, Vol. 38 (4), 2007, pp. 499-518。

② 参见 Jing-Lin Duanmu, State-Owned MNCs and Host Country Expropriation Risk: The Role of Home State Soft Power and Economic Gunboat Diplomacy, *Journal of International Business Studies*, Vol. 45(8), 2014, pp. 1044-1060。

板数据,本文将同一家企业在同一年份对两个及以上国家进行初次投资的情形按年份进行排序,生成新的时间识别变量,从而保留该年份该企业的多次投资信息,以减少样本数据的损耗。①对东道国风险指标和其他控制变量进行滞后一期处理以控制内生性问题。在剔除东道国控制变量缺失的情形后,得到2006—2019年213家能源企业对78个国家投资的21652条数据。②

与 Buckley 等相同,③ 本文根据每个企业的投资历史数据生成投资经验变量,即使用一个企业在某一年之前投资的东道国数量代表该企业的投资经验。由于能源并购投资和绿地投资在投资目的、经营方式方面存在较大差异,二者不能混为一谈,本文用企业在某一年之前已开展过绿地投资、并购投资的国家数量分别代表投资经验变量 "inv\_exp"。现以国家电力投资集团(简称国家电投)为例,说明该变量的数据生成过程。国家电投在 2013—2016 年每年有一次绿地投资,在 2017 年有两次绿地投资,在 2019 年有一次并购投资,从而其 2013 年的绿地投资经验 inv\_exp 取值为 0,2014 年、2015年、2016 年的绿地投资经验 inv\_exp 取值分别为 1、2、3,2019 年的并购投资经验 inv\_exp 取值为 0。数据来源和变量描述详见表 1。

变量	数据来源	变量描述	样本量	平均值	最小值	最大值	标准差
endo_ risk	ICRG	法律秩序指标	21652	3. 846	1.000	6. 000	1. 207
exo_risk	EM-DAT	工业和技术事故伤亡人数 (千人)	21652	0. 111	0.000	4. 023	0. 271
- ln $gdp$	世界银行	GDP 的自然对数	21652	5. 459	1. 659	9. 793	1. 642
ln gdpper	世界银行	人均 GDP 的自然对数	21652	4. 477	0. 850	6. 826	1.401

表 1 数据来源和变量描述

① 一家企业在同一年份对两个及以上国家进行初次投资的情况,既包括并购投资也包括绿地投资。例如,一家企业在同一年份对 A 国和 B 国都进行了绿地投资,或者在同一年份对 A 国进行了并购投资,而对 B 国进行了绿地投资。为了将以上投资信息都保留下来形成面板数据,本文生成新的时间变量,将该企业在同一年份对 A 国和 B 国投资的时间设定为不同的值。

② 经过筛选后数据中的东道国不包括避税港。并购投资涉及 52 个国家,绿地投资涉及 68 个国家。将两种投资方式涉及的国家组成有差别的东道国备选集合。

③ 参见 Peter J. Buckley, L. Jeremy Clegg and Adam R. Cross et al., The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment, *Journal of International Business Studies*, Vol. 38 (4), 2007, pp. 499-518。

续表

变量	数据来源	变量描述	样本量	平均值	最小值	最大值	标准差
export_ share	CEIC 数据库	向中国出口额占中国进口 总额的比例	21652	0. 011	0.000	0. 192	0. 021
import_ share	CEIC 数据库	从中国进口额占中国出口 总额的比例	21652	0.010	0.000	0. 116	0. 018
tech_ percent	世界银行	中高技术产品出口额占总出口额的百分比(%)	21652	39. 207	0.000	81. 482	21. 429
fuel_ percent	世界银行	燃料出口额占总出口额的 百分比(%)	21652	23. 736	0.000	99. 986	28. 561
taxrate	世界银行	税收收入占企业收入的 比例	21652	0. 413	0. 113	1. 967	0. 176
fdi_ open	世界银行	FDI 净流入占 GDP 的百分 比 (%)	21652	5. 347	-40. 414	280. 131	15. 610
ERscore	《旅游业 竞争力报告》	东道国环保法规严格程度	20653	4. 311	1.800	6. 700	1. 055

