企业应用

# 机构投资者与企业对外直接投资

## ——基于境内外机构投资者比较的视角

张玉辰，汪 茜

（西安财经大学商学院，西安 710100）

**摘要**：基于2013—2023年中国A股上市公司数据，分析机构投资者对企业对外直接投资的影响，并检验境内外机构投资者持股的分组差异。研究发现，机构投资者有助于促进企业对外直接投资；相比于境内机构投资者，境外机构投资者对企业对外直接投资的促进效用更显著；作用机制分析表明境外机构投资者更能通过提高信息透明度、缓解融资约束，进而促进企业对外直接投资。进一步分析表明，管理层短视情况下，境外机构投资者对企业对外直接投资的促进效用更显著。异质分析表明，规模较小、非国有和处于中部地区的上市公司，境外机构投资者相对于境内机构投资者的促进作用更明显。

**关键词**：机构投资者；对外直接投资；境内外机构投资者

**中图分类号**：F125；F275；F832.5 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)10－0194－13

党的二十大报告明确提出着力推动高质量发展，加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。随着经济全球化的深入推进，企业对外直接投资（outward foreign direct investment，OFDI）作为企业参与国际经济竞争与合作的关键方式，其重要性越发凸显。据相关数据统计，截至2024年末，中国境内共有约3.1万家投资者通过在全球189个国家和地区设立4.8万家境外直接投资企业，形成了覆盖广泛、布局多元的海外投资网络。对外直接投资不仅能使企业扩大市场，整合全球资源，充分利用不同国家和地区在要素、市场及政策上的独特优势，优化资源配置，提升自身在国际市场中的竞争力。同时，还能给东道国带来资金、技术和就业机会，促进当地经济发展，实现母国和东道国的双赢。机构投资者作为资本市场的重要参与者，拥有相对于散户投资者更为专业的投资能力、更为充足的资金、更为广泛的信息网络，能够优化公司治理结构，甚至通过战略建议影响企业的决策。

已有研究表明机构投资者对企业的风险承担[1]、信息披露质量[2]、绩效水平[3]、绿色治理[4]等均有明显的促进作用，但是鲜有研究关注机构投资者对企业对外直接投资的影响。因此，机构投资者对企业OFDI有什么影响？境内外机构影响OFDI是否相同？其作用机制是什么？探讨这些问题对于研究对外直接投资的影响因素、机构投资者的经济后果以及异质性机构投资者的不同具有重要意义。

近年来，学术界也开始关注境内外机构投资者。一方面，在影响效应方面，境内机构投资者更倾向于通过积极参与公司治理成为“价值创造者”，其持股比例提升能促进企业OFDI和投资效率提升[5]；相较于境内机构投资者，合格境外机构投资者（qualified foreign institutional investor，QFII）的投资比例更低，且较少参与公司治理，其投资行为往往更追求价值[6]，但长期持股会显著提升公司治理绩效[7]，更能促进企业创新能力[8]和提高企业环境、社会和公司治理（environment，social and governance，ESG）表现[9-10]。此外，境外机构投资者能有效缓解战略性新兴产业企业的融资约束[11]，且其持股及持股制衡度提升均可促进企业创新投入[12]。

**收稿日期**：2026-01-11

**基金项目**：国家自然科学基金（72302220）；陕西省教育科学“十四五”规划2024年度重点课题（SGH24Z19）；陕西省创新能力支撑计划（2024ZC-YBXM-070）

**作者简介**：张玉辰（2001—），女，山东德州人，硕士研究生，研究方向为管理会计；通信作者汪茜（1987—），女，湖北武汉人，博士，副教授，研究方向为战略管理。

另一方面,在作用机制方面,境内机构投资者主要通过优化公司治理结构、提供资金支持发挥作用[5];境外机构投资者则通过信息渠道[13]、降低管理层短视、缓解融资约束、提高风险承担能力[14]实现对企业的积极影响,其中融资约束在促进企业创新投入中起到部分中介作用[13]。同时,分析师关注、媒体监督及政府约束等外部因素会强化境外机构投资者的治理效应[14]。两类机构投资者的异质性影响,本质上是因为持股周期、治理动机及制度背景的差异[6-7]。

综上,目前对于境内外机构投资者的研究相对较少,而且机构投资者对企业对外直接投资影响的研究学者关注较少,考虑到境内外机构投资者差异的研究更少。因此,从境内外机构投资者差异的角度探讨其对企业对外直接投资的影响,具有重要理论和实践意义。

本文研究贡献如下:①分析机构投资者对企业 OFDI 的影响及境内外的影响差异,并探究信息透明度、融资约束的中介机制及管理层短视的调节效应,能够填补学术界机构投资者对 OFDI 影响研究的空白,丰富异质性机构投资者的影响差异的研究;②实践方面,为监管层优化资本市场与 OFDI 政策、企业国际化决策及投资者引入提供指引,使得企业根据自身特点选择投资者,助力"双循环"背景下企业国际化发展。

## 1 理论分析与研究假设

### 1.1 机构投资者与对外直接投资

机构投资者对企业对外直接投资产生的重要影响,主要表现在以下几个方面。①作为专业的外部股东,机构投资者积极参与公司治理,能缓解管理层与股东之间的代理冲突[15]。例如,借助监督管理层决策这一方式,外资大股东减少了管理层的短视行为,为企业的海外市场扩张等对外直接投资提供有力支持。外资大股东通过引入国际市场经验和资源,借助信息溢出效应提升企业 OFDI 倾向,这种效应在非国有企业和投资于发达国家时表现更为突出[16]。②机构投资者往往拥有广泛的国际网络和专业知识,能够为企业提供跨境投资所需的资源[17]。此外,机构投资者在跨国并购中协助筛选目标、谈判交易条件,并推动并购后的整合,以此降低企业海外投资的风险,还能通过信息技术投资决策渠道提高企业绩效[18]。③机构投资者的多元化投资组合要求企业通过 OFDI 分散风险。境内机构投资者通过 QFII 机制投资海外市场,间接推动企业进行海外业务拓展以匹配其投资策略。同时,机构投资者倾向于支持企业进行技术寻求型或市场寻求型 OFDI,以实现战略协同和长期价值提升。综上分析,提出以下假设:

H1:机构投资者持股促进企业对外直接投资。

### 1.2 境内外机构投资者与对外直接投资

在投资理念与策略方面,境外机构投资者通常秉持较为成熟和专业的投资理念,注重公司的基本面分析,强调长期投资和价值投资,使企业更关注技术创新和全球资源配置[19-20];境外机构投资者善于利用资产配置来分散风险,倾向于选择具有良好增长潜力的公司进行投资,投资周期较长,不仅投资于股票,还会关注债券、基金等多种金融工具[14]。

在信息获取和全球网络方面,境外机构投资者具有全球视野,信息来源广泛,能获取全球范围内的经济、行业和企业信息,为投资决策提供更全面的依据[21];外资往往具有较强的研究能力和全球视野,其投资决策基于对全球经济趋势的深入分析,可凭借信息优势为企业对外直接投资提供方向指引;境外机构投资者具有较强的信息、专业、组织管理优势,为企业投资和创新等行为服务[22]。此外,国外机构投资者在价值创造方面优于国内机构投资者,更能通过全球信息与资源的整合,推动企业开展对外直接投资[23]。

在风险分散方面,境外机构投资者客观上经验丰富、实力强大,具备很强的甄别风险和维护权益的能力[24-25];境外机构投资者参与的与企业核心业务相关的地理多元化外商直接投资(foreign direct investment,FDI),可分散单一市场的风险[26];在批准的额度内,境外机构投资者在中国进行股票、债券、基金等多元化的投资,可分散单一业务的风险[27]。此外,QFII 制度通过引入国际投资者,显著降低了企业的股权风险溢价,进而降低其融资成本,间接促进了 OFDI 活动[28]。

相比之下,境内机构投资者的考核机制多以年度甚至季度为周期,缺乏系统的全球资产配置策略,更聚焦本土市场[29];境内机构的信息渠道多集中于国内或东亚等周边市场,难以精准捕捉海外市场的产业趋势、政策变化、竞争格局等关键信息,信息渠道相对较窄[30-31];境内机构的投资更多集中于股票市场,缺乏多元化投资的经验,风险分散能力较弱。

