

企业异质性、外部不确定性 与对外直接投资模式选择

阎大颖^{1,2}, 闫佳雯²

(1. 南开大学 跨国公司研究中心, 天津 300071;

2. 南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘要: 本文选取 2004—2021 年中国上市公司在全球范围内绿地投资和跨国并购的微观交易数据, 通过建立企业可转移优势和不可转移优势的一般均衡模型, 检验了企业异质性对对外直接投资模式选择的影响, 同时分析了外部不确定性对对外直接投资模式选择的调节作用。研究表明, 企业可转移优势与不可转移优势均对选择绿地投资有正向促进作用, 而东道国与母国不确定性则对企业异质性与对外直接投资模式选择的关系有多重调节机制。基于样本分组进行异质性分析发现, 不同类型对外直接投资模式决策存在差异性。本文研究对中国企业在复杂的国内外环境下推进对外直接投资持续稳健发展具有一定的参考价值。

关键词: 企业异质性; 不确定性; 绿地投资; 跨国并购

[中图分类号] F272.3 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2025)02-0102-21

引言

2021 年, 中国企业对外直接投资 (OFDI) 金额达 783.95 亿美元, 涉及项目共计 781 起^①, 已成为推动世界经贸合作高质量发展不可或缺的力量。与此同时, 随着全球保护主义趋势加剧, 地缘政治风险上升, 近年来各国经贸环境不确定性因素不断增多, 中国企业国际化经营面临新的风险和挑战。如何结合自身优势及投资目的地环境不确定性的特征, 选择适当的对外直接投资模式 (简称 OFDI 模式), 是新时期中国企业实现高水平、可持续国际化经营需要深入研究的重要议题。

[收稿日期] 2023-05-24

[基金项目] 南开大学跨国公司研究中心 2021 年度项目“全球价值链分工中的本地要素配置与企业自主创新问题的研究” (63212002), 天津市社会科学规划项目“中国企业高质量对外投资的最优模式选择: 基于实物期权视角的研究” (TJYY19-003)

[作者简介] 阎大颖 (1974—), 女, 天津人, 南开大学跨国公司研究中心/经济学院副研究员、硕士生导师, 研究方向: 公司金融与治理、国际商务、跨国公司投资战略; (通讯作者) 闫佳雯 (1996—), 女, 河北保定人, 南开大学经济学院博士研究生, 研究方向: 对外投资、国际发展

①数据来源: fDi Markets 数据库, <https://www.fdimarkets.com/> (访问日期 2024-07-18); BvD Zephyr 数据库, <https://zephyr.bvdinfo.com/> (访问日期 2024-07-18)。

OFDI 模式主要有绿地投资和跨国并购两种模式。对于 OFDI 模式选择的影响机制,学术界主要有三种理论解释。一是基于交易成本理论,认为企业要综合各种外部因素,选择交易成本较小的模式进入东道国市场(薛求知和韩冰洁,2008; Brouthers, 2013; Elia 等, 2019; 耿伟和李亚楠, 2020; 余娟娟和魏霄鹏, 2022)。二是从实物期权视角,企业选择合适的 OFDI 模式本质上是在评估不确定环境下不同投资模式的潜在收益水平(Brouthers 和 Dikova, 2010)。绿地投资相比跨国并购,具有较低的沉没成本和阶段性投资的灵活性,可以实现更大程度的选择权价值(Almor, 2018),因此不确定性往往与绿地投资正相关(Zhou 等, 2021; 曲国明和潘镇, 2022)。三是从战略的制度观出发,认为跨国并购更有助于企业在当地获得合法性,因此不确定性会使实施跨国并购的倾向性增强(Sun 等, 2021; 郑淑芳等, 2022; 何超等, 2022)。

通过梳理既有文献发现,在宏观层面,东道国的经济增长(Li 和 Li, 2010)、市场竞争结构(Bitzer 和 Görg, 2009)、市场需求(Wooster 等, 2016)、制度风险(Meyer 等, 2020)、歧视性限制措施的减少(郭卫军和黄繁华, 2020)以及知识产权保护水平的提高(黄友星等, 2021)等因素均会影响企业的国际化战略。在微观层面,企业异质性特征会影响两种 OFDI 模式的可行性(Melitz, 2003; Helpman 等, 2004; 田巍和余森杰, 2012; 葛顺奇和罗伟, 2013; 严兵等, 2014)。近年来,有学者将企业异质性细分为可转移优势和不可转移优势,前者主要体现为企业生产率水平(Nocke 和 Yeaple, 2007; 蒋冠宏和蒋殿春, 2017),但目前学术界并未就生产率对 OFDI 模式选择的影响得出一致结论(Spearot, 2012; Stepanok, 2015; 杨波和张佳琦, 2017);后者通常以高管政治背景(藏成伟和蒋殿春, 2020)或国际化投资经验(黄梅波等, 2019)测度。值得一提的是,既往研究并未注重宏观因素对企业微观因素与投资战略之间关系的调节效应。

本文的边际贡献有:第一,本文将企业异质性按照可转移优势和不可转移优势两个维度进行细化,建立数理模型探讨不同企业异质性水平的积累对 OFDI 模式选择影响的动态变化,随着不同优势水平的积累达到某一临界点,企业的 OFDI 模式选择会出现明显变化。第二,将微观层面企业异质性视角和宏观层面东道国与母国环境不确定性视角加以融合,考察不确定性对企业异质性与 OFDI 模式选择影响机制的调节效应;第三,整合 fDi Markets 和 BvD Zephyr 两个数据库,构建中国企业 2004—2021 年绿地投资和跨国并购的完整微观交易样本,数据划分更加精准,时效性更强,信息更为全面和规范,扩大了该领域实证研究的广度。

一、理论与假说

(一)基础效应

Helpman 等(2004)、Nocke 和 Yeaple(2007)认为可转移优势和不可转移优势均会影响企业生产的边际成本。本文通过比较绿地投资和跨国并购的盈利能力来分析企业 OFDI 模式选择,为实证检验提供理论支撑。

1. 投资成本分析

企业国际化发展的竞争优势可分为可转移优势和不可转移优势 (Nocke 和 Yeaple, 2007; Wang 和 Kafourous, 2020)。可转移优势是指可随企业 OFDI 转移到东道国的知识与技能, 比如企业的科技、经营和管理能力, 技术吸收和拓展能力, 信息收集和整合能力等, 具体表现为企业全要素生产率、企业绩效以及技术研发水平等 (Bazzi 等, 2016; 蒋冠宏和蒋殿春, 2017)。不可转移优势是指不可随企业 OFDI 转移到别国的企业特征, 特定于单一东道国使用的企业优势, 比如对当地市场的熟悉程度、营销渠道的建立等特定优势 (樊利钧和周文, 2007; 臧成伟和蒋殿春, 2020)。可转移优势 m 、不可转移优势 n 均与企业边际成本 MC 负相关。绿地投资和跨国并购的区别在于绿地投资缺少国外特有的不可转移优势, 而跨国并购可通过收购目标企业获得东道国特有资源, 因此绿地投资的边际成本 $MC(n)$ 大于进行跨国并购之后的边际成本 $MC(n^f)$, n^f 为东道国被收购企业的不可转移优势。

2. 投资收益分析

为了简化分析, 本文假设存在两个市场——国内市场和国外市场, 两个国家对称, 市场中均有一系列企业进行差异化产品的生产, 属于垄断竞争市场。劳动力是唯一的要素, 劳动力的价格为 1。企业进入国外市场共有三种模式——出口、绿地投资和跨国并购, 出口涉及跨境运输会产生冰山成本 τ , 商品出口的边际成本为 $\tau MC(m)$, 固定成本为 F_x 。绿地投资的固定成本为 F_g 。跨国并购需要收购别国企业, 设东道国企业的可转移优势和不可转移优势分别为 (m^f, n^f) , 进行收购后企业选择 n^f 在东道国进行生产; 企业跨国并购的固定成本为 F_a , 一般认为 $F_x < F_g < F_a$ 。