资料来源:笔者整理。

## 三、实证检验与结果分析

#### (一) 风险倾向的基准回归

为了检验企业对东道国内生风险和外生风险是否存在异质性偏好,本文先对面板条件 Logit 模型进行回归,后进行对数似然比检验。混合面板 Logit 模型假设边际效用系数是服从某一分布的随机变量,而面板条件 Logit 模型假设每个个体对备选方案特征变量的边际效用系数是固定的。因此,面板条件 Logit 模型仅提供边际效用固定系数的均值估计。如果企业对东道国的风险倾向是异质的,那么对数似然比检验就会显示混合面板 Logit 模型优于面板条件 Logit 模型。对数似然比检验的结果显示,混合面板 Logit 模型优于面板条件 Logit 模型,p值小于 0.01。

表 2 的模型 (1) 和模型 (2) 分别显示了中国企业对外能源投资对东 道国内生风险和外生风险倾向的基准回归结果。可以看到,中国企业对东道 国外生风险的偏好系数平均值的估计值不显著,而对其内生风险的偏好系数 平均值的估计值显著为负,说明中国企业对外能源投资对东道国内生风险存 在偏好,但对其外生风险没有偏好,从而证明假设 H1 成立。

表 2 混合面板 Logit 模型基准回归结果

			太 2 流山国作	流闩固恢 Togit 候型奉准回归结果	k k k k k k k k k k k k k k k k k k k			
			全样本基准回归	<b>ま准回归</b>	分投资模定	分投资模式基准回归	分子行业基准回归	基准回归
	文 <b>重</b>		(1)	(2)	<b> </b>	(4)并购	(5)电力	(9)化石
		均值	-1.123 **** (0.377)		-1. 630 **** (0. 509)	-0.479 (0.592)	-1.588 ***** (0.499)	0.073
假设用	endo_rısk	标准差	0.190**		0.000	0.302***	0.000	0. 419 *** (0. 132)
関ゼ H2   假设 H3		均值		- 0. 188 (0. 307)				
	exo_risk	标准差		0.000				
	$dp g  \mathrm{nl}$		-2.450 (1.286)	-2. 668 ** (1. 293)	-3.176* (1.724)	-1.185	-2. 131 (2. 209)	0.858 (2.058)
	ln gdpper		1.846 (1.355)	1.987	1.833	0.557 (2.274)	0.571 (2.553)	-0.195 (1.908)
	export_share	e	14. 501 (18. 818)	9. 780 (18. 792)	59.776* (30.537)	- 10. 661 (26. 872)	72. 908 *** (26. 702)	-66.365* (37.185)
	import_share	ə.	-1.559 (15.300)	-2.003 (15.190)	- 16. 944 (27. 164)	15. 985 (21. 104)	12. 695 (25. 367)	18. 538 (22. 852)

	o k	全样本基准回归	1 年回旧	分投资模式基准回归	(基准回归	分子行业	分子行业基准回归
	<b>河</b> 重	(1)	(2)	(3) 绿地	(4) 并购	(5) 电力	(6) 化石
		0.010	0.011	-0.014	0.026	-0.005	0.013
	tech_ percent	(0.012)	(0.012)	(0.019)	(0.017)	(0.022)	(0.017)
		0.010	0.006	0.004	0.019	0.003	0.014
	Juet_ percent	(0.013)	(0.013)	(0.019)	(0.020)	(0.021)	(0.020)
		-1.632	-2.307	-3. 446	-1.710	-1.115	-4.825*
	taxrate	(1.626)	(1.600)	(2.747)	(2.117)	(2.346)	(2.484)
		-0.001	-0.002	-0.004	0.008	-0.001	-0.005
	Jaı_ open	(0.008)	(0.008)	(0.010)	(0.017)	(0.006)	(0.018)
样本量		21652	21652	12307	9345	12986	9998
企业数		213	213	105	133	119	103
模拟似然对数函数值		-1387.820	- 1394. 286	-711.358	- 620. 445	- 785. 638	- 492. 791

注:括号内数值为标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

模型 (1) 中内生风险的偏好系数的标准差估计值较大,并在 5% 的显著性水平上显著,这说明不同能源企业对东道国的内生风险倾向存在很强的异质性。因此,需要进一步利用分样本回归解释企业风险倾向的异质性。模型 (3)、模型 (4) 分别按绿地投资、并购投资模式进行分样本回归。回归结果显示,开展绿地投资的能源企业对东道国的内生风险存在风险偏好,而开展并购投资的能源企业对东道国的内生风险没有偏好。这说明相较开展绿地投资的能源企业,开展并购投资的能源企业对东道国内生风险的容忍度更低,从而证实了假设 H2。