综上分析,提出以下假设。

H2:相对于境内机构投资者,境外机构投资者对企业对外直接投资的促进作用更显著。

### 1.3 信息透明度的中介效应

关于机构投资者对信息透明度的影响。机构投资者持股不仅能对企业运营持续监督，还可以通过影响股价和管理层决策形成市场压力，从而促进信息披露质量的提升[32]；机构投资者在投资决策以及信息搜集分析等方面具有专业优势，从而提升信息透明度[33]；机构投资者对公司的信息搜集、解读和监督能够约束公司的盈余管理行为，发挥治理效应[34]，提高会计信息质量[35]。此外，共同机构持股对信息透明度促进更明显，可以凭借天然的信息交流场所，建立战略联盟，为组合内的企业提供更为全面的信息和技术[36-37]。

关于信息透明度对企业对外直接投资的影响。企业信息透明度提升能够显著提升企业整体的投资效率[38]。一方面，信息透明度提升可以降低企业对外投资的不确定性和运营成本，推动企业OFDI[39]。另一方面，信息透明度提升能够促进知识流动和资源整合，进而提升企业海外投资效率[40]。此外，环境信息披露也与企业对外直接投资之间存在正相关关系[41]。

境外机构投资者相比于境内机构投资者，更能通过提升信息透明度促进企业对外直接投资。首先，境外投资者作为外部人可以利用先进的管理经验[42]、谨慎地选择投资目标、减少机会主义行为等[43]，来提高公司治理和透明度水平，引导资本市场健康发展[44-45]。其次，境外机构投资者可能来自更成熟的资本市场，要求企业符合国际会计准则，对信息披露的要求更高，所以他们投资后会推动企业提高透明度[46]。企业在进行对外投资时，其信息透明度能够降低投资风险，更容易被目标国接受，从而促进对外直接投资。

境内资本市场发展时间相对较短，在市场成熟度上不及境外成熟资本市场，机构投资者可能受限于本地市场规则，受本土监管环境限制，对信息披露的要求较低。综上分析，提出以下假设。

H3：相对于境内机构投资者，境外机构投资者更能通过提高企业信息透明度，进而促进企业对外直接投资。

### 1.4 融资约束的中介效应

关于机构投资者对融资约束的影响。融资约束主要表现为内部与外部融资成本之间的差异，其形成源于市场不完备、信息不对称与委托代理问题，而机构投资者作为专业的外部主体，可通过多重机制缓解企业融资约束。已有研究指出，机构投资者通过改善公司治理、降低信息不对称[47]、提高会计信息质量[48]等，有效缓解了企业外部融资压力。

关于融资约束对企业对外直接投资的影响。相关学者验证了融资约束显著减少企业的对外投资行为[49-50]。已有研究表明，融资约束会抑制企业的对外直接投资[41,51]，且放松融资约束会提升对外直接投资的二元边际[52]。此外，在融资约束下，民营企业的对外直接投资活动会受到负面影响[53]。

境外机构投资者相比于境内机构投资者，更能通过抑制融资约束促进企业对外直接投资。一方面，境外机构投资者往往具备更广泛的资金渠道与更成熟的投资模式，其对企业的投资能为企业引入更多资金，缓解企业面临的融资约束问题[54-55]。另一方面，境外机构投资者还可以通过引入国际治理经验和信息资源，优化企业融资环境[56]。当企业融资约束得到缓解，就有更充足的资金用于对外直接投资相关的前期调研、市场开拓、项目建设等活动。比如，企业可利用充裕资金在目标国建立生产基地、开展营销推广，降低因资金短缺而导致对外投资计划受阻的风险，从而更有力地促进对外直接投资[57]。

境内金融体系以银行为主导，金融产品和服务的丰富度不及境外，使得境内机构投资者的资金来源渠道相对单一，主要依赖于自有资金、基金募集等，在为企业提供多元化融资支持时存在局限性。

H4：相对于境内机构投资者，境外机构投资者更能通过缓解融资约束，进而促进企业对外直接投资。

## 2 研究设计

### 2.1 模型设计

首先，为考察机构投资者持股是否能推动企业开展对外直接投资，建立如下计量模型。

$$OFDI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INST_{it} + Control_{it} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：$OFDI_{it}$为公司$i$第$t$期的对外直接投资情况，用两个变量进行衡量，$OFDI_wheth_{it}$为公司$i$第$t$期是否进行了对外直接投资，$OPDI_gm_{it}$为公司$i$第$t$期的对外直接投资规模；$INST_{it}$为公司$i$第$t$期的机构投资者持股比例，模型中加入若干控制变量，并控制了行业和年份固定效应。

其次，为检验境内外机构投资者持股比例对企业对外直接投资的差异性（比较其显著性和回归系数的差异），构建如下计量模型。

$$OFDI_gm_{it} = \alpha_3 + \alpha_4 INST_Domins_{it} + Control_{it} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$OFDI_gm_{it} = \alpha_5 + \alpha_6 INST_Forins_{it} + Control_{it} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中:$INST_Domins_{it}$、$INST_Forins_{it}$分别为公司 $i$ 第 $t$ 期的境内机构投资者和境外机构投资者持股比例。

再次,为探究境内外机构投资者对企业对外直接投资的传导机制,构建传导机制模型(4)和模型(5),采用逐步回归法进行中介机制检验(以下是境内机构投资者的模型,境外机构投资者的模型就是把 INST-Domins 更换为 INST-Forins)。

$$MV_{it} = \beta_0 + \beta_1 INST_Domins_{it} + Control_{it} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$OFDI_gm_{it} = \theta_0 + \theta_1 INST_Domins_{it} + MV_{it} + Control_{it} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中:$MV_{it}$为中介变量,回归分析时用作被解释变量,采用信息透明度(Abs_DA)和融资约束(WW)作为中介。

### 2.2 变量选择

(1)被解释变量。参考刘莉亚等[58]的做法,企业对外直接投资包含以下维度:一是企业是否开展对外直接投资,二是对外直接投资的具体规模。其中,"是否开展对外直接投资"为虚拟变量,当企业在观测年度存在对外直接投资活动时,该变量赋值为 1,否则为 0;"对外直接投资规模"采用企业观测年度内对外直接投资的实际金额进行测量。此外,对外直接投资次数被用于稳健性检验部分被解释变量的替换。

(2)解释变量。参考李春涛等[59]的做法,解释变量(境内/外)机构投资者持股采用(境内/外)机构投资者持股比例来衡量。

(3)控制变量。在选取控制变量时,借鉴李宾等[60]、孙黎和常添惠[61]、王如萍和张焕明[62]、韩丰泽和戴金平[63]的做法,主要包括资产负债率(Lev)、资产收益率(ROA)、前五大股东持股比例之和(Top5)、托宾 $Q$(Tobin $Q$)、两职合一(Dual)、管理费用率(Mfee)。

### 2.3 样本与数据来源

基于 2013—2023 年中国 A 股上市公司数据,对初始数据进行如下操作:剔除金融、保险等特定行业的企业;剔除港澳台和注册地在避税天堂的企业;剔除被实施 ST、PT 处理的企业。基础数据主要来源于国泰安(CSMAR)数据库与 Wind 金融数据库,通过 Stata18.0 进行数据分析。此外,为降低异常值对研究结果的干扰,对所有非虚拟变量均进行 1%水平的缩尾处理。

## 3 实证结果与分析

### 3.1 描述性统计

主要变量的描述性统计如表 1 所示。OFDI_wheth 的均值为 0.162,说明 16.2%的样本企业开展了对外直接投资;OFDI_gm 的标准差为 6.145、最小值为 0.000、最大值为 20.467,说明企业对外直接投资规模差异大,部分企业投资规模较大。解释变量 INST 的均值为 0.425、标准差为 0.250、最小值为 0.003、中位数为 0.435、最大值为 0.911,说明机构持股比例存在一定差异,但整体处于中等水平。其他一系列控制变量的最小值与最大值也有显著差异,对研究能起到较好的控制作用。