(1) 消费者效用

代表性消费者对差异化产品的效用函数采用 CES 效用函数形式, 产品 i 有 k 个差异化种类, 则消费者对于产品 i 的效用函数表达式如式 (1) 所示。 $q(\omega)$ 代表对差异化产品 ω 的消费量, ε_i 表示产品 i 对不同差异化种类的替代弹性。

$$U_i = \left[\sum_{\omega=1}^k q(\omega)^{\rho_i} \right]^{\frac{1}{\rho_i}}, \rho_i \in (0, 1) \quad (1)$$

消费者对产品 i 的支出为 R , 根据效用最大化的原则可知该国对某一特定种类产品 ω 的需求表达式如式 (2) 所示。 σ_i 为产品 i 的替代弹性, $\sigma_i > 1$; P_i 代表产品 i 的价格指数, 由于两个国家完全相同, 所以两国的价格指数相同, $P_i = P_i^f$ 。

$$q(\omega) = \frac{R \times p_{\omega}^{-\sigma_i}}{P_i^{1-\sigma_i}}, \sigma_i = \frac{1}{1-\rho_i} \quad (2)$$

$$P_i = \left(\sum_{\omega=1}^k P_{\omega}^{1-\sigma_i} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_i}} \quad (3)$$

(2) 生产者利润

在垄断竞争市场, 厂商追求利润最大化, 存在价格加成定价, 价格表达式为:

$$p(\omega) = MC(m, n) \times \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_i - 1} \right) \quad (4)$$

在国内市场,均衡时企业利润如式(5)所示, $S = (\sigma_i)^{-\sigma_i}(\sigma_i - 1)^{\sigma_i - 1}$ 。

$$\pi_d = [p(\omega) - MC(m, n)] \times q(\omega) = SR \left[\frac{MC(m)}{P_i} \right]^{1-\sigma_i} \quad (5)$$

企业出口的利润表达式为:

$$\pi_x = \pi_d + [p(\omega) - \tau MC(m, n)] \times q(\omega) - F_x = (1 + \tau^{1-\sigma_i}) SR \left[\frac{MC(m, n)}{P_i} \right]^{1-\sigma_i} - F_x \quad (6)$$

企业进行绿地投资的利润表达式为:

$$\pi_g = \pi_d + [p(\omega) - MC(m, n)] \times q(\omega) - F_g = 2SR \left[\frac{MC(m, n)}{P_i} \right]^{1-\sigma_i} - F_g \quad (7)$$

如果企业选择收购别国企业进入国际市场,企业会获得被并购企业的全部可转移优势 n^f 及不可转移优势 n^f 。企业会在可转移优势中选择最优的技术、管理经验应用于国内外生产,不妨设 $m^x = \theta m$, $\theta \geq 1$ 。企业会使用被并购企业特有的 n^f 进入该国市场,跨国子公司所获得的利润全部回到国内母公司,因此企业进行跨国并购的利润表达式为:

$$\pi_a = \pi_d + [p(\omega) - MC(\theta m, n^f)] \times q(\omega) - F_a = 2SR \left[\frac{MC(\theta m, n^f)}{P_i} \right]^{1-\sigma_i} - F_a \quad (8)$$

3. 一般均衡分析

(1) 可转移优势

企业以利润最大化为原则进行投资决策,企业利润 $\Pi = \max(\pi_x, \pi_g, \pi_a)$ 。由式(6)、式(7)和式(8)可知,企业利润 π_x 、 π_g 和 π_a 均与 $[MC(m)]^{1-\sigma_i}$ 线性相关,而 m 与 $[MC(m)]^{1-\sigma_i}$ 正相关,且 π_a 曲线斜率大于 π_g 曲线斜率, π_x 曲线斜率最小,如图1所示。

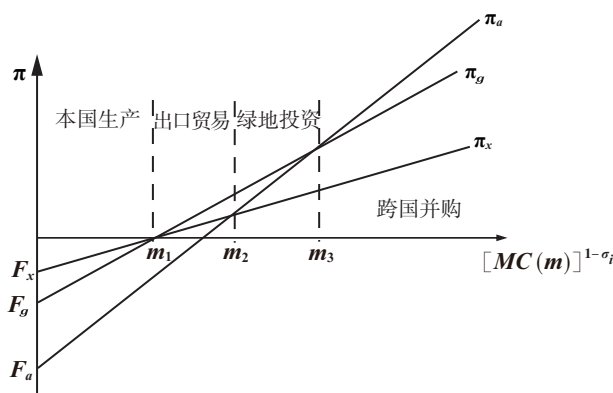


图1 可转移优势下企业参与国际市场不同途径的利润曲线对比

随着可转移优势 m 增加, $[MC(m)]^{1-\sigma_i}$ 不断增加, 企业的 OFDI 模式选择会出现变化。即当 $0 < m < m_1$ 时, 企业仅在国内进行生产销售; 当 $m_1 < m < m_2$ 时, 企业选择出口; 当 $m_2 < m < m_3$ 时, 企业选择以绿地投资模式进入国际市场; 当 $m > m_3$ 时, 企业则选择跨国并购进行 OFDI。可转移优势具体表现为企业的全要素生产率, 由研发创新带来的技术进步是全要素生产率提高的重要原因。目前, 中国作为世界上最大的发展中国家, 科技创新能力在中等收入经济体中已位居首位, 中国企业研发强度^①稳步增加, 从 2010 年 1.2% 增长至 2020 年的 3.6%。但迄今为止, 中国企业整体研发创新能力与美欧等主要发达经济体相比仍有距离。例如, 美国企业的研发强度为 7.8%, 是中国企业的 2 倍, 欧盟和日本企业的研发强度也略高于中国^②。可见, 中国企业在全球市场竞争中, 可转移优势处于中等偏上水平, 总体上处于图 1 中 m_2 与 m_3 之间, 企业可转移优势的提高将更加显著地提升选择绿地投资的倾向性。因此, 本文提出:

假说 1 随着可转移优势的提高, 中国企业 OFDI 模式更倾向于选择绿地投资。

(2) 不可转移优势

企业利润 π_x 、 π_g 与 $[MC(n)]^{1-\sigma_i}$ 线性相关。图 2 中, 随着 n 的增加, 无论进行出口还是绿地投资, 企业利润均增加。企业若选择跨国并购的方式进入东道国市场, 将直接使用被并购企业的不可转移优势 n^f 进行生产, 因此并购利润 π_a 与企业自身不可转移优势 n 无关, 呈现在图 2 中的跨国并购利润曲线是一条平行于横轴的直线。

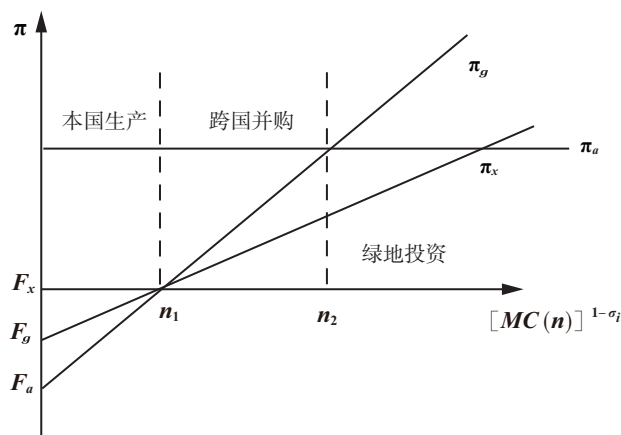


图 2 不可转移优势下企业参与国际市场利润曲线对比

随着不可转移优势 n 增加, $[MC(n)]^{1-\sigma_i}$ 不断增加, 企业 OFDI 模式选择变动情况如下: 当 $0 < n < n_1$ 时, 企业仅在国内进行生产销售; 当 $n_1 < n < n_2$ 时, 企业选择进行跨国并购; 当 $n > n_2$ 时, 企业选择以绿地投资模式进行 OFDI。

