

非控股大股东治理对“走出去”企业经营绩效的影响研究

李玉娟,任雪姣,郑宇轩

(贵州大学 经济学院,贵州 贵阳 550025)

[摘要]基于退出威胁这一新兴非控股大股东治理研究领域,以2009—2022年间在沪深A股上市并进行了海外直接投资的中国公司为研究样本,分析非控股大股东治理对“走出去”企业高质量发展的影响。结果表明,基于退出威胁,非控股大股东治理可以提高“走出去”企业的经营绩效,在进行一系列稳健性检验后,该结论依然可靠。进一步研究表明:非控股大股东退出威胁对“走出去”企业经营绩效的提升作用在海外并购重组、海外并购重组结合绿地投资以及绿地投资三种“走出去”模式下更加显著;对于股权集中度更高的企业,促进作用被减弱;当企业为非国有性质时,促进作用更为明显。

[关键词]非控股大股东;退出威胁;“走出去”企业;经营绩效;股权集中度;绿地投资;大股东治理

[中图分类号]F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2025)01-0043-11

一、引言

党的十九大提出我国经济正处于快速增长向高质量发展转变的关键时期,党的二十大将全面建设社会主义现代化国家建设确定为首要任务,因此助力企业“走出去”一直是我国实现经济高质量发展所需持续推进的重点工作之一。目前,从规模上看,中国企业“走出去”已经取得了良好成效,然而与之相伴而生的企业经营绩效不足的问题也逐步凸显。这种实际绩效与规模的不匹配不仅影响“走出去”企业的国际竞争力,也对其在全球市场中的可持续发展形成制约。在此背景下,提升“走出去”企业经营绩效成为深化落实企业“走出去”战略、实现经济高质量发展的关键。除了地理位置、文化距离等备受关注的传统外部因素,随着中国资本市场的逐步完善,伴随公司制产生的公司治理成为与企业经营绩效紧密相连的另一关键要素,尤其是涉及两类代理问题的大股东治理越来越受到关注。

控股大股东以其绝对持股优势在公司治理中占据重要地位,2023年底修订版《公司法》也再次强调了控股股东关于股权使用的相关规定,这种绝对股权优势的使用不仅会侵占其他股东的利益,还会对公司治理效率产生负面影响。作为具有相对股权优势的群体,非控股大股东逐步担负起参与公司治理的重要责任。根据法律法规和学术研究的做法,持有上市公司股权比例在5%及以上的非第一大股东即为本文所关注的非控股大股东^[1-2]。在治理方式方面,“用手投票”的话语权机制和“用脚投票”的退出机制是传统意义上非控股大股东参与公司治理的主要途径,但实践中这两种方式效果不显著。非控股大股东“用嘴投票”的退出威胁机制在近几年兴起,成为公司治理的新途径和研究热点。这种退出威胁可以看作非控股大股东的一种博弈策略,即非控股大股东将其潜在的退出行为可能引致的不良后果作

[收稿日期]2024-07-18

[基金项目]贵州省高校人文社会科学研究资助项目(2024RWGB55)

[作者简介]李玉娟(1977—),女,贵州贵阳人,贵州大学经济学院教授,硕士生导师,主要研究方向为国际贸易与投资,邮箱:liyajuan081@126.com;任雪姣(1999—),女,内蒙古乌兰察布人,贵州大学经济学院硕士生,主要研究方向为国际贸易与投资;郑宇轩(1992—),女,四川绵阳人,贵州大学经济学院副教授,博士,主要研究方向为跨境投资与贸易、宏观政策。

为一种威慑手段,以此在心理上对管理层或控股大股东施压,从而增强自身议价能力以更加有效参与公司治理^[3-4]。实践中,非控股大股东通过在二级市场减持股份、发布考虑退出投资的公开声明等方式实行“威胁行为”。然而,在对非控股大股东的退出威胁进行量化分析时,直接衡量其“口头威胁”的难度较大,可行性并不高。鉴于此,本研究的实证部分采用被广泛使用和验证的两个实际行为指标即流通股换手率和非控股大股东之间竞争程度,通过构建两者的交乘项来间接量化非控股大股东的退出威胁。这种方法既能避开直接衡量“口头威胁”的困境,又能较为科学合理地对非控股大股东的退出威胁程度进行量化评估,为后续深入探究其与其他相关因素的关系奠定坚实基础。