**表 1 描述性统计**

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| OFDI_wheth | 36 456 | 0.162 | 0.368 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| OFDI_cs | 36 456 | 0.345 | 1.023 | 0.000 | 0.000 | 6.000 |
| OFDI_gm | 36 456 | 2.633 | 6.145 | 0.000 | 0.000 | 20.467 |
| INST | 36 387 | 0.425 | 0.250 | 0.003 | 0.435 | 0.911 |
| INST_Forins | 36 456 | 0.105 | 0.336 | 0.000 | 0.000 | 2.300 |
| INST_Domins | 36 456 | 36.906 | 23.910 | 0.020 | 36.999 | 87.591 |
| Investor_type | 36 456 | 0.238 | 0.426 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| Lev | 36 456 | 0.408 | 0.203 | 0.054 | 0.397 | 0.894 |
| ROA | 36 455 | 0.040 | 0.066 | −0.230 | 0.040 | 0.222 |
| Dual | 36 456 | 0.310 | 0.463 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| Top5 | 36 424 | 0.536 | 0.154 | 0.199 | 0.537 | 0.887 |
| Tobin $Q$ | 36 456 | 2.020 | 1.270 | 0.834 | 1.613 | 8.374 |
| Mfee | 36 452 | 0.084 | 0.067 | 0.008 | 0.067 | 0.407 |

### 3.2 基本回归结果

#### 3.2.1 机构投资者持股对企业对外直接投资的影响

使用普通最小二乘法(ordinary least squares,OLS)回归估计模型(1)。表 2 列(1)~列(3)分别为未加入、加入控制变量、加入时间和行业固定效应时,INST 对企业是否对外直接投资 OFDI_wheth 的回归结果。在加入控制变量和时间、行业固定效应后,INST 的系数为0.057 8且在 1%的水平上显著,表明机构投资者持股正向促进企业进行对外直接投资。进一步探讨机构投资者持股对企业外直接投资规模的影响,回归结果如列(4)~列(6)显示。在控制了时间和行业固定效应后,INST 的系数同样显著为正,说明机构投资者持股有助于提升企业对外直接投资的规模。以上结果证实了 H1。

#### 3.2.2 境内外机构投资者对企业对外直接投资影响的差异

为进一步探讨境内外机构投资者对企业对外

**表2　基准回归结果**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | OFDI_wheth | OFDI_wheth | OFDI_wheth | OFDI_gm | OFDI_gm | OFDI_gm | OFDI_gm | OFDI_gm |
| INST | 0.027 3*** | 0.037 4*** | 0.057 8*** | 0.668 0*** | 0.819 0*** | 1.147 0*** | | |
| | (0.007 7) | (0.009 4) | (0.009 2) | (0.129 0) | (0.156 0) | (0.154 0) | | |
| INST_Domins | | | | | | | 0.014 9*** | |
| | | | | | | | (0.001 5) | |
| INST_Forins | | | | | | | | 0.483 0*** |
| | | | | | | | | (0.093 3) |
| Lev | | 0.045 6*** | 0.122 0*** | | 0.811 0*** | 2.157 0*** | 2.013 0*** | 2.413 0*** |
| | | (0.011 4) | (0.011 6) | | (0.190 0) | (0.194 0) | (0.195 0) | (0.190 0) |
| ROA | | 0.041 5 | 0.203 0*** | | 0.980 0* | 3.737 0*** | 3.774 0*** | 3.728 0*** |
| | | (0.034 9) | (0.034 2) | | (0.582 0) | (0.571 0) | (0.570 0) | (0.572 0) |
| Top5 | | 0.038 6*** | 0.024 3*** | | 0.557 0*** | 0.316*** | 0.340*** | 0.220*** |
| | | (0.004 3) | (0.004 2) | | (0.071 7) | (0.069 7) | (0.069 5) | (0.068 6) |
| Tobin *Q* | | −0.028 0* | −0.005 6 | | −0.662 0*** | −0.266 0 | −0.081 3 | 0.615 0*** |
| | | (0.015 1) | (0.014 7) | | (0.252 0) | (0.245 0) | (0.225 0) | (0.215 0) |
| Dual | | −0.008 9*** | −0.009 6*** | | −0.182 0*** | −0.200 0*** | −0.238 0*** | −0.188 0*** |
| | | (0.001 7) | (0.001 7) | | (0.027 6) | (0.027 8) | (0.028 2) | (0.027 7) |
| Mfee | | −0.047 1 | 0.138 0*** | | −1.368 0** | 1.741 0*** | 1.913 0*** | 1.624 0*** |
| | | (0.033 2) | (0.034 2) | | (0.554 0) | (0.571 0) | (0.571 0) | (0.570 0) |
| 常数项 | 0.150 0*** | 0.151 0*** | 0.106 0*** | 2.352 0*** | 2.583 0*** | 1.796 0*** | 1.716 0*** | 1.712 0*** |
| | (0.003 8) | (0.010 8) | (0.021 7) | (0.063 6) | (0.181 0) | (0.363 0) | (0.362 0) | (0.362 0) |
| 行业固定效应 | NO | NO | YES | NO | NO | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | NO | NO | YES | NO | NO | YES | YES | YES |
| 观测值 | 36 387 | 36 382 | 36 382 | 36 387 | 36 382 | 36 382 | 36 419 | 36 419 |
| $R^2$ | 0.000 3 | 0.004 0 | 0.077 0 | 0.001 0 | 0.005 0 | 0.077 0 | 0.079 0 | 0.077 0 |

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误。

直接投资影响是否产生差异，分别以境内机构投资者持股比例与境外机构投资者持股比例作为解释变量进行回归分析，结果如表2列(7)和列(8)所示。INST_Domins的系数为0.014 9，且在1%的水平上显著，INST_Forins的回归系数为0.483 0，在1%的水平上显著，说明境外机构投资者持股促进企业对外直接投资，且其促进效应远强于境内机构投资者。H2成立。

3.2.3　信息透明度的中介效应检验

为深入探究境内外机构投资者对企业对外直接投资的影响差异，分析其内在的作用机制，以信息透明度作为中介变量进行中介效应检验。参照王亚平等[64]，以修正Jones模型残差的绝对值来衡量信息透明度，Abs_DA指标越大，信息透明度越低。表3列(1)～列(3)是加入信息透明度后，境内机构投资者对企业对外直接投资的中介效应回归结果，列(4)～列(6)是加入中介变量后，境外机构投资者对企业对外直接投资的中介效应回归结果。

列(2)显示模型(4)中境内机构投资者和Abs_DA的系数在1%的水平上显著为负。列(3)显模型(5)在加入信息透明度变量后，Abs_DA和OFDI_gm的系数显著为负，且INST_Domins和OFDI_gm的系数在1%的水平上显著为正，说明信息透明度发挥部分中介效应，即境内机构投资者可以通过提高企业信息透明度，进而促进企业对外直接投资。同理，通过列(5)和列(6)结果显示，信息透明度可以发挥部分中介效应，即境外机构投资者可以通过提高企业信息透明度，进而促进企业对外直接投资。

除此之外，为探讨境内外机构投资者对企业直接投资的间接促进差异，对比列(3)和列(6)的回归结果，可以发现INST_Forins和OFDI_gm的系数0.463 0明显大于INST_Domins与OFDI_gm的系数0.013 8；在加入中介变量后，比较Abs_DA对OFDI_gm的影响，境外情境下是在1%的水平上显著，且系数的绝对值0.840 0大于境内0.707 0，从而说明无论从显著性还是系数大小上，相对于境内机构投资者，境外机构投资者更能够通过信息透明度促进企业直接投资。H3成立。

境外机构投资者相比境内机构投资者，更能通过提升企业信息透明度促进对外直接投资，主要因为境外机构面临母国严格监管与跨境信息不对称，对透明度的需求更为刚性；其长期投资导向和国际化治理经验，使其有更强动机与能力推动企业优化信息披露。在具体维度上，境外机构对盈余质量的