为进一步验证企业对东道国内生风险环境的暴露程度是否会影响企业的风险倾向,本文进行子行业回归。模型(5)、模型(6)分别对电力投资和化石能源投资进行分样本回归。回归结果显示,开展电力投资的企业对东道国内生风险存在偏好,而开展化石能源投资的企业对东道国内生风险没有偏好。这说明相较开展电力投资的企业,开展化石能源投资的企业对东道国内生风险更加敏感、容忍度更低,从而证实了假设 H3。

模型 (3)、模型 (5) 中内生风险的偏好系数的标准差估计值不显著,而模型 (4)、模型 (6) 中内生风险的偏好系数的标准差估计值均在 1% 的显著性水平上显著,说明开展绿地投资和电力投资的企业对东道国内生风险的偏好较为一致,而开展并购投资和化石能源投资的企业对东道国内生风险的偏好存在较大差异,后续需要结合更多的企业层面变量进一步做异质性分析。

#### (二) 投资经验与风险倾向

在控制企业所有制结构后,本文进一步研究企业的投资经验对其风险倾向的调节作用。本文将企业投资经验与所有制结构变量(SOE)加入回归模型,这两个企业层面变量显然会影响企业对东道国国家风险的偏好系数的均值。SOE 为虚拟变量,若企业为国有制,则取值为1,否则为0。表3显示了加入投资经验与所有制结构变量后的估计结果。模型(1)、模型(2)分别得出中国海外能源投资对东道国的内生风险倾向、外生风险倾向的估计结果。回归结果显示,投资经验对企业的东道国外生风险倾向的影响不显著,但可以显著提高其对内生风险的偏好度,说明投资经验多的企业对东道国内生风险的容忍度更高,从而证实了假设 H4。另外,企业所有制结构变量和东道国内生风险的交叉项系数估计值在5%的显著性水平上显著为负,这也证实了一些学者提出的国有企业比民营企业风险偏好更高的观点。①

① 参见 Alessia A. Amighini, Roberta Rabellotti and Marco Sanfilippo, Do Chinese State – Owned and Private Enterprises Differ in Their Internationalization Strategies?, *China Economic Review*, Vol. 27, 2013, pp. 312 – 325。

表 3 加入投资经验与所有制结构变量后混合面板 Logit 模型回归结果

·	イン・ファ		**************************************		KIII		
III K		全样本回归	2回归	分投资模式回归	莫式回归	分子行	分子行业回归
武		(1)	(2)	(3) 绿地	(4) 并购	(5) 电力	(9) 化石
	五八十	-0.997		-1.594 *****	-0.310	-1.507 ***	0.130
J J.	<b>国</b> 尼公	(0.380)		(0.516)	(0.597)	(0.507)	(0.671)
enao_ risk	# # !	0.000		0.000	0.001	0.000	0.179
	你准在	(0.162)		(0.128)	(0.192)	(0.123)	(0.173)
	村付		-0.074				
Line	国で		(0.357)				
exo_ risk	* *		0.000				
	你准在		(0.306)				
		-2.521 **	-2. 664 **	-3.134*	-1.296	-2.091	0. 689
un gap		(1.284)	(1.292)	(1.727)	(2.084)	(2.209)	(2.037)
		1.844	1.967	1.831	0.594	0.589	-0.151
ın <i>gapper</i>		(1.355)	(1.374)	(1.813)	(2.268)	(2.549)	(1.908)
7		15.168	9.553	60.000 **	-8.807	72. 884 ***	-68.477 *
export_ snare	e e	(18.826)	(18.781)	(30.531)	(26.854)	(26.681)	(37.566)
7		-1.052	-1.658	-17.158	15.887	13.162	23.368
tmport snare	re	(15.223)	(15. 201)	(27.229)	(20.916)	(25.453)	(22.783)
	*	0.010	0.012	-0.014	0.026	-0.005	0.013
recu- perceru	77	(0.012)	(0.013)	(0.019)	(0.017)	(0.022)	(0.017)
fuel norgan	+	0.009	0.006	0.004	0.018	0.003	0.014
Juet_ percent	11	(0.013)	(0.013)	(0.019)	(0.020)	(0.021)	(0.020)