目前已有大量实践表明,非控股大股东治理对“走出去”企业经营绩效可能具有显著影响。第一,关于“走出去”企业绩效提升的影响因素,早期研究主要聚焦于投资便利化程度等外部因素,而公司治理作为确保企业健康、可持续发展的关键机制,近年来越来越多的学者倾向于将其视作一种内部因素与“走出去”企业投资经营建立联系。既有研究从股权集中度^[5]、股权性质^[6]、高管属性^[7-8]等多个维度验证了二者之间的相关关系。第二,就非控股大股东治理的经济后果而言,既有研究普遍持积极观点。例如,陈克兢等的研究成果表明^[2],当非控股大股东发出退出威胁时,能有效遏制控股股东的不当行为,对企业创新产生积极效果,这一点与王爱群和刘耀娜的研究结果相一致^[9];也有学者指出企业投资效率会随着非控股大股东退出威胁的增加而提高^[10-11];王垒等在企业社会责任视角下对非控股大股东退出威胁后果展开研究,发现二者之间存在正向关联^[12]。第三,一些研究已经将公司治理与企业经营绩效联系起来。例如,有研究发现,企业绩效会随高管薪酬差距的增大而出现先升后降的变化^[13],股权结构的差异也会对企业绩效水平形成不同的影响^[14-16]。上述实践表明,基于退出威胁,探究非控股大股东治理对“走出去”企业经营绩效的影响,能够为“走出去”企业绩效提升提供可行办法。然而,“走出去”企业的经营与管理虽遵循一般企业的规律,却也面临更为错综复杂的内外部环境,往往具有投资周期偏长、风险水平偏高等区别于一般企业的特点。那么,对于“走出去”企业而言,非控股大股东能否通过退出威胁的治理方式促使企业实现经营绩效提升,以及既有研究成果在此情形下是否仍然成立,这些问题值得进一步验证。

综上所述,我们站在退出威胁的视角,通过实证检验非控股大股东治理与“走出去”企业经营绩效之间的关系。本文的边际贡献可能在于:第一,现有关于“走出去”企业绩效提升因素的研究主要围绕外部环境展开,而涉及内部治理尤其是非控股大股东治理的研究相对较少,特别是对非控股大股东退出威胁这一新兴研究领域的探讨更少。第二,本文丰富了非控股大股东治理经济后果方面的研究。在非控股大股东治理方面,已有文献大多就“用手投票”和“用脚投票”两种治理途径展开讨论,而本文基于“用嘴投票”,即退出威胁这一新兴视角来探究非控股大股东的治理效果。此外,尽管已有研究广泛考察了非控股大股东在促进企业创新、效率投资等方面的治理作用,但关于“走出去”企业这一类特殊企业背景下非控股大股东治理效果的研究尚显不足,本文正是在这一方面作出了补充,为相关研究提供新的视角。第三,在实践层面,本文从非控股大股东治理的角度出发,为实践中“走出去”企业如何提高公司治理水平从而提升企业经营绩效提供了可行路径与经验证据。

二、理论分析与研究假设

现有研究表明,非控股大股东治理会对公司治理产生积极影响,而“走出去”企业经营管理风险特征更明显,其股权结构和企业性质更为复杂,这将使得上述影响被加强或削弱。

(一) 非控股大股东治理与“走出去”企业经营绩效

基于退出威胁,非控股大股东治理会促进“走出去”企业经营绩效提升,其原因可以归结为两方面。

第一,根据信息不对称理论,非控股大股东同时是信息优势方和信息劣势方,这使其具备通过退出威胁行为促进“走出去”企业经营绩效提升的驱动因素。一方面,相对于控股股东和管理层,非控股大