**表 3　信息透明度的中介效应检验**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | OFDI_gm | Abs_DA | OFDI_gm | OFDI_gm | Abs_DA | OFDI_gm |
| INST_Domins | 0.014 0*** | −0.000 4*** | 0.013 8*** | | | |
| | (0.001 6) | ($3.19\times10^{-5}$) | (0.001 6) | | | |
| INST_Forins | | | | 0.467 0*** | −0.004 4** | 0.463 0*** |
| | | | | (0.096 0) | (0.001 9) | (0.096 0) |
| Abs_DA | | | −0.707 0** | | | −0.840 0*** |
| | | | (0.276 0) | | | (0.276 0) |
| Lev | 2.078 0*** | 0.021 5*** | 2.094 0*** | 2.416 0*** | 0.011 9*** | 2.426 0*** |
| | (0.203 0) | (0.004 0) | (0.203 0) | (0.198 0) | (0.003 9) | (0.198 0) |
| ROA | 4.162 0*** | −0.144 0*** | 4.060 0*** | 4.238 0*** | −0.151 0*** | 4.111 0*** |
| | (0.594 0) | (0.011 7) | (0.596 0) | (0.596 0) | (0.011 7) | (0.597 0) |
| Dual | 0.364 0*** | 0.001 4 | 0.365 0*** | 0.255 0*** | 0.004 3*** | 0.258 0*** |
| | (0.073 3) | (0.001 4) | (0.073 3) | (0.072 3) | (0.001 4) | (0.072 4) |
| Top5 | −0.014 0 | 0.031 8*** | 0.008 5 | 0.754 0*** | 0.011 2** | 0.764 0*** |
| | (0.240 0) | (0.004 7) | (0.240 0) | (0.224 0) | (0.004 4) | (0.224 0) |
| Tobin *Q* | −0.240 0*** | 0.008 2*** | −0.234 0*** | −0.202 0*** | 0.007 0*** | −0.196 0*** |
| | (0.029 1) | (0.000 6) | (0.029 2) | (0.028 7) | (0.000 6) | (0.028 7) |
| Mfee | 1.813 0*** | −0.043 6*** | 1.782 0*** | 1.572 0*** | −0.036 4*** | 1.541 0*** |
| | (0.595 0) | (0.011 7) | (0.595 0) | (0.595 0) | (0.011 7) | (0.595 0) |
| 常数项 | 1.730 0*** | 0.054 5*** | 1.769 0*** | 1.688 0*** | 0.055 6*** | 1.735 0*** |
| | (0.375 0) | (0.007 4) | (0.375 0) | (0.375 0) | (0.007 4) | (0.375 0) |
| 固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 34 022 | 34 022 | 34 022 | 34 022 | 34 022 | 34 022 |
| $R^2$ | 0.080 0 | 0.088 0 | 0.080 0 | 0.078 0 | 0.085 0 | 0.079 0 |

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

稳健性、信息披露的国际标准更为关注,会推动企业采用国际会计标准、加强与国际分析师沟通、提升审计质量等,而境内机构因具备本土信息优势、存在“用脚投票”倾向,对信息透明度提升的推动作用较弱。

3.2.4　融资约束的中介效应检验

为深入探究境内外机构投资者对企业对外直接投资的影响差异及内在作用机制,以融资约束(WW)作为中介变量进行中介效应检验。对于企业的融资约束状况,以 Whited 和 Wu[65] 提出的 WW 指数作为衡量工具,该指数由现金流、股利支付哑变量、长期负债等财务指标共同构成。

表 4 列(1)~列(3)、列(4)~列(6)是加入融资约束后,境内和境外机构投资者分别对企业对外直接投资的中介效应回归结果。列(2)显示模型(4)中境内机构投资者与融资约束的系数在 1%的水平上显著为负。列(3)显模型(5)在加入融资约束变量后,WW 与 OFDI_gm 的系数显著为负,且 INST_Domins 与 OFDI_gm 的系数在 1%的水平上显著为正,说明融资约束发挥部分中介效应,即境内机构投资者可以通过缓解融资约束,进而促进企业对外直接投资。同理,列(5)和列(6)结果显示融资约束发挥部分中介效应,即境外机构投资者可以通过缓解融资约束,进而促进企业对外直接投资。

除此之外,为探讨境内外的影响差异,对比列(3)和列(6)的回归结果,可以发现 INST_Forins 与 OFDI_gm 的系数 0.506 0 明显大于 INST_Domins 与 OFDI_gm 的系数0.014 5;在加入中介变量后,比较 WW 对 OFDI_gm 的影响,境外情境下是在 5%的水平上显著,且系数的绝对值0.151 0大于境内0.127 0,从而说明无论从显著性还是系数大小上来说,相对于境内机构投资者,境外机构投资者更能够通过融资约束促进企业直接投资。H4 成立。

境外机构投资者相比于境内机构投资者,在通过融资约束促进企业对外直接投资上优势显著,原因有可能是:境外机构投资者资金来源广泛且规模庞大,能为企业对外投资提供充足资金,缓解企业面临的资金短缺问题;具备丰富的跨境投融资经验,熟悉国际金融市场规则与运作模式,可帮助企业设计多元化的融资方案,降低融资成本与风险;依托全球布局的资源网络,能为企业对接国际金融机构、资本市场等,拓宽企业的融资渠道,让企业更便捷地获取境外资金;受母国较为成熟的金融监管体系约束,在资金管理、风险控制等方面更为规范,能增强市场对企业的信任,使企业在融资时更具优势。相较而言,境内机构受限于资金规模、国内金

**表4　融资约束的中介效应检验**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | OFDI_gm | WW | OFDI_gm | OFDI_gm | WW | OFDI_gm |
| INST_Domins | 0.014 9*** | −0.001 0*** | 0.014 5*** | | | |
| | (0.001 5) | (0.000 1) | (0.001 7) | | | |
| INST_Forins | | | | 0.483 0*** | −0.014 4* | 0.506 0*** |
| | | | | (0.093 3) | (0.007 8) | (0.103 0) |
| WW | | | −0.127 0* | | | −0.151 0** |
| | | | (0.075 9) | | | (0.075 9) |
| Lev | 2.013 0*** | −0.114 0*** | 1.657 0*** | 2.413 0*** | −0.139 0*** | 2.005 0*** |
| | (0.195 0) | (0.016 7) | (0.222 0) | (0.190 0) | (0.016 4) | (0.218 0) |
| ROA | 3.774 0*** | −0.386 0*** | 4.293 0*** | 3.728 0*** | −0.396 0*** | 4.304 0*** |
| | (0.570 0) | (0.049 1) | (0.653 0) | (0.572 0) | (0.049 2) | (0.654 0) |
| Dual | 0.340 0*** | −0.007 8 | 0.389 0*** | 0.220 0*** | $-9.34\times10^{-5}$ | 0.270 0*** |
| | (0.069 5) | (0.006 0) | (0.079 0) | (0.068 6) | (0.005 9) | (0.078 0) |
| Top5 | −0.081 3 | −0.040 5** | −0.071 1 | 0.615 0*** | −0.089 2*** | 0.665 0*** |
| | (0.225 0) | (0.019 0) | (0.253 0) | (0.215 0) | (0.017 9) | (0.238 0) |
| Tobin *Q* | −0.238 0*** | 0.018 3*** | −0.224 0*** | −0.188 0*** | 0.015 0*** | −0.178 0*** |
| | (0.028 2) | (0.002 5) | (0.032 6) | (0.027 7) | (0.002 4) | (0.032 0) |
| Mfee | 1.913 0*** | −0.005 9 | 1.288 0** | 1.624 0*** | 0.014 5 | 1.007 0 |
| | (0.571 0) | (0.048 0) | (0.638 0) | (0.570 0) | (0.048 0) | (0.637 0) |
| 常数项 | 1.716 0*** | −0.892 0*** | 1.583 0*** | 1.712 0*** | −0.891 0*** | 1.532 0*** |
| | (0.362 0) | (0.029 4) | (0.397 0) | (0.362 0) | (0.029 4) | (0.397 0) |
| 固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 36 419 | 30 716 | 30 716 | 36 419 | 30 716 | 30 716 |
| $R^2$ | 0.079 0 | 0.015 0 | 0.084 0 | 0.077 0 | 0.013 0 | 0.082 0 |

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误。

融市场发展阶段以及短期业绩考核等因素，在缓解企业融资约束以推动对外直接投资方面的作用稍显不足。

为进一步量化信息透明度(Abs_DA)与融资约束(WW)在境内外机构投资者影响路径中的相对重要性，对中介效应进行占比分解分析，结果如表5所示。可以看出，首先，在境内外机构投资者促进OFDI的作用差异方面，境外机构投资者总效应系数(0.467 0)是境内(0.014 0)的33倍以上，说明境外机构投资者对OFDI的促进作用远强于境内机构投资者；其次，在境内和境外单个路径中，融资约束和信息透明度发挥的中介效应也有差异，在境外机构投资者路径中，融资约束(WW)的中介贡献占比为1.90%，信息透明度(Abs_DA)的贡献占比为0.79%，境内同理。但无论境内外，均显示融资约束是更重要的中介渠道，其贡献占比约信息透明度的2～2.4倍。