1	H.	Y
<u> </u>	ŀ	k
٩	Ń	ï

14							突衣
16 ·	甲华	时回本料专	田田田	分投资柜	分投资模式回归	分子行	分子行业回归
	<b>河</b> 重	(1)	(2)	(3) 绿地	(4) 并购	(5) 电力	(6) 化石
		-1.609	-2.288	-3.456	-1.656	-1.147	- 4. 865 **
	taxrate	(1.626)	(1.600)	(2.750)	(2.116)	(2.350)	(2.469)
	.72	-0.001	-0.002	-0.004	0.008	-0.001	-0.006
	$fal_{-}$ open	(0.008)	(0.008)	(0.010)	(0.017)	(0.000)	(0.018)
假设 H4		-0.042 **		0.009	-0. 058 **	0.027	-0.057*
(財政 H5 (関设 H6	$uv exp \times endo risk$	(0.020)		(0.037)	(0.025)	(0.047)	(0.030)
假设 H4	$inv exp \times exo risk$		0.051				
			(0.078)				
	308 S 1.	-0.222**		-0.084	-0.373 ***	-0.174	-0.339*
	SUE × enao_ risk	(0.095)		(0.134)	(0.146)	(0.125)	(0.181)
	1.: × 403		-0.351				
	SUE × exo_ risk		(0.422)				
样本量		21652	21652	12307	9345	12986	9998
企业数		213	213	105	133	119	103
模拟似然对数函数值		-1382.285	- 1393. 859	-711.153	-613.362	- 784. 545	- 489. 229

模型 (3)、模型 (4) 分别得出绿地投资、并购投资的分样本回归结果。模型 (3) 的回归结果显示,即使在控制了企业投资经验与所有制结构这两个变量后,能源企业的绿地投资对东道国内生风险仍为偏好,进一步证实了能源绿地投资对东道国内生风险的偏好较为一致。模型 (4) 的回归结果显示,并购投资经验越多,企业对东道国内生风险的偏好系数均值的绝对值越大,说明前期并购投资经验能够降低企业后期并购投资对内生风险的敏感度,从而证实了假设 H5。

模型 (5)、模型 (6) 分别得出电力投资、化石能源投资的分样本回归结果。模型 (5) 的回归结果显示,电力投资企业对东道国内生风险存在较一致的风险倾向,而且投资经验并不会显著影响企业的风险倾向。模型 (6) 的回归结果显示,相较电力投资经验,化石能源投资经验更能帮助企业在后续并购中降低对东道国内生风险的敏感度,从而证实了假设 H6。

在控制了投资经验与所有制结构这两个变量后,能源企业对东道国内生 风险的偏好系数的标准差估计值不再显著,说明投资经验与所有制结构是影 响企业对东道国内生风险倾向的重要因素,可以很好地解释企业风险倾向的 异质性。

### 四、稳健性检验

#### (一) 对基准回归的稳健性检验

东道国的环境监管力度与其国家风险相关,一些投资风险较高的东道 国倾向拥有较宽松的环境保护政策和较弱的环境监管力度,因而忽略环境 监管力度可能引起遗漏变量的问题,导致风险倾向系数的估计出现偏误。 因此,本文将东道国环境监管力度作为控制变量加入基准回归,进行稳健 性检验。

由于国别环境监管力度的测度指标较少或者覆盖国家范围窄,本文将世界经济论坛发布的《旅游业竞争力报告》(Travel and Tourism Competitiveness Report)公布的环保规制强度指数(Stringency of Environmental Regulation)作为代表环保法规严格程度的控制变量(SER)加入基准回归进行稳健性检验。《旅游业竞争力报告》收集了1万多名企业高管对东道国环保法规严格程度的评估意见,该指数得分越高,环保严格程度越高。表4显示了加入变量 SER 后的回归结果。全样本回归结果显示,相较外生风险,中国能源企业对东道国内生风险的容忍度更高,从而证实了假设 H1。此外,分样本回归结果显示,中国能源企业对外绿地投资和电力投资存在风险偏好,而对外并购投资和化石能源投资不存在风险偏好,从而证实了假设 H2 和 H3。