①中国企业研发强度指研发支出占销售收入的比例。

②数据来源于 The 2021 EU Industrial R&D investment Scoreboard, <https://iri.jrc.ec.europa.eu/scoreboard/2021-eu-industrial-rd-investment-scoreboard>(访问日期 2024-07-20)。

近年来,中国企业“走出去”步伐持续加快。根据国家统计局数据^①,中国商品出口贸易额自 2004—2024 年由 49 103.3 亿元大幅跃升至 254 545 亿元,年均增速高达 8.44%。自 2013 年起,中国成为全球货物贸易第一大国;及至 2024 年,中国出口贸易总额占全球的 14.2%,进口占国际市场份额为 10.69%^②。中国企业通过进出口贸易熟悉了海外市场的操作规则和流程,OFDI 的国际化经验得到了间接积累。同时,中国企业对外投资项目数量与投资金额也持续增加,中国企业对全球对外投资流量的贡献度连续 8 年超过 10%。综上所述,随着中国国际化进程不断加快,企业快速地积累了国际化经验,不可转移优势总体上已接近或超出图 2 中 n_2 临界点,企业不可转移优势进一步提高,中国企业选择绿地投资的倾向性显著提升。因此,本文提出:

假说 2 随着在东道国积累的不可转移优势的增加,中国企业 OFDI 模式更倾向于选择绿地投资。

(二) 调节效应

不确定性的增加会使跨境资本在流动过程中受到更加严苛的资本限制和税收管制,增加企业在东道国生产的边际成本。跨国投资企业面临着东道国与母国的双重外部环境,对于寻求总收益最大化的理性投资企业而言,给定自身异质性优势,外部环境不确定性对其 OFDI 模式的决策机制具有调节效应。因此,本文将分别讨论东道国和母国不确定性对 OFDI 模式选择的调节效应,在基础效应分析上引入调节因子 $r(\delta_f/\delta_d)$ 。 δ_f 是东道国的不确定性因子, δ_d 是母国的不确定性因子,若 $\delta_f/\delta_d < 1$,则 $r(\delta_f/\delta_d) < 1$ 。由于并购涉及范围较广,一般认为,跨国并购的调节因子对风险变

动的敏感性最高,绿地投资次之,出口最低,即 $\frac{\partial r_a}{\partial(\delta_f/\delta_d)} > \frac{\partial r_g}{\partial(\delta_f/\delta_d)} > \frac{\partial r_x}{\partial(\delta_f/\delta_d)}$ 。

企业进行出口的利润表达式为:

$$\pi_x = (1 + \tau^{1-\sigma_i}) SR \left[\frac{r_x \left(\frac{\delta_f}{\delta_d} \right) MC(m, n)}{P_i} \right]^{1-\sigma_i} - F_x \quad (9)$$

企业进行绿地投资的利润表达式为:

$$\pi_g = 2SR \left[\frac{r_g \left(\frac{\delta_f}{\delta_d} \right) MC(m, n)}{P_i} \right]^{1-\sigma_i} - F_g \quad (10)$$

企业进行跨国并购的利润表达式为:

$$\pi_a = 2SR \left[\frac{r_a \left(\frac{\delta_f}{\delta_d} \right) MC(\theta m, n^f)}{P_i} \right]^{1-\sigma_i} - F_a \quad (11)$$

对于可转移优势而言,随着东道国不确定性 δ_f 降低或母国不确定性 δ_d 增加, $[r(\delta_f/\delta_d)]^{1-\sigma_i}$ 增加, π_x 、 π_g 和 π_a 的斜率均增大,且 π_a 曲线的转动幅度更大,具体

①数据来源:国家统计局, <https://data.stats.gov.cn/> (访问日期 2025-03-13)。

②数据来源:世界贸易组织(WTO), <https://data.wto.org/en/> (访问日期 2025-03-13)。

变动情况见图 3。绿地投资的选择区间明显增大,原本进行出口的企业会在东道国环境稳定时,转而选择绿地投资进行国际化,即随着东道国不确定性降低或母国不确定性的增加,企业不可转移优势的积累使其更倾向于选择绿地投资模式进入国际市场。

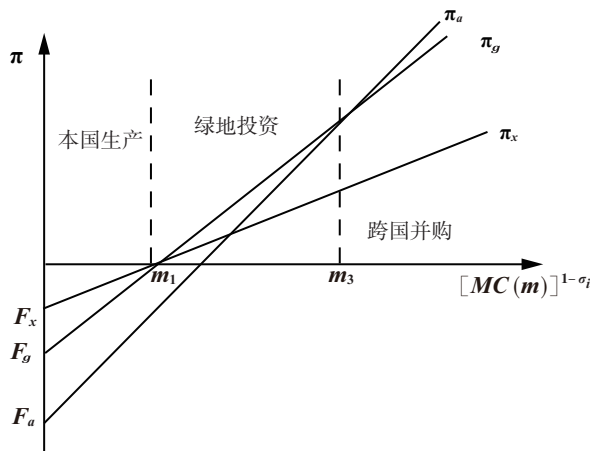


图 3 不确定性下企业国际化的利润曲线对比(可转移优势)

对于不可转移优势而言,随着 δ_f 降低或 δ_d 增加, π_a 曲线向上平移,而 π_g 曲线斜率增加,向左转动,但变动幅度小于 π_a 曲线,具体变动情况如图 4 所示。跨国并购的选择区间明显增大,即随着东道国不确定性降低或母国不确定性的增加,企业不可转移优势的积累使其更倾向于选择跨国并购进行国际化。

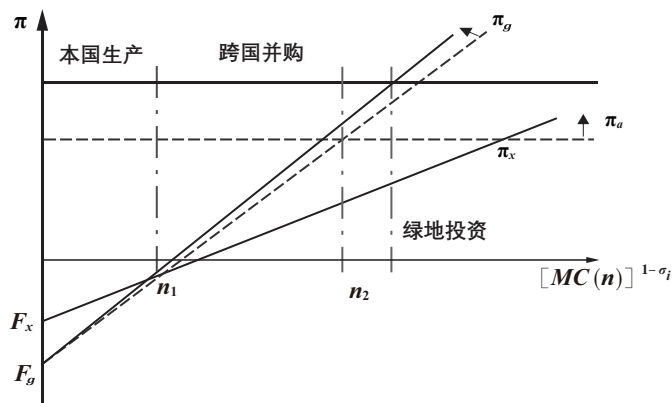


图 4 不确定性下企业国际化的利润曲线对比(不可转移优势)

1. 东道国环境不确定性

(1) 经济不确定性

东道国经济环境的不确定性主要体现在经济发展趋势、对外开放政策、资产价格波动等方面。企业在东道国能否有效利用自身可转移优势,依赖于当地稳定的经济环境秩序和完备的要素市场,从而有信心和动机在当地持续投资,使其研发创新能力长期得到充分的发挥,并通过降低交易成本和提高生产率,在当地市场竞争中

获取优势地位。例如,中国石油化工股份有限公司(以下简称中国石化)具有较高的生产率可转移优势积累,仅选择以绿地投资模式进入新加坡、沙特阿拉伯等经济不确定性程度低的国家,而在经济不确定性程度高的国家会选择跨国并购。因此,东道国稳定的经济环境会强化可转移优势较强的企业选择绿地投资的动机,如图3和图5(a)所示,本文提出:

假说3a 东道国经济不确定性程度越低,可转移优势越强的企业越倾向于选择绿地投资。

企业在东道国能否有效利用不可转移优势,与当地经济环境紧密相关。随着东道国经济政策不确定性增加,通过跨国并购快速进入市场的模式所积累的短期管理经验不足以深刻把握政府政策导向,而通过沉没成本较少的灵活性、阶段性的绿地投资模式积累本地化营商经验与策略,更有助于实现持续发展的目的。反之,在东道国稳定的经济环境条件下,选择跨国并购能更有效地整合目标收购方的营销渠道、供应链和合作伙伴,以便快速熟悉当地成熟的市场规则。例如,深圳市腾讯计算机系统有限公司(以下简称腾讯)具有丰富的对美投资经验,在2013—2016年进入美国市场均选择了跨国并购模式,而随着美国国内矛盾冲突加剧,美方在2018年单方面挑起中美贸易战,这一外生的政治、经济不确定性事件给企业带来了一定的风险预期,所以腾讯2018年的对美国投资以绿地投资为主。东道国稳定的经济环境会提升选择跨国并购模式的倾向性、弱化不可转移优势强的企业选择绿地投资的动机,如图4和图5(b)所示。因此,本文提出:

假说3b 东道国经济不确定性程度越低,不可转移优势越强的企业越倾向于选择跨国并购。

(2) 政治不确定性

东道国政治不确定性主要取决于政府执政稳定性、内部各阶层矛盾、地缘冲突等风险因素。政治不确定性程度低,能确保良好的社会秩序,降低正式或非正式制度波动风险,有利于减弱企业在长周期投资过程中潜在的外生冲击,提高具有可转移优势的企业在当地进行绿地投资的信心和积极性。中国建筑集团具有较高的生产率可转移优势积累,在2011年进入国际市场时选择跨国并购,但在2012年均选择以绿地投资模式进入政治更为稳定的东道国,如加拿大、英国等。东道国稳定的政治环境可以强化可转移优势较强的企业选择绿地投资的动机,如图3和图5(a)所示。因此,本文提出:

假说4a 东道国政治不确定性程度越低,可转移优势越强的企业越倾向于选择绿地投资。

政治环境稳定的地区,可以减少政策变更导致的跨国并购审批、定价等交易成本及并购后的整合成本,提高跨国并购成功率。从制度学派的社会同构视角而言,企业选择跨国并购,可以通过当地投资伙伴或控股公司取得本地化经营的合法性地位。相对而言,政治环境越稳定,企业选择绿地投资所需的各种投入成本越高,包括及时占据市场竞争地位的机会成本,其在当地获得的投资收益也会被稀释。因此,东道国稳定的政治环境会提升选择跨国并购模式的倾向性、弱化不可转移优势强的企业选择绿地投资的动机,如图4和图5(b)所示。因此,本文提出:

假说 4b 东道国政治不确定性程度越低，不可转移优势越强的企业越倾向于选择跨国并购。

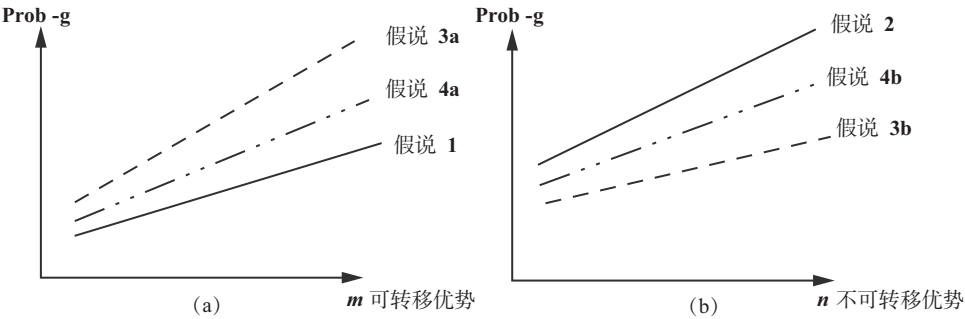


图 5 调节效应示意

考虑到经济不确定性引致的风险是无法规避的，可以通过通胀水平、融资环境、引资政策等多个途径直接影响企业投资活动。而政治不确定性的风险主要来自政府部门、社会秩序及法律法规，通过经济秩序来间接影响企业投资，并且企业可以通过调整在东道国的投资区位来规避政治波动风险，因此一般认为经济不确定性的调节作用要高于政治不确定性(Sha 等，2020)。由此，在图 5 中，假说 3a 的斜率大于假说 4a，假说 3b 的斜率小于假说 4b。

2. 母国环境不确定性

母国环境的不确定性也会影响企业的投资决策。一方面，母国环境不确定性较高，会增加企业管理层对国内经济形势判断的难度，从而形成对经营收益的悲观预期；另一方面，政策环境的波动会提高企业资本等资源优化配置的难度。在经济全球化的背景下，为了分散经营风险，具有国际化竞争优势的企业会增加拓展海外市场、探索国外增长机会的动机。

面对母国环境的不确定性，具有不同优势的企业选择 OFDI 模式的倾向性会存在差异。可转移优势显著的企业，通过绿地投资可以更有效地将自身优势转化为在东道国的竞争能力；不可转移优势显著的企业，可以通过跨国并购更迅速地进入东道国市场进行本地化经营。2000 年中国初步提出“走出去”的投资战略，对外投资政策引领处于初步完善阶段，可转移优势显著的宝山钢铁股份有限公司、中国石化等企业均选择更频繁的绿地投资模式进入国际市场，而具有丰富不可转移优势积累的海尔集团公司在 2012 年以前的跨国并购占全部并购项目的 80%。结合图 3 和图 4 曲线斜率的变化情况，因此，本文提出：

假说 5a 母国环境不确定性越高，可转移优势越强的企业越倾向于选择绿地投资。

假说 5b 母国环境不确定性越高，不可转移优势越强的企业越倾向于选择跨国并购。

二、实证方法

(一) 变量选取

1. 解释变量

采用 Levinsohn 和 Petrin (2003) 的做法, 以企业的全要素生产率(*tfp*)测度企业的可转移优势。其合理性在于: *tfp* 反映企业利用各种投入要素进行生产的总体效率(鲁晓东和连玉君, 2012), 衡量企业对技术的吸收和掌握能力, 是企业在国际市场中竞争的重要优势来源, 具有高生产率的企业在别国经营时的投入产出效率也会更高。

以投资经验(*expnum*)测度企业的不可转移优势。本文根据数据可获得性, 使用企业在特定东道国累计进行 OFDI 的次数作为企业在特定市场不可转移优势的代理变量, 企业进行 OFDI 则次数加“1”。这样做可以较好地体现企业对当地制度环境的了解程度, 以及对于供应链渠道和合作伙伴资源的掌控力。

2. 调节变量

东道国不确定性, 本文使用美国的 ICRG 指数衡量东道国的不确定性, 选取经济风险评级指标 *er* 和政治风险评级指标 *pr*^① 分别测度东道国经济和政治不确定性程度。两项指标得分越高, 不确定性程度越低。

母国不确定性, 选择中国经济政策不确定指数 *epu* 纳入回归分析。该指数由美国斯坦福大学和芝加哥大学的三位学者编制(Davis 等, 2019)^②, 将该指数与投资发生月份进行匹配, *epu* 越高, 不确定性程度越高。

3. 控制变量

企业层面: 企业所有制(*own*)、高管海外经历(*oversea*)、长期资本负债率(*debt*)、营业利润率(*profit*)、资本密集度(*capital*)、现金资产比率(*cash*)、综合杠杆(*lev*)和可持续增长率(*sus*)数据均来自 CSMAR 数据库。

东道国层面: 国内生产总值 *gdp* 来自 IMF 数据库, 贸易自由度指数(*tf*)来自美国 EFI 指数; 文化距离(*cd*)借鉴 Kogut 和 Singh (1988) 的做法, 采用 Geer Hofstede 官网上 2015 年版本数据进行文化距离的计算, 东道国数据均进行对数化处理^③。