**表5　中介效应占比分解**

| 变量 | 境外 | 境内 |
|---|---|---|
| Abs_DA贡献占比/% | 0.792 3 | 0.468 3 |
| WW贡献占比/% | 1.909 1 | 0.960 3 |
| 总中介贡献占比/% | 1.260 6 | 2.869 4 |
| 总效应系数 | 0.467 0 | 0.014 0 |
| 总中介效应值 | 0.005 9 | 0.000 4 |

3.2.5　进一步分析：管理层短视的调节效应

由于核心解释变量与被解释变量的关系并非在所有情境下均保持一致，所以为探究不同情境下二者的影响，应从管理层行为偏好这一角度出发，考虑管理层作为企业投资决策的核心执行者，其短视程度是否直接决定企业能否接纳、转化境内外机构投资者的投资建议，从而影响二者的关系。基于此，参考胡楠等[66]的做法，采用“短期视域”词汇总词频占MD&A总词频的比例衡量管理层短视Myopia1，分别构建境内和境外机构投资者与管理层短视的交乘项，观察交乘项系数的显著性及差异，以判断管理层短视Myopia1是否在机构投资者与企业对外直接投资的关系中发挥调节效应，以及境内外是否存在差异，结果如表6所示。

从表6中可以看出，境内机构投资者与管理层短视的交互项INST_Domins_Myopia1的系数并不显著，表明管理层短视在其中不发挥调节效应；境外机构投资者与管理层短视的交互项INST_Forins_Myopia1的系数在5%的水平上显著，表明管理层短视发挥正向调节效应，管理层短视程度越高，境外机构投资者持股对企业对外直接投资的促进作用会被“强化”。

**表 6　管理层短视的调节效应**

| 变量 | (1) | (2) |
|---|---|---|
| | OFDI_gm | OFDI_gm |
| INST_Domins | 0.016 3*** | |
| | (0.002 2) | |
| INST_Domins_Myopia1 | −0.034 4 | |
| | (0.023 5) | |
| INST_Forins | | 0.271 0** |
| | | (0.128 0) |
| INST_Forins_Myopia1 | | 3.001 0** |
| | | (1.313 0) |
| Myopia1 | 0.260 0 | −1.245 0** |
| | (1.074 0) | (0.582 0) |
| Lev | 2.074 0*** | 2.427 0*** |
| | (0.203 0) | (0.199 0) |
| ROA | 4.093 0*** | 4.194 0*** |
| | (0.596 0) | (0.597 0) |
| Dual | 0.354 0*** | 0.247 0*** |
| | (0.073 4) | (0.072 5) |
| Top5 | −0.026 8 | 0.721 0*** |
| | (0.241 0) | (0.224 0) |
| Tobin *Q* | −0.244 0*** | −0.202 0*** |
| | (0.029 1) | (0.028 7) |
| Mfee | 1.880 0*** | 1.629 0*** |
| | (0.596 0) | (0.595 0) |
| 常数项 | 1.725 0*** | 1.775 0*** |
| | (0.381 0) | (0.377 0) |
| 固定效应 | YES | YES |
| 观测值 | 33 994 | 33 994 |
| $R^2$ | 0.080 0 | 0.078 0 |

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

产生这种现象的原因可能是:当管理层短视并试图放弃 OFDI 时,境外机构投资者的利益与管理层的短视行为产生直接冲突,会更主动地通过治理手段推动 OFDI。因为 OFDI 的长期收益与其自身投资目标高度契合,这种调节机制体现了“委托代理理论”中管理层与投资者的利益冲突。对于境内机构投资者来说,无论管理层短视程度如何,境内机构对 OFDI 的促进作用始终稳定,有可能是因为境内机构的投资决策并非孤立的,而是受资本市场、行业竞争、供应链协同等市场机制的共同制约,所以管理层短视不发挥调节效应。

## 3.3　稳健性检验

### 3.3.1　替换被解释变量

将被解释变量替换为对外直接投资次数OFDI_cs,对模型(2)和模型(3)进行回归,结果如表 7 列(1)和列(2)所示。结果显示,境内和境外机构投资者对企业对外直接投资次数的影响均在 1%的水平上正向显著,但二者的回归系数仍存在较大差异。说明境内外机构投资者均能促进企业对外直接投资,且境外机构投资者促进作用更明显。回归结果与前文一致,结果稳健。

考虑企业规模差异可能导致的异质性影响,将被解释变量替换为“对外直接投资规模/总资产”相对指标,对模型(2)和模型(3)进行回归,结果如表 7 列(3)和列(4)所示。境内和境外机构投资者对企业对外直接投资次数的影响均在 1%的水平上正向显著,但二者的回归系数仍存在较大差异。说明境内外机构投资者均能促进企业对外直接投资,且境外机构投资者促进作用更明显。回归结果与前文一致,结果稳健。

### 3.3.2　聚类标准误检验

通过在行业层面聚类分析稳健标准误,以剔除行业层面的潜在干扰因素,结果如表 7 列(5)所示。境外机构投资者与对外直接投资规模的回归系数为0.427 0,在 1%的水平上显著;境内机构投资者与对外直接投资规模的回归系数是0.008 3,在10%的水平上显著。无论在显著性还是在系数大小上,都可以说明境内外机构投资者对企业对外直接投资的促进效果具有差异性,且境外机构投资者促进作用更明显。回归结果与前文一致,结果稳健。

通过企业-年份双向聚类分析稳健标准误,以同时剔除企业层面和年份层面的潜在干扰因素,结果如表 7 列(6)所示。境外机构投资者持股比例与对外直接投资的回归系数是0.407 0,境内的回归系数是0.013 5,两者均在 5%的水平上显著。说明境外机构投资者的促进作用比境内机构投资者更明显。回归结果与前文一致,结果稳健。

### 3.3.3　内生性检验

借助对因变量 OFDI_gm 予以滞后一期的方式,实施变量滞后检验。结果如表 7 列(7)和列(8)所示。境内机构投资者(INST_Domins)与滞后一期的对外直接投资(L1OFDI_gm)的回归系数为0.008 3,在 1%的水平上显著;境外机构投资者(INST_Forins)与滞后一期的对外直接投资(L1OFDI_gm)的回归系数为0.392 0,在 1%的水平上显著;说明境内外机构投资者均能促进企业OFDI,且境外促进效果更强。回归结果与前文一致,结果稳健。