混合面板 Logit 模型回归结果(稳健性检验 1) 表4

			<del>                                    </del>	一二二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二	○ 公 也 次 植 =	公时必错式其体同归	小小工公	世外回口
	制	•	王件本者	王件本奉准凹归	万校负候	∵奉准凹归	ガナけば	万寸行业奉准凹归
	H X		(1)	(2)	(3) 绿地	(4) 井旸	(5) 电力	(6) 化石
		±7.04	-1. 221 ***		-1.675 ****	-0.654	-1. 624 ***	-0.147
	1	国にたっ	(0.388)		(0.520)	(0.606)	(0.512)	(0.695)
	endo_ risk	‡ ‡	0. 147		0.000	0. 259 **	0.000	0. 402 ***
假设 H1		<b>你</b> 住差	(0.09)		(0.124)	(0.126)	(0.123)	(0.141)
时以 H2 (明设 H3		九九		-0.146				
<b>(</b>		<u> </u>		(0.308)				
	exo_ risk	# #		0.000				
		<b>你</b> 住差		(0.316)				
	-		-1.500	-1.751	-2. 276	-0.235	-0.970	1. 795
	ın gap		(1.409)	(1.424)	(1.895)	(2.431)	(2.370)	(2.406)
	11		1.072	1.281	1.368	-0.693	-0.261	-0.939
	ın gapper		(1.464)	(1.495)	(1.934)	(2.693)	(2.700)	(2.139)
			13. 463	8.969	60. 409 **	- 12. 821	72. 580 ***	- 70. 696 *
	export_ snare	re	(18.830)	(18.805)	(30.800)	(27.268)	(26.734)	(37.781)
	l		-3.929	-5.819	- 18. 965	21. 348	12.072	22. 071
	tmport snare	ıre	(15.439)	(15.382)	(27.955)	(21.604)	(26.171)	(23.680)
		,	0.010	0.010	-0.024	0. 050 **	-0.017	0.022
	lecn_ percent	nı	(0.014)	(0.014)	(0.020)	(0.023)	(0.024)	(0.021)

# 续表

		全样本基准回归	\$准回归	分投资模式基准回归	。 基本回归	分子行业	分子行业基准回归
	∑ 正	(1)	(2)	(3) 绿地	(4) 并购	(5) 电力	(6) 化石
	fuel_ percent	0.009	0.005	0.006	0.018 (0.021)	0.003	0.011
	taxrate	-1. 279 (1. 665)	-2.005 (1.637)	-3. 178 (2. 841)	-1.162 (2.199)	-0. 965 (2. 412)	-4.040 (2.600)
	fdi_ open	-0.000	-0.001	-0.002 (0.010)	0.008	0.000	-0.003 (0.018)
	SER	-0.341 (0.305)	-0.260 (0.305)	-0.144	-0.517 (0.477)	-0.177	-0.501 (0.494)
样本量		20150	20150	11348	8802	12112	8038
企业数		209	209	100	133	115	103
模拟似然对数函数值		- 1331. 569	-1337. 415	- 676. 844	- 597. 670	-757.612	-466.811

#### (二) 对投资经验的稳健性检验

为进一步验证投资经验对企业风险倾向的影响,除了 ICRG 国家风险评级数据,本文也使用其他衡量东道国内生风险的指标进行回归。此外,双边投资协定是影响中国对外投资的重要因素,本文将双边投资协定纳入控制变量进行稳健性检验。

#### 1. 替换风险测度指标

使用世界治理指数(Worldwide Governance Indicators)中的法治程度指数(Rule of Law)和 Henisz等公布的政治约束指数"polconiii"作为东道国内生风险的代理变量进行稳健性检验。①表 5 和表 6 分别显示了以法治程度指数和政治约束指数为代理变量的回归结果。在表 5 和表 6 中全样本回归结果均显示,内生风险代理变量和投资经验的交叉项系数估计值显著为负,说明投资经验较丰富的企业对东道国较差的法治环境容忍度更高,从而证实了假设 H4。与前文的结论相同,绿地投资经验对企业后续投资风险倾向的影响不显著,而并购投资经验可以降低企业在后续投资中对东道国内生风险的厌恶程度,从而证实了假设 H5。分子行业的回归结果也显示,相较电力投资,化石能源投资经验更能帮助企业提高后续投资对东道国内生风险的容忍度,从而证实了假设 H6。

变量		全样本回归	分投资档	莫式回归	分子行	业回归
文里		(1)	(2) 绿地	(3) 并购	(4) 电力	(5) 化石
endo_ risk	均值	0. 029 (0. 578)	- 0. 044 (0. 761)	- 0. 073 (0. 918)	- 0. 809 (0. 738)	2. 577 ** (1. 056)
(Rule of Law)	标准差	0. 028 (0. 613)	0. 000 (0. 338)	0. 000 (0. 170)	0. 001 (0. 155)	0. 302 (0. 200)
$\ln g dp$		-2.573* (1.334)	-3.232* (1.804)	-1.402 (2.137)	-1.180 (2.287)	-0.500 (2.132)
ln gdppe	r	1. 971 (1. 372)	1. 854 (1. 848)	0.751 (2.274)	0. 273 (2. 628)	0. 239 (1. 943)