① *er* 和 *pr* 均为评分制, *er* 取值范围为 50 (最低风险) 到 0 (最高风险), *pr* 取值范围为 100 (最低风险) 到 0 (最高风险), 为了与 *er* 取值范围保持一致性, 本文同样对 *pr* 初始数据除以 2 得到 *pr2* 代入回归, 发现 *pr* 和 *pr2* 二者的回归结果并未出现偏离。此外, 为了解决 *er* 和 *pr* 量纲不一致的问题, 本文选择了两种不同的方式对这两项指标进行处理后代入回归: 标准化和中心化。篇幅所限, 后文仅列出进行标准化的回归结果, 其他检验结果备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。对原数据进行对数化处理后纳入回归分析。

② 数据来源: http://www.policyuncertainty.com/china_monthly.html (访问日期 2024-07-18)。

③ 数据来源: CSMAR 数据库, <https://data.csmar.com/> (访问日期 2024-07-18); IMF 数据库, <https://www.imf.org/en/Data> (访问日期 2024-07-18); EFI 指数, <https://www.heritage.org/index/> (访问日期 2024-07-18); Geer Hofstede 官网, <https://geerthofstede.com/landing-page/> (访问日期 2024-07-18)。

(二) 模型设定

本文采用 Probit 模型检验企业异质性对 OFDI 模式选择的影响, 模型设定如下:

$$\text{Probit}(GF_{ikt}) = \alpha \times tfp_{ik(t-1)} + \beta \times expnum_{ik(t-1)} + \sum \gamma \times X_{ik(t-1)} + \sum \delta \times Y_{ikt} + year_i + ind_i + \varepsilon_{ikt} \quad (12)$$

式(12)中, i 、 k 和 t 分别表示行业、企业和时间; 因变量 GF_{ikt} 为 0~1 变量, 指企业是否进行了绿地投资, 如果企业选择绿地投资, 则 $GF_{ikt} = 1$, 反之则 $GF_{ikt} = 0$; $year_i$ 和 ind_i 分别为时间和行业层面的固定效应; tfp 为企业全要素生产率; $expnum$ 为投资经验; X_{ikt} 为企业控制变量, 包括所有权性质、高管海外经历、长期资本负债率、营业利润率等, 为了避免内生性^①, 将所有企业异质性变量滞后一期; Y_{ikt} 为东道国控制变量, 包括国内生产总值、贸易自由度指数以及文化差异指数。

(三) 数据说明

本文选择 2004—2021 年中国 A 股上市公司在全球范围内的 OFDI 数据进行综合分析。数据主要来自 fDi Markets 数据库、BvD Zephyr 数据库和国泰安 (CSMAR) 数据库等。第一, 从 fDi Markets 数据库筛选出 2004—2021 年对外进行绿地投资的数据, BvD Zephyr 数据库用于选择跨国并购数据, 将上述两数据库中的记录进行整理、合并, 剔除流向开曼群岛、维尔京群岛和百慕大群岛等全球避税港的投资记录。第二, 国泰安 (CSMAR) 数据库主要用于整合上市公司微观数据。第三, 东道国不确定性指标数据来源于 ICRG 国家风险指数和经济政策不确定性指数。第四, 东道国控制变量数据来源于国际货币基金组织、EFI 指数和 Geert Hofstede 官网。经过整合处理, 本文最终得到 2 907 起绿地投资以及 1 201 起跨国并购, 共计 4 108 条数据。

三、结果分析

(一) 基准回归结果分析

在进行回归分析之前, 本文对解释变量的多重共线性进行了检验。结果显示, 变量之间不存在严重共线性问题^②, 不会对模型的回归与解释产生影响。

本文采用稳健标准误得到的基准回归结果如表 1 所示。列(1)并未控制任何固定效应, 此时企业的全要素生产率 tfp 和投资经验 $expnum$ 的系数均在 1% 水平上显著为正。由于企业在不同年份、行业进行投资, 为了确保结果的稳健性, 列(2)和列(3)逐步控制了时间、行业固定效应, tfp 和 $expnum$ 系数仍在 1% 的水平上显著为正。这说明企业全要素生产率水平越高, 越倾向于选择绿地投资, 企业投资经验也与绿地投资正相关, 假说 1 和假说 2 得到验证。为了更精确地解释回归结果, 列(4)汇报了 Probit 模型的平均边际效应系数。结果显示, 当企业的生产率处于平均水平时, tfp 每增加 1 个单位, 选择绿地投资的概率增加 6.2%。而对于投资经验

①此外, 本文也进行了模型的内生性检验, 结果显示解释变量外生。

②篇幅所限, 检验结果备索。

处于平均水平的企业，*expnum* 每增加 1 个单位，选择绿地投资的概率增加 1.8%。此外，表 1 还汇报了模型正确预测的百分比均在 78% 以上，具有较好的拟合优度。

表 1 基准回归结果

项目	<i>GF</i>	<i>GF</i>	<i>GF</i>	<i>Margin</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>tfp</i>	0.215 *** (5.56)	0.207 *** (5.14)	0.266 *** (6.19)	0.062 *** (6.45)
<i>expnum</i>	0.085 *** (3.42)	0.077 *** (2.85)	0.077 *** (2.73)	0.018 *** (2.76)
<i>own</i>	0.204 *** (2.84)	0.181 ** (2.35)	0.163 * (1.94)	0.038 * (1.94)
<i>oversea</i>	-0.042 (-0.55)	0.021 (0.25)	0.004 (0.04)	0.001 (0.04)
<i>debt</i>	0.542 ** (2.19)	0.643 ** (2.55)	0.619 ** (2.17)	0.145 ** (2.18)
<i>profit</i>	-0.889 * (-1.96)	-1.166 ** (-2.40)	-0.874 * (-1.65)	-0.205 * (-1.65)
<i>capital</i>	0.022 (0.87)	0.025 (0.94)	0.044 (1.49)	0.010 (1.49)
<i>cash</i>	0.549 * (1.78)	0.621 * (1.89)	0.550 (1.54)	0.129 (1.55)
<i>lev</i>	0.023 ** (2.55)	0.023 ** (2.35)	0.021 ** (2.03)	0.005 ** (2.03)
<i>sus</i>	1.775 *** (3.62)	1.854 *** (3.39)	1.652 *** (2.87)	0.387 *** (2.87)
<i>gdp</i>	-0.017 (-0.75)	-0.012 (-0.55)	-0.019 (-0.79)	-0.004 (-0.79)
<i>tf</i>	-2.957 *** (-7.46)	-2.844 *** (-7.18)	-2.545 *** (-6.30)	-0.597 *** (-6.63)
<i>cd</i>	0.312 *** (7.49)	0.308 *** (7.48)	0.286 *** (6.39)	0.067 *** (6.65)
常数项	8.627 *** (4.78)	8.093 *** (4.43)	4.480 ** (2.33)	—
时间固定效应	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是
观测值	1 878	1 878	1 866	1 866
Pseudo-R ²	0.206	0.233	0.299	0.299
模型准确预测率(%)	78.12	79.82	81.78	—

注：回归采用 Probit 模型，*Margin* 汇报了平均边际效应，回归系数下的括号内的数值为 Z 值，*、** 和 *** 分别代表估计数值在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。下表同。

(二) 调节效应回归结果分析

为了检验不确定性的调节作用，具体模型设定如下：

$$\text{Probit}(GF_{ikt}) = \beta_0 \times core + \beta_1 \times ucty_{ikt} + \beta_2 \times core \times ucty_{ikt} + \sum \beta_3 \times X_{ik(t-1)} + year_t + ind_i + \varepsilon_{ikt} \tag{13}$$

式(13)中, *core* 指核心解释变量, 包括全要素生产率 *tfp*、投资经验 *expnum*; *ucty* 指不确定性, 包括经济风险评级 *er*、政治风险评级 *pr* 和中国经济政策不确定性指数 *epu*。*er* 和 *pr* 两项指标得分越高, 不确定性程度越低; *epu* 越高, 不确定性程度越高。回归结果如表 2 所示。