## 3.4　异质性分析

### 3.4.1　企业规模

使用企业规模的中位数作为分界点,将样本分为大企业和小企业,回归分析结果如表 8 列(1)和

**表7　稳健性检验**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | OFDI_cs | OFDI_cs | OFDI_gm_size | OFDI_gm_size | OFDI_gm 行业层面聚类 | OFDI_gm 企业和年份双向聚类 | L1OFDI_gm | L1OFDI_gm |
| INST_Domins | 0.002 6*** | | 0.000 5*** | | 0.008 3* | 0.013 5** | 0.008 3*** | |
| | (0.000 3) | | (7.19×10$^{-5}$) | | (0.004 2) | (0.005 9) | (0.001 7) | |
| INST_Forins | | 0.075 3*** | | 0.019 6*** | 0.427 0*** | 0.407 0** | | 0.392 0*** |
| | | (0.015 9) | | (0.004 3) | (0.148 0) | (0.159 0) | | (0.095 8) |
| Lev | 0.348 0*** | 0.412 0*** | 0.080 1*** | 0.091 9*** | 1.325 0 | 2.064 0*** | 1.938 0*** | 2.107 0*** |
| | (0.033 5) | (0.032 8) | (0.009 0) | (0.008 8) | (0.788 0) | (0.428 0) | (0.209 0) | (0.206 0) |
| ROA | 0.941 0*** | 0.961 0*** | 0.170 0*** | 0.171 0*** | 3.551 0* | 3.960 0** | 3.336 0*** | 3.345 0*** |
| | (0.098 2) | (0.098 5) | (0.026 3) | (0.026 4) | (1.789 0) | (1.386 0) | (0.604 0) | (0.605 0) |
| Top5 | 0.053 3*** | 0.033 2*** | 0.017 5*** | 0.013 5*** | 0.489 0*** | 0.355 0 | 0.230 0*** | 0.163 0** |
| | (0.012 1) | (0.012 0) | (0.003 3) | (0.003 2) | (0.112 0) | (0.212 0) | (0.075 7) | (0.074 6) |
| Tobin *Q* | 0.010 9 | 0.153 0*** | 0.003 0 | 0.030 3*** | −0.152 0 | 0.019 0 | 0.481 0* | 1.007 0*** |
| | (0.039 7) | (0.037 0) | (0.010 6) | (0.009 9) | (0.358 0) | (0.789 0) | (0.255 0) | (0.230 0) |
| Dual | −0.037 2*** | −0.029 9*** | −0.009 4*** | −0.008 1*** | −0.159 0** | −0.245 0*** | −0.200 0*** | −0.185 0*** |
| | (0.004 8) | (0.004 7) | (0.001 3) | (0.001 3) | (0.062 3) | (0.053 9) | (0.029 6) | (0.029 3) |
| Mfee | 0.336 0*** | 0.291 0*** | 0.093 6*** | 0.085 3*** | 0.170 0 | 1.835 0 | 2.313 0*** | 2.181 0*** |
| | (0.098 4) | (0.098 3) | (0.026 4) | (0.026 4) | (1.670 0) | (1.063 0) | (0.624 0) | (0.623 0) |
| 固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 常数项 | 0.194 0*** | 0.186 0*** | 0.084 2*** | 0.082 7*** | 2.483 0*** | 1.346 0*** | 2.011 0*** | 1.979 0*** |
| | (0.061 9) | (0.062 0) | (0.016 6) | (0.016 6) | (0.269 0) | (0.354 0) | (0.381 0) | (0.381 0) |
| 观测值 | 34 022 | 34 022 | 34 022 | 34 022 | 34 022 | 34 022 | 28 387 | 28 387 |
| $R^2$ | 0.103 0 | 0.101 0 | 0.078 0 | 0.077 0 | 0.058 0 | 0.080 0 | 0.031 0 | 0.031 0 |

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误。

列(2)所示。INST_Domins和INST_Forins的系数无论在大企业还是小企业中都是境外更显著，而且，从不同规模企业的回归结果看，大企业样本境外机构投资者的回归系数在5%的水平上显著，而小企业样本中该系数在1%的水平上显著。由此可得出结论，相比境内机构投资者，境外机构投资者对企业对外直接投资的促进作用更强，且这种差异在小企业中更为明显。

产生这一现象的原因可能是：小企业相对于大企业资源较为匮乏、公司治理水平低下且风险承受能力较弱，企业对外直接投资面临着“先天性不足”，而境外机构投资者的介入能够通过资金支持、技术支撑、信息网络搭建、战略指导等方式，降低小企业的国际化门槛，从而境外机构投资者的促进效应更为显著。大企业由于自身就具备国际化能力，境外机构的支持更多的是“锦上添花”，从而促进作用被稀释。因此，境外机构投资者对企业对外直接投资的促进作用高于境内机构投资者，这一现象在小企业中更明显。

3.4.2　企业股权性质

将样本分为国有企业和非国有企业，前者为1，后者为0，分别进行回归，结果如表8列(3)和列(4)所示。在国有企业样本中，INST_Domins的系数在1%的水平上显著为正，INST_Forins的系数并不显著；在非国有企业样本中，INST_Domins和INST_Forins的系数都在1%的水平上显著为正，且后者高于前者。以上结果表明对于非国有企业来说，境外机构投资者的促进作用要高于境内机构投资者。

产生这一现象的原因可能是：国有企业作为中国政策的执行主体，OFDI依赖境内行政资源与国有资本支持，境外机构因制度壁垒和风险顾虑难以深度参与，从而境内机构促进作用更显著；而非国有企业作为国际市场竞争主体，OFDI面临境内资源约束，需要境外机构提供资金、技术、网络等市场化支持，从而境外机构促进作用更突出。因此，境外机构投资者对企业OFDI的促进作用高于境内机构投资者，这一现象在非国有企业中更明显。这也表明，中国企业对外直接投资的驱动机制存在“双轨制”，国有企业依赖政策和境内资本，而非国有企业依赖市场和境外资本，所以启示未来政策需要针对不同所有制企业优化机构投资者引入策略，对非国有企业放宽境外机构准入，以提升国际化质量。

3.4.3　企业所处地区

将企业所处地区分为东中西部地区，东部为2，中部为1，西部为0，分别进行回归，结果如表8列(5)～列(7)所示。在东部地区，INST_Domins和

**表 8　异质性分析**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Large | Small | OFDI_gm | OFDI_gm | OFDI_gm | OFDI_gm | OFDI_gm |
| | 大企业 1 | 小企业 0 | 国有 1 | 非国有 0 | 东部=2 | 中部=1 | 西部=0 |
| INST_Domins | 0.002 3 | 0.003 9* | 0.010 7*** | 0.024 4*** | 0.015 5*** | 0.020 6*** | 0.001 4 |
| | (0.002 9) | (0.002 2) | (0.003 2) | (0.002 1) | (0.002 0) | (0.003 9) | (0.004 0) |
| INST_Forins | 0.278 0** | 0.704 0*** | 0.218 0 | 0.436 0*** | 0.242 0** | 0.979 0*** | 0.146 0 |
| | (0.136 0) | (0.151 0) | (0.153 0) | (0.121 0) | (0.114 0) | (0.225 0) | (0.295 0) |
| Lev | −0.723 0** | 0.985 0*** | 2.112 0*** | 2.403 0*** | 2.535 0*** | 2.309 0*** | 1.138 0** |
| | (0.330 0) | (0.263 0) | (0.310 0) | (0.266 0) | (0.252 0) | (0.455 0) | (0.460 0) |
| ROA | −1.068 0 | 0.921 0 | 1.476 0 | 4.582 0*** | 4.496 0*** | 3.476 0*** | 2.704 0* |
| | (1.097 0) | (0.707 0) | (1.045 0) | (0.728 0) | (0.730 0) | (1.342 0) | (1.421 0) |
| Dual | 0.799 0*** | 0.565 0*** | 0.302 0* | 0.054 1 | 0.263 0*** | 0.481 0*** | −0.208 0 |
| | (0.128 0) | (0.088 5) | (0.158 0) | (0.086 4) | (0.087 7) | (0.169 0) | (0.202 0) |
| Top5 | −0.192 0 | 0.449 0 | 0.684 0 | −0.252 0 | 0.322 0 | −1.114 0** | −2.234 0*** |
| | (0.395 0) | (0.322 0) | (0.419 0) | (0.302 0) | (0.294 0) | (0.564 0) | (0.562 0) |
| Tobin *Q* | 0.007 3 | −0.205 0*** | −0.291 0*** | −0.312 0*** | −0.216 0*** | −0.322 0*** | −0.301 0*** |
| | (0.059 5) | (0.032 6) | (0.050 3) | (0.036 1) | (0.036 8) | (0.060 6) | (0.064 5) |
| Mfee | −2.396 0** | 0.488 0 | −3.578 0*** | 3.950 0*** | 3.001 0*** | 0.208 0 | 1.625 0 |
| | (1.118 0) | (0.633 0) | (0.949 0) | (0.756 0) | (0.742 0) | (1.308 0) | (1.340 0) |
| 固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 常数项 | 3.515 0*** | 1.657 0*** | 1.600 0*** | 0.735 0 | 2.544 0*** | 0.158 0 | 2.554 0*** |
| | (0.301 0) | (0.237 0) | (0.293 0) | (0.530 0) | (0.514 0) | (0.727 0) | (0.703 0) |
| 观测值 | 17 027 | 16 995 | 11 774 | 22 248 | 24 657 | 5 565 | 3 782 |
| $R^2$ | 0.003 0 | 0.007 0 | 0.013 0 | 0.097 0 | 0.087 0 | 0.087 0 | 0.094 0 |

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

INST_Forins 的系数分别在 1%和 5%的水平上显著为正;在中部地区,INST_Domins 和 INST_Forins 的系数均在 1%的水平上显著,且后者明显大于前者;在西部地区,系数均不显著。以上结果说明,在东部地区,境内机构投资者对企业对外直接投资的促进作用要高于境外机构投资者;境外机构投资者对企业对外直接投资的促进作用要高于境内机构投资者,在中部地区这一现象更明显;在西部地区不显著。