表 5 混合面板 Logit 模型回归结果 (稳健性检验 2)

① 参见 Worldwide Governance Indicators, https://databank.worldbank.org/source/worldwide - governance - indicators/, 2024 年 1 月 4 日; The Political Constraint Index (POLCON) Dataset, https://mgmt.wharton.upenn.edu/faculty/heniszpolcon/polcondataset/, 2024 年 1 月 4 日。

## 续表

		I				
	变量	全样本回归		莫式回归	分子行业	业回归
	<b>人</b> 里	(1)	(2) 绿地	(3) 并购	(4) 电力	(5) 化石
	export_ share	12. 917	54. 818 *	- 9. 392	68. 731 **	- 68. 449 *
	export_ share	(18.894)	(30. 537)	(27. 003)	(26. 656)	(36. 861)
		- 3. 974	- 16. 562	14. 732	17. 203	21. 525
	import_ share	(15. 316)	(27. 954)	(20. 785)	(26. 315)	(22. 458)
		0. 011	-0.014	0. 025	- 0. 006	0. 011
	tech_ percent	(0.012)	(0.019)	(0.017)	(0.022)	(0.017)
	6.1	0. 006	- 0. 001	0. 015	- 0. 004	0. 017
	fuel_ percent	(0.013)	(0.019)	(0.020)	(0.022)	(0.020)
		- 2. 299 *	- 3. 842	- 2. 206	- 1. 749	-4. 780 **
	taxrate	(1.605)	(2.747)	(2.040)	(2.343)	(2.400)
	fdi_ open 假设 H4	- 0. 002	- 0. 004	0. 008	- 0. 000	- 0. 005
		(0.008)	(0.010)	(0.017)	(0.009)	(0.019)
假设 H4		0.060 **	0.012	0.000 ***	0.020	0.075*
假设 H5	inv_ exp × endo_ risk	-0.060**	0. 012	- 0. 098 ***	-0.028	-0.075*
假设 H6		(0.025)	(0.041)	(0.033)	(0.053)	(0.039)
	COP 1	- 0. 284 ***	- 0. 276 *	-0.278*	- 0. 303 **	-0. 292
	$SOE \times endo\_risk$	(0.103)	(0.144)	(0.156)	(0.137)	(0. 199)
样本量		21652	12307	9345	12986	8666
企业数		213	105	133	119	103
模拟似然对数函数值		- 1384. 299	- 714. 956	- 612. 841	- 787. 709	- 485. 338

## 表 6 混合面板 Logit 模型回归结果 (稳健性检验 3)

变量		全样本回归	分投资棒	莫式回归	分子行	业回归
文里		(1)	(2) 绿地	(3) 并购	(4) 电力	(5) 化石
	均值	- 0. 203	2. 063	- 3. 957 **	1. 077	-1.803
endo_ risk		(1.006)	(1.369)	(1.814)	(1.369)	(1.613)
(polconiii)	<b>卡</b>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	标准差	(0.812)	(1.851)	(1.257)	(2.115)	(0.854)

续表

						头化
	变量	全样本回归	分投资模式回归		分子行	业回归
		(1)	(2) 绿地	(3) 并购	(4) 电力	(5) 化石
	$\lngdp$	-3.382*	- 3. 283	- 1. 781	- 2. 479	- 0. 759
		(1.752)	(2.211)	(3. 163)	(3.441)	(2.635)
	ln <i>gdpper</i>	2. 797	2. 081	3. 306	1. 237	1. 172
		(1.830)	(2.323)	(3. 273)	(4.111)	(2.487)
	export_ share	46. 557	58. 575	16. 453	112. 000 ***	- 95. 728
		(30.010)	(41.028)	(45. 783)	(39. 409)	(58. 332)
	import_ share	- 22. 280	- 3. 315	- 3. 112	- 6. 227	26. 949
		(20. 669)	(43.043)	(29. 484)	(39. 026)	(29. 821)
	tech_ percent	0. 013	0.000	0. 034	-0.013	0. 033
		(0.019)	(0.023)	(0.036)	(0.030)	(0.030)
	fuel_ percent	0. 001	- 0. 002	0. 034	-0.032	0. 055
		(0.021)	(0.027)	(0.039)	(0.031)	(0.036)
	taxrate	- 5. 841 ***	- 3. 990	- 7. 967 **	- 2. 094	- 9. 461 ***
		(2.216)	(3.624)	(3. 168)	(3. 124)	(3.637)
	fdi_ open	0. 005	0. 016	- 0. 020	0. 005	0. 005
		(0.011)	(0.017)	(0.026)	(0.013)	(0.028)
假设 H4		- 0. 364 ***	- 0. 315	- 0. 444 ***	- 0. 306	- 0. 397 ***
假设 H5	inv_ exp × endo_ risk	(0. 127)	(0. 236)	(0. 160)	(0.356)	(0. 140)
假设 H6		( , , , ,	, ,	(11, 11)	, ,	( , , ,
	SOE × endo_ risk	- 1. 202 **	- 1. 947 ***	- 0. 491	- 1. 543 **	- 0. 799
		(0.471)	(0.662)	(0.728)	(0.676)	(0.722)
样本量		12742	7011	5731	7433	5309
企业数		166	80	107	90	83
模拟似然对数函数值		- 875. 94	- 430. 688	- 382. 813	- 482. 838	-310.749