表 2 不确定性调节效应

项目	<i>GF</i>	<i>GF</i>	<i>GF</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>tfp</i>	0.358 *** (6.04)	0.343 *** (5.91)	0.272 *** (6.26)
<i>expnum</i>	0.128 ** (2.23)	0.178 *** (3.48)	0.093 *** (3.11)
<i>er</i>	-0.173 *** (-2.71)	—	—
<i>tfp</i> × <i>er</i>	0.092 * (1.85)	—	—
<i>expnum</i> × <i>er</i>	-0.182 ** (-2.02)	—	—
<i>pr</i>	—	-0.269 *** (-4.37)	—
<i>tfp</i> × <i>pr</i>	—	0.063 (1.33)	—
<i>expnum</i> × <i>pr</i>	—	-0.130 ** (-2.14)	—
<i>epu</i>	—	—	0.141 (0.96)
<i>tfp</i> × <i>epu</i>	—	—	0.107 * (1.71)
<i>expnum</i> × <i>epu</i>	—	—	-0.061 * (-1.69)
常数项	5.864 *** (2.81)	1.863 (0.81)	9.173 *** (4.95)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
观测值	1 860	1 860	1 866
Pseudo-R ²	0.306	0.308	0.302
模型准确预测率(%)	81.67	81.88	81.56

注：为了便于比较系数，列(1)和列(2)是对 *tfp*、*expnum*、*er* 和 *pr* 进行标准化处理后的回归结果。列(3)和列(4)是针对 *tfp*、*expnum* 和 *epu* 进行中心化处理后的回归结果。

对于东道国经济不确定性, *er* 的系数在 1% 的水平上显著为负, 经济不确定性的降低与跨国并购正相关。*tfp*×*er* 的回归系数在 10% 的水平上显著为正, *er* 的增加强化了 *tfp* 与绿地投资的正向影响关系, 符合本文假说 3a; *expnum*×*er* 的回归系数均在 5% 的水平上显著为负, 又因为 *expnum* 系数为正, 表明调节变量 *er* 的增加削弱了 *expnum* 对绿地投资的正向影响关系, 投资经验丰富的企业更倾向于在经济风险低的东道国进行跨国并购, 验证了本文的假说 3b。

对于东道国政治不确定性， pr 的系数在 1% 的水平上显著为负，政治不确定性的降低反而会促使企业进行跨国并购。 $tfp \times pr$ 的回归系数并不显著，说明 pr 的增加并不会显著调节 tfp 与绿地投资决策之间的关系，本文假说 4a 并未得到统计意义上的验证。但此时经济不确定性对 tfp 的调节效应明显，高于政治不确定性的无显著调节作用，在某种程度上这也符合图 5(a)。 $expnum \times pr$ 的回归系数在 5% 的水平上显著为负，表明调节变量 pr 的增加对于 $expnum$ 与绿地投资的正相关性有显著的弱化作用，验证了本文的假说 4b。此时， $expnum \times er$ 系数为 -0.182， $expnum \times pr$ 系数为 -0.130，即经济不确定性对 $expnum$ 与绿地投资正相关性的弱化作用大于政治不确定性，同样符合图 5(b)。

对于母国经济政策不确定性而言， epu 的直接影响并不显著，但具有显著的调节作用。 $tfp \times epu$ 和 $expnum \times epu$ 的回归系数分别显著为正和负，说明随着母国经济政策不确定性的增加，企业的生产率越高越倾向于选择绿地投资，企业的投资经验越丰富越倾向于进行跨国并购，验证了本文的假说 5a 和假说 5b。

四、进一步分析

(一) 稳健性检验

1. 更换估计模型

采用 Logit 模型和使用最小二乘法 (Ordinary Least Squares) 的线性概率模型 LPM 进行稳健性检验，结果如表 3 所示。 tfp 和 $expnum$ 系数均在 1% 的水平上显著为正，说明结果是稳健的，即企业的 tfp 越高，企业越倾向于选择绿地投资，投资经验也与绿地投资正相关。

表 3 更换估计模型

项目	Logit		LPM	
	<i>GF</i>	<i>GF</i>	<i>GF</i>	<i>GF</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>tfp</i>	0.387 *** (5.49)	0.481 *** (6.31)	0.063 *** (6.68)	0.072 *** (7.68)
<i>expnum</i>	0.148 *** (2.96)	0.147 *** (2.89)	0.011 *** (3.14)	0.010 *** (2.79)
常数项	16.497 *** (4.66)	9.189 ** (2.48)	1.974 *** (5.88)	0.959 *** (2.88)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	是	否	是
观测值	1 878	1 866	1 878	1 878
Pseudo-R ²	0.242	0.304	0.248	0.326
模型准确预测率 (%)	79.87	81.83	—	—

注：列(1)和列(2)采用 Logit 模型，回归系数下的括号内的数值为 Z 值。列(3)和列(4)采用 LPM 模型，回归系数下的括号内的数值为 t 值。

2. 替换被解释变量

本文选择在特定年份于特定国家(地区)累计投资金额中绿地投资金额占比 *gfma* 作为投资模式决策的替代指标。具体计算公式为:

$$gfma = \frac{\text{该企业某年于特定国家(地区)的绿地投资金额}}{\text{该企业某年于特定国家(地区)的全部投资额}}$$

回归结果如表 4 所示,此时企业的全要素生产率 *tfp* 和投资经验 *expnum* 的系数均显著为正。假说 1 和假说 2 的稳健性得到验证。

表 4 替换被解释变量

项目	<i>gfma</i>	<i>gfma</i>	<i>gfma</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>tfp</i>	0.065 *** (7.29)	0.064 *** (7.02)	0.073 *** (8.16)
<i>expnum</i>	0.010 *** (3.35)	0.008 ** (2.36)	0.006 * (1.93)
常数项	2.120 *** (6.89)	1.859 *** (5.74)	0.844 *** (2.64)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	否	是	是
行业固定效应	否	否	是
观测值	1 790	1 790	1 790
R ²	0.233	0.261	0.345

注:回归系数下的括号内的数值为 t 值。

3. 替换解释变量

针对生产率,使用 Olley 和 Pakes(1996)的做法计算得出的 *op* 和采用 Akerberg 等(2015)的做法计算得出的 *lpacf* 进行替代。针对投资经验,选择企业在特定东道国的累计投资金额 *amount*^① 和海外关联子公司数 *count*^② 进行替代。回归结果如表 5 所示。*op* 的系数在 1%水平上显著为正, *lpacf* 的系数也显著为正,说明具有高生产率的企业更倾向于选择绿地投资。*amount* 和 *count* 的系数显著为正,说明投资经验积累越多,越倾向于以绿地投资进行 OFDI,验证了结果的稳健性。

①数据来源: fDi Markets 和 BvD Zephyr 数据库,进行对数化处理。

②数据来源: CSMAR 数据库,进行对数化处理。

表 5 替换解释变量

项目	<i>GF</i>	<i>GF</i>	<i>GF</i>	<i>GF</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>op</i>	0.228 *** (3.96)	—	0.367 *** (5.53)	—
<i>lpacf</i>	—	0.089 (1.45)	—	0.212 *** (2.91)
<i>amount</i>	0.047 ** (2.29)	0.058 *** (2.87)	—	—
<i>count</i>	—	—	0.092 ** (2.09)	0.115 *** (2.63)
常数项	-2.360 ** (-2.06)	0.013 (0.01)	-4.668 *** (-3.53)	-1.555 (-1.31)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	1 785	1 785	1 448	1 448
Pseudo-R ²	0.311	0.304	0.332	0.317
模型准确预测率(%)	83.36	83.14	82.18	81.91