产生这一现象的原因可能是:东部地区经济发达,金融市场成熟,本土机构投资者对本地企业的经营环境、政策导向更熟悉,且国际化起步早,经验丰富,有利于推动企业开展符合国家战略(如"一带一路"倡议)的 OFDI 项目,企业多以高科技、高端制造、服务业为主,OFDI 动机偏向技术获取、市场拓展,境内机构投资者更了解企业的技术需求和本土市场逻辑,从而境内机构投资者对企业对外直接投资的促进作用更明显;中部地区以劳动密集型和资源加工型产业为主,企业对外寻求低成本基地与市场的需求强烈,境外机构凭借国际渠道、技术及管理优势,能帮助对接海外资源并弥补企业国际化经验短板;同时,中部通过自贸区建设等政策提升开放水平,依托中欧班列等发展外向型经济,吸引境外机构投资;此外,本土机构规模小、经验不足,境外机构资本配置灵活,更能满足企业 OFDI 需求,因而境外机构对企业对外直接投资的促进作用更显著;西部地区因经济基础薄弱、市场化需求低、国际化经验不足、金融市场欠发达以及区位受限制,尚未形成机构投资者推动 OFDI 的有效生态。

## 4　结论与启示

### 4.1　结论

基于中国加速形成新发展格局、扩大对外开放的背景,本文剖析机构投资者影响企业对外直接投资的内在机制,对比检验境内外机构持股的作用差异。研究发现,机构投资者持股有助于促进企业对外直接投资,且境外机构的促进作用显著强于境内机构,这一差异在小企业、非国有企业及中部地区企业中更为突出;境外机构主要通过提升企业信息透明度、缓解融资约束发挥促进作用,且相较境内机构该传导机制更有效,同时管理层短视会正向调节境外机构持股对企业 OFDI 的促进效应。

### 4.2　启示

对监管层来说,完善制度保障,优化政策引导。在全球产业链重构与双循环战略推进的背景下,监管层需要从制度层面为企业 OFDI 提供支撑。①优

化机构投资考核体系。当前短视投资行为频发，推动境内外机构投资者考核机制改革，将企业对外直接投资的长期战略贡献纳入考核，拉长考核周期、提高风险容忍度，符合长期资本支持企业全球发展的需求。②简化审批与市场准入流程。延续QFII制度2024年改革方向，针对中部地区、非国有企业及专精特新中小企业面临的制度障碍，进一步简化境外资金登记及持股、跨境投资审批流程，减少产权偏见。③强化资源支持，依托境外机构的全球网络数据库，向中小企业免费开放；要求境外持股超5%的企业强制披露海外风险评估报告，同时引导商业银行与QFII合作推出专项贷款，解决中小企业融资约束难题。④完善公司治理与激励约束机制。呼应国有企业改革与中国证监会政策导向，鼓励企业引入长期境外机构投资者，赋予董事会观察员席位，并将OFDI战略进度与管理层考核、股权激励及境外机构持股比例挂钩。

对企业来说，主动借力赋能，强化自身建设。面对OFDI从规模扩张向质量提升的转型，企业需主动应对挑战。①精准引入投资者，优先对接具备跨境资源的境外机构，获取长期资金与全球资源整合经验，摆脱对短期贷款的依赖，尤其小规模、非国有企业应借助境外机构弥补资源短板。②加强与机构投资者的合作。联合境内外机构设立“跨境投资基金”，重点投向中部地区跨境项目，依托机构信用背书破解融资与资源整合困境。③提升信息透明度与合规能力。参照国际标准完善信息披露，建立合规管理体系，抵御“逆全球化”下的海外合规风险。④优化管理层激励与治理结构。针对管理层短视风险，引入长期持股境外机构优化治理，将OFDI指标纳入管理层考核并绑定股权激励，锚定长期发展目标。

对于投资者来说，发挥各自优势，凝聚治理合力。境内外机构需立足中国市场特征差异化履职。境外机构应发挥全球资源优势，依托分支机构提供海外市场洞察与风险评估，利用2024年QFII外汇衍生品交易新政强化风险对冲能力，以长期持股制衡管理层短视行为，通过提升信息透明度、缓解融资约束双路径助力企业OFDI。境内机构需突破本土局限，对短期化考核进行改革，将企业国际布局潜力纳入评估体系；对标国际标准提升海外投研能力，建立管理层短视识别机制，与境外机构形成治理合力。同时，境内外机构可合作设立跨境投资基金，重点支持中部地区、民营小微企业，既契合国家区域协调发展战略，又能挖掘潜在投资价值，实现社会效益与投资回报双赢。

## 参考文献


[1] 顾海峰，马远冰. 机构投资者持股会影响企业风险承担吗——基于中国A股上市公司的证据[J]. 金融经济学研究，2025，40(3)：38-54.

[2] 谭劲松，林雨晨. 机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据[J]. 南开管理评论，2016，19(5)：115-126.

[3] 李争光，赵西卜，曹丰，等. 机构投资者异质性与企业绩效——来自中国上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究，2014，29(5)：77-87.

[4] 张云，吕纤，韩云. 机构投资者驱动企业绿色治理：监督效应与内在机理[J]. 管理世界，2024，40(4)：197-221.

[5] 龙婷，衣长军，李雪，等. 股权集中度、机构投资者与企业对外直接投资决策——冗余资源的调节作用[J]. 国际贸易问题，2019(2)：129-144.

[6] 李蕾，韩立岩. 价值投资还是价值创造？——基于境内外机构投资者比较的经验研究[J]. 经济学(季刊)，2014，13(1)：351-372.

[7] 杨嘉琳，王满仓，任晓燕，等. 境外机构投资者持股周期与公司治理绩效关系的实证研究[J]. 运筹与管理，2018，27(7)：152-160.

[8] 姜君臣，王满，马影. 异质机构投资者与企业创新能力——基于境内外机构投资者的实证检验[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报)，2021(3)：142-156.

[9] YOO W J，CHANG J Y. Domestic vs. foreign institutional investors：who improves esg and value of Chinese companies? [J]. Sustainability，2024，16(18)：8238.

[10] 郭东杰，李梦雨，邹谧. 我国上市公司的社会责任研究——基于境内外机构投资者比较的视角[J]. 贵州财经大学学报，2023(2)：42-52.

[11] 邢洋，戚开元. 境外机构投资者持股对战略性新兴产业融资约束的影响——基于生命周期异质性视角[J]. 投资研究，2019，38(7)：131-146.

[12] 刘烨，孟函彤. 合格境外机构投资者对企业创新投入的影响研究——基于融资约束和环境不确定性视角[J]. 产经评论，2022，13(2)：39-52.

[13] 庄明明，梁权熙. 境外机构投资者能促进企业投资效率提升吗？[J]. 世界经济研究，2021(2)：102-117.

[14] 李笑冲，王静，黄银，等. 境外机构投资者持股对企业ESG表现的影响研究[J]. 科研管理，2026，47(3)：156-165.

[15] HU W H，CUI L. Outward foreign direct investment of publicly listed firms from China：a corporate governance perspective[J]. International Business Review，2014，23(4)：750-760.

[16] 叶志强，张顺明，孟磊. 外资持股对中国上市公司OFDI的影响及机制研究[J]. 系统工程理论与实践，2021，41(4)：830-845.

[17] 杜剑，张杰，郭晓冬. 机构投资者的网络地位对企业环

保投资的影响——来自重污染行业的证据[J]. 改革,2025(5):132-150.

[18] RASHID I G, ARUNIMA H, AHMAD T W, et al. Do institutional investors affect corporate governance through proxy voting and shareholder activism? evidence from India[J]. International Journal of Organizational Analysis, 2024, 32(9): 1887-1912.

[19] 吴秋生,张燕婷. QFII持股与企业ESG表现[J]. 财会通讯,2023(23):45-50.

[20] 刘贝贝,赵磊. 合格境外机构投资者持股与中国资本市场有效性[J]. 中南财经政法大学学报,2021(2):79-93.

[21] 郭飞,郭浩然,金霄. 全球存托凭证发行影响公司价值吗?——基于中国太保的案例研究[J]. 航空财会,2023,5(6):59-67.