### 2. 加入双边投资协定控制变量

加入双边投资协定变量作为控制变量,就投资经验对企业内生风险倾向

的影响进行稳健性分析。① 在中国企业已开展能源投资的 78 个备选国家中,有 61 个国家在 2006—2019 年样本期前已与中国签订双边投资协定,仅有 17 个国家未与中国签订双边投资协定或在 2006 年后才与中国签订双边投资协定,所以在主回归模型中未加入双边投资协定变量。如果第 j 个东道国在第 t 年时处于已与中国签订双边投资协定的状态,双边投资协定变量  $BIT_{\mu}$ 取值为 1,否则取值为 0。表 7显示了加入  $BIT_{\mu}$ 后的回归结果。表 7 的回归结果仍支持本文的假设 H4、H5、H6。在全样本回归、分投资模式回归和分子行业回归中, $BIT_{\mu}$ 的系数均不显著,说明是否签订双边投资协定对中国能源企业投资区位决策的影响力弱,这与一些研究的结论不一致。② 考虑到中国能源企业投资区位决策的影响力弱,这与一些研究的结论不一致。② 考虑到中国能源企业选择投资的东道国和与中国有双边投资协定的国家的重合度高,故而是否签订双边投资协定不足以解释中国对外能源投资的区位选择,相较而言,投资经验和所有制结构是影响中国对外能源投资的风险倾向的重要因素。

	变量		全样本回归	分投资模式回归		分子行业回归	
			(1)	(2) 绿地	(3) 并购	(4) 电力	(5) 化石
	endo_ risk	均值	- 0. 999 *** (0. 380)	-1.594*** (0.516)	-0.324 (0.598)	- 1. 514 *** (0. 506)	0. 028 (0. 676)
		标准差	0. 004 (0. 157)	0. 001 (0. 128)	0.001 (0.189)	0. 001 (0. 123)	0. 167 (0. 172)
	$\lngdp$		-2.501 (1.283)	-3. 133 * (1. 727)	-1.114 (2.088)	-2.047 (2.217)	1. 127 (2. 064)
	ln <i>gdpper</i>		1. 878 (1. 355)	1. 832 (1. 814)	0. 641 (2. 273)	0. 484 (2. 563)	-0.136 (1.919)
	export_ share		15. 025 (18. 825)	59. 998 ** (30. 532)	- 10. 065 (26. 885)	73. 167 *** (26. 711)	- 68. 899 * (37. 469)

表 7 混合面板 Logit 模型回归结果 (稳健性检验 4)

① 参见《我国对外签订双边投资协定—览表 Bilateral Investment Treaty》, http://tfs.mofcom.gov.cn/article/Nocategory/201111/20111107819474.html, 2024年1月4日。

② 参见李平、孟寒、黎艳:《双边投资协定对中国对外直接投资的实证分析——基于制度 距离的视角》,《世界经济研究》2014 年第 12 期,第 53~58 页;张岳然、费瑾:《双边 投资协定、东道国制度环境与中国对外直接投资区位选择》,《世界经济与政治论坛》 2020 年第 6 期,第 116~141 页。