(二) 异质性检验

1. 按企业规模分组

本文根据总资产^①对企业规模进行分组。以该指标中位数为界将企业划分为大中型企业和小微企业，回归结果如表 6 所示。

表 6 按企业规模分组

项目	大中型企业		小微企业	
	<i>GF</i>	<i>Margin</i>	<i>GF</i>	<i>Margin</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>tfp</i>	0.159 ** (2.14)	0.030 ** (2.16)	0.108 (1.55)	0.032 (1.56)
<i>expnum</i>	0.002 (0.08)	0.000 (0.08)	0.157 ** (2.57)	0.046 *** (2.59)
常数项	5.722 ** (2.18)	—	12.510 *** (4.80)	—
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	853	853	1 025	1 025
Pseudo-R ²	0.151	0.151	0.230	0.230
模型准确预测率(%)	87.10	—	73.95	—

①数据来源：CSMAR 数据库。

对于大中型企业，仅 tfp 的系数在 5% 的水平上显著为正，生产率的提高会促使企业选择绿地投资，而投资经验的影响并不显著，可能是因为大中型企业抵御风险的能力更强。而小微企业对于投资经验的依赖性更显著，主要原因可能在于小微企业市场资源的利用效率较低、抵御风险的能力不足。

2. 按企业投资动机分组

Dunning(1998)将对外投资动机分为资源寻求型、市场寻求型、技术寻求型和战略性资产寻求型。由于战略性资产寻求型投资难以通过现有数据进行识别，本文参考胡博和李凌(2008)的做法，结合《中国对外直接投资统计公报》，将企业 OFDI 分为三组——资源寻求型、市场寻求型和技术寻求型。回归结果如表 7。

tfp 和 $expnum$ 对于资源寻求型企业 OFDI 模式选择的影响并不显著，可能是因为此类型企业为了寻求充足的原材料资源，进入国际市场成为了其战略发展的必然选择。对于市场寻求型企业， tfp 的系数在 5% 的水平上显著为正，生产率增加将促使出于此投资动机的企业选择绿地投资。而技术寻求型企业的 OFDI 模式选择受 tfp 和 $expnum$ 影响显著。

表 7 按企业投资动机分组

项目	资源寻求型		市场寻求型		技术寻求型	
	<i>GF</i>	<i>Margin</i>	<i>GF</i>	<i>Margin</i>	<i>GF</i>	<i>Margin</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
tfp	0.099 (1.08)	0.027 (1.09)	0.152 ** (2.17)	0.035 ** (2.24)	0.335 *** (4.97)	0.077 *** (5.29)
$expnum$	0.071 (1.29)	0.020 (1.29)	0.072 (1.15)	0.016 (1.14)	0.085 ** (2.36)	0.019 ** (2.38)
常数项	6.998 ** (2.19)	—	16.329 *** (3.51)	—	5.046 * (1.88)	—
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	370	370	545	545	962	962
Pseudo- R^2	0.147	0.147	0.390	0.390	0.264	0.264
模型准确预测率(%)	76.76	—	82.57	—	82.95	—

3. 按东道国风险水平分组

根据 ICRG 指数中的综合风险评级(0~100 评分)进行分组，范围从中高风险(0~80)到低风险(80~100)，结果如表 8 所示。

企业在中高风险、低风险国家进行投资， tfp 均会显著影响 OFDI 模式选择，处于平均 tfp 水平的企业， tfp 每增加 1 个单位，在中高风险和低风险国家选择绿地投资的概率分别增加 4.7% 和 9.2%。而 $expnum$ 仅在中高风险国家对 OFDI 模式选择具有显著影响，可能是因为风险水平低的东道国政策法规更明确，企业进行投资对既往经验依赖性不高。

表 8 按东道国风险水平分组

项目	中高风险国家		低风险国家	
	<i>GF</i>	<i>Margin</i>	<i>GF</i>	<i>Margin</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>tfp</i>	0.231 *** (4.19)	0.047 *** (4.25)	0.348 *** (4.57)	0.092 *** (4.93)
<i>expnum</i>	0.127 *** (3.07)	0.026 *** (3.15)	-0.027 (-0.79)	-0.007 (-0.80)
常数项	2.977 (1.37)	—	0.956 (0.11)	—
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	1 292	1 292	551	551
Pseudo-R ²	0.275	0.275	0.324	0.324
模型准确预测率(%)	84.67	—	78.40	—

4. 按投资区域分组

美洲、亚洲和欧洲一直是中国企业的重点投资区域。由于政策支持与多边及双边经济协定的签署,“一带一路”倡议和《区域全面经济伙伴关系协定》(RCEP)涉及地区成为新兴投资繁荣地区,2021 年总计投资金额分别为 141.17 亿美元和 127.92 亿美元,占比为 69.47%和 62.95%。秘鲁、智利等美洲国家也成为中国企业“走出去”的新选择。因此本文选择“一带一路”、RCEP、欧洲和美洲地区分组回归,结果如表 9 所示。*tfp* 影响较为显著,均呈现出与绿地投资的高度相关性;*expnum* 对于美洲的 OFDI 具有较强的指导意义,投资经验丰富的企业会首选绿地投资。

表 9 按投资区域分组

项目	“一带一路”	RCEP	欧洲	美洲
	<i>GF</i>	<i>GF</i>	<i>GF</i>	<i>GF</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>tfp</i>	0.325 *** (3.96)	0.753 *** (5.36)	0.366 *** (3.79)	0.185 ** (2.17)
<i>expnum</i>	0.072 (1.11)	-0.032 (-0.31)	0.048 (0.70)	0.095 * (1.76)
常数项	-8.199 *** (-2.65)	-1.915 (-0.30)	24.734 *** (3.63)	-0.171 (-0.04)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	669	298	515	472
Pseudo-R ²	0.304	0.412	0.259	0.283
模型准确预测率(%)	87.79	83.56	79.81	83.90

五、结论和政策启示

中国企业采取何种方式进入东道国市场进行投资更符合可持续和高质量本土化发展战略,不仅与企业能否谋求长远经济效益密切相关,更关乎中国对外开放新发展格局的形成与完善。本文研究进一步聚焦于企业 OFDI 模式选择的微观和宏观因素的重叠作用,整理了 2004—2021 年中国 A 股上市公司在全球范围的 OFDI 数据,检验了企业异质性因素、外部不确定性对中国企业 OFDI 模式选择的影响,结论有:其一,企业异质性会影响企业 OFDI 模式选择。就现阶段中国企业 OFDI 进程而言,具有高生产率、投资经验丰富的企业均倾向于选择绿地投资进入东道国市场。其二,东道国环境不确定性的降低显著影响企业异质性与 OFDI 模式选择的相关性,即增强了生产率与绿地投资的正相关关系,同时促使投资经验丰富的企业选择跨国并购。其三,母国环境不确定性对企业异质性与 OFDI 模式选择的相关性具有调节作用,随着母国环境不确定性增加,高生产率企业更倾向于选择绿地投资进行 OFDI,而投资经验丰富的企业更倾向于选择跨国并购。其四,在异质性研究中发现,生产率对 OFDI 模式选择的影响并不会因为企业所有制性质、东道国风险水平和投资区域有所改变,对 OFDI 模式选择的影响一直是显著的,但投资经验会因投资动机、东道国风险水平等有所区别。

上述结论为中国企业在全球进行 OFDI 提供几点实践启示。其一,通过 OFDI “走出去”的企业应当综合考虑自身可转移优势和不可转移优势,选择收益最高的 OFDI 模式。其二,企业需要全面评估东道国复杂多样的不确定性,谨慎地选择与制度环境蕴含的潜在风险相匹配的 OFDI 模式。其三,面对不同的投资区位、行业,企业制定投资策略时着重考虑的微观因素要进行动态调整。其四,政府应当加强企业 OFDI 的政策引导,为企业提供更多的公共便利服务,比如建立健全的金融平台以保障融资渠道的多样性,完善境外投资备案流程以降低企业 OFDI 交易成本。