[22] 蒋水全,陈余悦. 制度环境、外资参股与企业创新——基于合格境外机构投资者持股的实证考察[J]. 会计之友,2020(21):50-57.

[23] BRAHMADEV P, SASIKANTA T, KUMAR A T, et al. How do foreign and domestic institutional investors drive the market value? the influence of family ownership[J]. International Journal of Managerial Finance, 2025, 21(3): 758-791.

[24] 李磊,冼国明,包群. "引进来"是否促进了"走出去"?——外商投资对中国企业对外直接投资的影响[J]. 经济研究,2018,53(3):142-156.

[25] 窦超,黄宇童,李梦佳. 债券通的经济后果:企业债务违约风险视角[J]. 当代经济科学,2026,48(1):120-134.

[26] DOUKAS J A, LANG L H P. Foreign direct investment, diversification and firm performance[J]. Journal of International Business Studies, 2003, 34(2): 153-172.

[27] 李婧,吴远远. 中国短期跨境资本流动影响因素实证研究:2009—2016[J]. 经济与管理研究,2017,38(8):23-32.

[28] LIU X, WEI S J, ZHOU Y. A liberalization spillover: from equities to loans[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2024, 59(1): 395-433.

[29] 刘伟,曹瑜强. 机构投资者驱动实体经济"脱实向虚"了吗[J]. 财贸经济,2018,39(12):80-94.

[30] 唐彬,蒋宇翔,肖钰,等. 机构投资者交易与债券收益率——基于银行间债券市场的理论与实证研究[J]. 南开经济研究,2024(4):127-147.

[31] 陈淼鑫,王宏,乔帅. 股指期权和期货交易可以预测标的指数的变动吗?——来自台湾市场的证据[J]. 证券市场导报,2018(11):20-29.

[32] 冯鲍,闻岳春,赵松慧. 机构投资者持股与企业金融化[J]. 华东经济管理,2025,39(2):119-128.

[33] 代昀昊. 机构投资者、所有权性质与权益资本成本[J]. 金融研究,2018(9):143-159.

[34] 黄鹏,费建. 资本市场动机、机构投资者与信息透明度[J]. 苏州大学学报(哲学社会科学版),2015,36(2):101-109.

[35] 宋云玲,宋衍蘅. 机构投资者持股与注册会计师视角下的会计信息质量——来自审计调整的经验证据[J]. 会计研究,2020(11):136-151.

[36] 田冠军,李尚明,陈余,等. 共同机构所有权与企业新质生产力[J]. 证券市场导报,2024(11):37-48.

[37] 杜勇,谭丽丽. 共同机构所有权与客户集中度[J]. 证券市场导报,2024(5):48-58.

[38] 肖翔,徐颖,喻子秦,等. "一带一路"倡议、信息透明度与企业投资效率[J]. 财会月刊,2022(20):24-33.

[39] 祝继高,梁晓琴,王春飞. 信息透明度如何影响"一带一路"倡议下中国企业对外直接投资区位选择[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报),2020(6):46-61.

[40] 周冬华,万贻健. 数字化转型能有效促进企业跨地域创新吗——基于异地子公司创新视角[J]. 南开管理评论,2025,28(5):16-27.

[41] 徐芳燕,孙静怡,刘巍. 环境信息披露对企业对外直接投资的影响研究——来自中国上市公司的经验证据[J]. 国际经贸探索,2025,41(1):69-86.

[42] BENA J, FERREIRA M, MATOS P, et al. Are foreign investors locusts? the long-term effects of foreign institutional ownership[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 126: 122-146.

[43] DENG B, LI Z, LI Y. Foreign institutional ownership and liquidity commonality around the world[J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 51: 20-49.

[44] TSANG A, XIE F, XIN X. Foreign institutional investors and corporate voluntary disclosure around the world[J]. The Accounting Review, 2019, 94: 319-348.

[45] 张浩,刘小娟,陈丽芳,等. 境外投资者持股与企业"舌尖上的腐败"治理[J]. 金融评论,2022,14(5):49-68.

[46] OYEROGBA O E. Corporate governance practices and foreign direct investment: the case of Nigerian listed companies[J]. International Journal of Accounting and Finance, 2018, 8(4): 312-339.

[47] 张纯,吕伟. 机构投资者、终极产权与融资约束[J]. 管理世界,2007(11):119-126.

[48] 段新生,李蕙婷. 机构投资者、会计信息质量与融资约束[J]. 商业会计,2019(6):19-22.

[49] TODO Y. Quantitative evaluation of the determinants of export and FDI: firm-level evidence from Japan[J]. World Economy, 2011, 34(3): 355-381.

[50] 王碧珺,谭语嫣,余淼杰,等. 融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资[J]. 世界经济,2015,38(12):54-78.

[51] 郭妙梅,余官胜,李坛霖. 高管金融背景与企业对外直接投资——基于上市公司样本的实证研究[J]. 投资研究,2025,44(2):120-134.

[52] 李巍,管潇潇. 新质生产力对企业对外直接投资的影响研究——基于二元边际的视角[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版),2025,57(1):128-145.

[53] 毛霞，陈霄. 银行业集聚、融资约束与中国企业对外直接投资[J]. 金融发展研究，2024(8)：65-75.
[54] 李沁洋，何银莹，刘向强，等. 资本市场开放对企业融资约束的影响机制研究：基于“沪深港通”的经验证据[J]. 世界经济研究，2023(4)：87-102.
[55] 张浩，杨炜妮，谭雯倩. 境外投资者持股与企业投融资期限错配[J]. 国际金融研究，2024(10)：87-96.
[56] 桂璐. QFII制度改革与上市公司融资约束的实证研究[J]. 西部金融，2020(3)：58-63.
[57] 黄玖立，郭骏成. 外资银行进入会促进企业对外直接投资吗[J]. 国际贸易问题，2025(9)：92-109.
[58] 刘莉亚，何彦林，王照飞，等. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗？——基于微观视角的理论和实证分析[J]. 金融研究，2015(8)：124-140.
[59] 李春涛，刘贝贝，周鹏，等. 它山之石：QFII与上市公司信息披露[J]. 金融研究，2018(12)：138-156.
[60] 李宾，史汉宣，吕文岱. 数字金融、融资约束与企业对外直接投资[J]. 财务研究，2023(1)：85-97.
[61] 孙黎，常添惠. 企业数字化转型与对外直接投资[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版)，2024，77(2)：145-150.
[62] 王如萍，张焕明. 数字化转型与企业对外直接投资——创新能力和交易成本的中介作用[J]. 财贸研究，2023，34(5)：14-24.
[63] 韩丰泽，戴金平. 金融科技与对外直接投资——基于企业金融化与生产率视角的研究[J]. 国际经贸探索，2022，38(4)：68-86.
[64] 王亚平，刘慧龙，吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性[J]. 金融研究，2009(12)：162-174.
[65] WHITED T M，WU G J. Financial constraints risk[J]. The Review of Financial Studies，2006，19(2)：731-779.
[66] 胡楠，薛付婧，王昊楠. 管理者短视主义影响企业长期投资吗？——基于文本分析和机器学习[J]. 管理世界，2021，37(5)：139-156.

# Institutional Investors and Enterprises' Outward Direct Investment: From the Perspective of Comparing Domestic and Foreign Institutional Investors

ZHANG Yuchen，WANG Qian
(School of Business，Xi'an University of Finance and Economics，Xi'an 710100，China)

**Abstract**：Drawing on data from Chinese A-share listed firms spanning the period 2013 to 2023，the impact of institutional investors on the outward foreign direct investment (OFDI) activities of enterprises was examined，and the grouping differences in shareholding behaviors/impacts between domestic and foreign institutional investors were tested. The result reveals institutional investors appear to help facilitate OFDI of enterprises. Compared with domestic institutional investor，foreign institutional investor plays a more important role in promoting OFDI of enterprises. The analysis of the action mechanism shows that by improving information transparency and easing financing constraints，foreign institutional investors can exert a promotional effect on the OFDI of enterprises. The heterogeneity analysis shows that for small，non-state-owned and centrally listed companies，the promotion effect of foreign institutional investors is more pronounced than that of domestic institutional investors.

**Keywords**：institutional investors；foreign direct investment；domestic and foreign institutional investors