续表

						<del></del>
	变量	全样本回归	分投资模式回归		分子行业回归	
		(1)	(2) 绿地	(3) 并购	(4) 电力	(5) 化石
	import_ share	- 0. 881	- 17. 159	17. 447	13. 234	26. 627
		(15. 218)	(27. 229)	(20. 963)	(25. 493)	(22. 829)
	tech_ percent	0. 010	- 0. 014	0. 026	- 0. 005	0. 013
		(0.012)	(0.019)	(0.017)	(0.022)	(0.017)
	fuel_ percent	0.010	0. 004	0. 021	0.003	0. 014
		(0.013)	(0.019)	(0.020)	(0.022)	0. 020
	taxrate	- 1. 278	- 3. 454	- 0. 194	- 1. 441	- 2. 980
		(1.736)	(2.772)	(2.423)	(2.351)	(2.793)
	fdi_ open	- 0. 001	- 0. 004	0. 007	- 0. 001	- 0. 007
		(0.008)	(0.010)	(0.017)	(0.009)	(0.018)
	$BIT_{jt}$	0. 260	0. 009	0. 704	- 0. 697	0. 891
		(0.448)	(1.184)	(0.533)	(0.950)	(0.563)
假设 H4	inv_ exp × endo_ risk	strate	0.000	who		site site
假设 H5		-0.043**	0.009	- 0. 059 **	0.028	- 0. 060 **
假设 H6		(0.020)	(0.037)	(0.025)	(0.047)	(0.029)
	SOE × endo_ risk	-0. 221 **	- 0. 084	- 0. 367 **	- 0. 174	-0.328*
		(0.095)	(0.134)	(0. 146)	(0.125)	(0.180)
样本量		21652	12307	9345	12986	8666
企业数		213	105	133	119	103
模拟似然对数函数值		- 1382. 113	-711. 153	- 612. 442	- 784. 29	- 487. 873

# 五、研究结论与政策建议

本文的研究结果显示,中国企业对外能源投资的风险倾向取决于其自身防范东道国国家风险的能力。企业对有能力防控的政治环境风险、法治秩序风险等内生风险表现出偏好倾向,而对难以防控的恐怖袭击、技术事故等外生偶发性风险事件表现出相对回避倾向。进一步的研究发现,中国能源企业对东道国内生风险的态度取决于投资项目的风险暴露程度。能源绿地投资和

电力投资主要配置于基建项目,在项目建设完成后通常会移交给东道国,对东道国风险环境的暴露程度较低,因而中国企业这两类投资对东道国国家风险表现出偏好。能源并购投资和化石能源投资主要以获取东道国油气资源为动机,意图长期甚至永久性持有能源权益资产,对东道国风险的暴露程度较高,因而中国企业这两类投资对东道国国家风险表现出相对回避倾向。

本文进一步研究了投资经验对能源企业投资风险倾向的影响。研究发现,投资经验可以降低东道国内生风险对企业后续投资的负面影响,即降低企业投资对东道国内生风险的敏感度,但不会影响企业在后续投资中对东道国外生风险的态度。这说明企业通过体验式学习提高后续风险管控能力是有边界和局限的。分样本研究显示,投资经验对后续企业投资风险倾向的影响取决于投资项目的风险暴露程度。与能源绿地投资和电力投资项目相比,能源并购投资和化石能源投资项目的运营时间较长,企业能在较长运营时间内获得更多关于东道国风险的经验知识,因而能源并购投资和化石能源投资经验更能帮助企业在后续投资中降低对东道国内生风险的敏感度。

为提升中国能源企业识别、防范和管理海外投资风险的能力,促进中国对外能源投资合作稳定有序推进,本文提出三点政策建议。一是支持企业加大对海外投资风险评估体系的建设力度。在当前乌克兰危机持续、中美竞争加剧和海外资源民族主义情绪抬头的背景下,中国海外能源投资的安全风险显著上升,应支持能源企业设立独立的海外投资风险评估部门,健全海外投资风险评级预警体系,全面评估地缘政治风险、战争风险、政党更迭风险、经济金融风险和海外资源民族主义等主要风险。二是加强对"一带一路"能源基建项目的风险警示和管控。疫情冲击和全球经济低迷加重了"一带一路"共建国家的经济困境与债务负担,能源基建项目的债务违约风险显著上升,中国企业应加强投融资项目的风险评估,完善信用违约事件应急处置方案。三是加强对海外投资企业交流合作,汇编中国企业海外投资案例,总结企业对外投资经验教训,帮助企业提高海外投资的成功率。

(责任编辑:任朝旺 李润东)