[参考文献]

- [1]樊利钧,周文.基于资源和能力观的内部市场边界确定[J].中国工业经济,2007(3):54-61.
- [2]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):28-42.
- [3]耿伟,李亚楠.东道国不确定性与中国 ODI 二元边际:兼论营商环境的调节效应[J].世界经济研究,2020(4):107-119+137.
- [4]郭卫军,黄繁华.东道国外商投资壁垒与中国对外直接投资[J].世界经济研究,2020(5):85-97+136-137.
- [5]何超,李延喜,李翹楚,等.不确定性感知视角下企业跨国投资决策研究:基于企业年报文本的分析[J].世界经济研究,2022(7):59-75+136.
- [6]黄友星,韩婷,赵艳平.东道国知识产权保护与中国对外直接投资:直接效应与空间溢出效应的分析[J].世界经济研究,2021(9):81-98+135-136.
- [7]胡博,李凌.我国对外直接投资的区位选择——基于投资动机的视角[J].国际贸易问题,2008(12):96-102.
- [8]黄梅波,唐正明,李行云.投资经验是否影响了中国异质性企业的 OFDI 模式选择[J].国际贸易问题,2019(7):128-141.

- [9] 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, 40(7): 126-146.
- [10] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [11] 曲国明, 潘镇. 不确定条件下中国企业对外直接投资设立模式选择——基于实物期权理论的逻辑与实证检验[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2022(3): 68-86.
- [12] 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, 11(2): 383-408.
- [13] 薛求知, 韩冰洁. 东道国腐败对跨国公司进入模式的影响研究[J]. 经济研究, 2008(4): 88-98.
- [14] 严兵, 张禹, 韩剑. 企业异质性与对外直接投资——基于江苏省企业的检验[J]. 南开经济研究, 2014(4): 50-63.
- [15] 杨波, 张佳琦. 海外并购与绿地投资选择研究: 基于企业异质性视角[J]. 国际贸易问题, 2017(12): 117-127.
- [16] 余娟娟, 魏霄鹏. 中国企业海外并购看重东道国的营商环境吗——基于环境不确定性及交易成本减低的视角[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2022(1): 51-68.
- [17] 臧成伟, 蒋殿春. “主场优势”与国有企业海外并购倾向[J]. 世界经济, 2020, 43(6): 52-76.
- [18] 郑淑芳, 温湖炜, 谢会强. 经济政策不确定性与中国 OFDI 企业国际化模式——来自微观企业的证据[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2022, 43(4): 42-54.
- [19] ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. *Econometrica*, 2015, 83(6): 2411-2451.
- [20] ALMOR. International Investment Strategies Utilized by International New Ventures: The Role of Exogenous and Endogenous Uncertainty[J]. *International Studies of Management & Organization*, 2018, 48(2): 140-156.
- [21] BAZZI S, GADUH A, ROTHENBERG A D, et al. Skill Transferability, Migration, and Development: Evidence from Population Resettlement in Indonesia[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(9): 2658-2698.
- [22] BITZER J, GÖRG H. Foreign Direct Investment, Competition and Industry Performance[J]. *World Economy*, 2009, 32(2): 221-233.
- [23] BROUHERS K D, DIKOVA D. Acquisitions and Real Options: The Greenfield Alternative[J]. *Journal of Management Studies*, 2010, 47(6): 1048-1071.
- [24] BROUHERS K D. A Retrospective on: Institutional, Cultural and Transaction Cost Influences on Entry Mode Choice and Performance[J]. *Journal of International Business Studies*, 2013, 44(1): 14-22.
- [25] DUNNING J H. Location and the Multinational Enterprise: A Neglected Factor[J]. *Journal of International Business Studies*, 1998, 29(1): 45-66.
- [26] ELIA S, MASSINI S, NARULA R. Disintegration, Modularity and Entry Mode Choice: Mirroring Technical and Organizational Architectures in Business Functions Offshoring[J]. *Journal of Business Research*, 2019, 103: 417-431.
- [27] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export Versus FDI with Heterogeneous Firms[J]. *The American Economic Review*, 2004, 94(1): 300-316.
- [28] KOGUT B, SINGH H. The Effect of National Culture on the Choice of Entry Mode[J]. *Journal of International Business Studies*, 1988, 19(3): 411-432.
- [29] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317-341.
- [30] LI J, LI Y. Flexibility versus Commitment: MNEs' Ownership Strategy in China[J]. *Journal of International Business Studies*, 2010, 41(9): 1550-1571.
- [31] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [32] MEYER K E, LI C, SCHOTTER A P J. Managing the MNE Subsidiary: Advancing a Multi-level and Dynamic Research Agenda[J]. *Journal of International Business Studies*, 2020, 51: 538-576.

- [33]NOCKE V, YEAPLE S. Cross-border Mergers and Acquisitions vs. Greenfield Foreign Direct Investment: The Role of Firm Heterogeneity[J]. *Journal of International Economics*, 2007, 72(2): 336–365.
- [34]OLLEY G S, PAKES A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263–1297.
- [35]SHA, Y, KANG C, WANG Z. Economic Policy Uncertainty and Mergers and Acquisitions: Evidence from China [J]. *Economic Modelling*, 2020, 89: 590–600.
- [36]SPEAROT A C. Firm Heterogeneity, New Investment and Acquisition[J]. *The Journal of Industrial Economics*, 2012, 60(1): 1–45.
- [37]STEPANOK I. Cross-border Mergers and Greenfield Foreign Direct Investment [J]. *Review of International Economics*, 2015, 23(1): 111–136.
- [38]SUN T, ZHANG W, XU X, et al. Greenfield or M&A? The Role of Economic Policy Uncertainty in Home and Host Countries[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2021, 57(6): 1628–1639.
- [39]WANG E Y, KAFOUROS M. Location Still Matters! How does Geographic Configuration Influence the Performance-enhancing Advantages of FDI Spillovers[J]. *Journal of International Management*, 2020, 26(3): 100777.
- [40]WOOSTER R B, BLANCO L, SAWYER W C. Equity Commitment under Uncertainty: A Hierarchical Model of Option Entry Mode Choices[J]. *International Business Review*, 2016, 25(1): 382–394.
- [41]ZHOU KEXUAN, KUMAR SANJAY, YU LINHUI, et al. The Economic Policy Uncertainty and the Choice of Entry Mode of Outward Foreign Direct Investment: Cross-border M&A or Greenfield Investment[J]. *Journal of Asian Economics*, 2021, 74(6): 101306.

Firm Heterogeneity, External Uncertainty and Mode Choice of Outward Foreign Direct Investments

YAN Daying^{1,2}, YAN Jiawen²

(1. Center for Transnationals' Studies, Nankai University, Tianjin, 300071;

2. Institute of International Economics, Nankai University, Tianjin, 300071)

Abstract: This paper exploited the microeconomic data of Chinese listed companies from 2004—2021 in order to investigate the determinants for choice between green-field investment versus cross-border M&A. By establishing a general equilibrium model of firm mobile and immobile capabilities, it theoretically analyzed the influence of firm heterogeneity on outward foreign direct investment mode choice as well as the moderating effect of external uncertainty. It finds that both mobile and immobile have positive correlation with greenfield investment, while the environmental uncertainties of host and home country have multiple moderating effects on this relationship. In addition, the differences between different kinds of investment entry mode are discussed based on subgroup analysis of all the samples. The results of this study have constructive inspirations for Chinese enterprises to promote sustainable and feasible outward foreign direct investments under complicated foreign and domestic environments.

Keywords: Firm Heterogeneity; Uncertainty; Green-field Investment; Cross-border Merger & Acquisition

(责任编辑 祝子白 武 齐)