股东属于信息劣势方,其委派董事等积极监督方式的治理效果较为有限,故而期望借助退出威胁获取更多与企业相关的信息,进而实现对其他利益相关者行为的有效监督。另一方面,相对于其他中小投资者,非控股大股东属于信息优势方,常被视作掌握更多可靠信息的投资者。这种信息优势赋予了他们更多的影响力,使得中小投资者在作出投资决策时往往会受到非控股大股东行为的影响。因此,非控股大股东的这种潜在影响力往往超过了其持股比例所直接反映的权重,促使其更有意愿主动参与公司治理^[17-18]。在“走出去”企业中,上述两种信息不对称情形更为突出,非控股大股东借助退出威胁影响企业绩效的动机也更为强烈。首先,“走出去”企业往往存在更高程度的信息不对称,其他利益相关者,尤其是控股大股东更易出现道德风险行为,这使得非控股大股东面临更大的利益受损风险,而作为关注长期收益的股权投资者,非控股大股东积极参与公司治理以推动绩效提升的动力更强^[2,19-20]。其次,企业“走出去”作为一项重要的跨国投资决策,往往面临着更加复杂的外部环境、更高的风险水平以及更长的投资回报周期,在此情形下,中小股东准确甄别有效信息的难度大幅增加,在决策方面不得不跟随作为知情者的非控股大股东的脚步。此外,既有研究证实了投资者进行投资时通常会表现出规避风险的特征,鉴于企业选择“走出去”可能会导致股东自身所持股权价值的缩水,理性的非控股大股东会更倾向于运用其相对较大的股权影响力,积极参与公司治理中,旨在通过这种参与有效降低企业所面临的潜在风险并提高企业整体绩效表现^[10,21]。综合以上分析,“走出去”企业的非控股大股东更倾向于通过退出威胁来影响、监督管理层,以此降低经营风险获取投资收益,最终促进“走出去”企业经营绩效提升。

第二,非控股大股东具备通过退出威胁行为促进“走出去”企业经营绩效提升的渠道。信号传递理论认为,由于信息不对称的存在,拥有企业特定信息的代理人会通过某种方式将信息传递给其他投资者,而后者以此为信号作出投资决策。退出威胁作为一种口头威胁,是非控股大股东从心理上向管理层施压,迫使其作出一定妥协,而实际上并不发生实质性退出的行为,从而非控股大股东依然能够作为公司重要利益相关者发挥治理作用。这种治理方式以市场参与者之间的信息不对称、公司股票的流动性和信息传递的有效性为基础,主要通过降低企业代理成本和提高企业信息透明度两种路径发挥治理效应,进而影响企业经营绩效^[22-23]。具体而言,作为知情交易者的非控股大股东口头表达自己即将抛售股票的意愿,以此向市场上的非知情投资者传递“企业经营不善”的信号,这会导致其他投资者为保全自身股权收益而抛售所持有的股票,最终导致公司股价下跌。管理层为避免个人收益因公司股价下跌受损,在投资决策过程中会预先评估非控股大股东退出威胁的可能性及其潜在影响并努力与这些大股东保持行动上的一致性。通过这种方式,非控股大股东的退出威胁得以在公司治理中发挥其应有的作用。同样地,“走出去”企业由于受到市场、政策、文化、商业实践等多方面因素的影响,市场中信息不对称程度大大增加,给其他投资者造成困惑的同时,这也使得非控股大股东退出威胁行为的可信度随之大大增加。

基于以上分析,本文提出如下假设:

假设1:非控股大股东退出威胁对提高“走出去”企业经营绩效具有正向影响。

(二) 企业股权集中度对非控股大股东治理的调节作用分析

股权高度集中时,控股大股东占领绝对的实际控制权优势。与此同时,非控股大股东持股比例相对更低,因而参与公司治理的作用有限,这可能会给非控股大股东退出威胁对“走出去”企业经营绩效的影响效果带来其他不确定性。具体而言,在股权集中度较高的“走出去”企业,非控股大股东通过退出威胁参与公司治理的能力和影响力会受到削弱,从而降低他们对企业经营绩效的潜在贡献。

第一,较高的持股比例为控股大股东带来更多基于控制权优势的额外收益,而监管约束不当时,这种收益可能促使控股大股东过度行使其控制权和投票权,从而过度消耗企业共同资源,导致企业资源配置效率降低,最终通过企业经营绩效的下降体现出来^[24-25]。与此同时,非控股大股东的持股比例相对

较低,其通过退出威胁推动企业经营绩效改进的能力自然会受到限制。此外,股权集中度较高的“走出去”企业,控股大股东有足够的权力推动其决策,在这一背景下,非控股大股东退出威胁的影响力极为有限。

第二,在国际市场上,股权结构的稳定性向市场传递了积极的信号,尤其是对于面临较大不确定性和风险的“走出去”企业而言,股权集中使得外部投资者对企业的信心增强。相比之下,非控股大股东退出威胁所释放的负面信号不足以使其他中小股东信服,造成非控股大股东退出威胁可信度不足,减弱了对企业经营绩效的积极影响。

基于以上分析,本文提出如下假设:

假设2:股权集中度较高时,“走出去”企业经营绩效受到非控股大股东退出威胁的正面影响会被弱化。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

传统的企业“走出去”体现在两个方面:生产国际化与资本国际化。就生产国际化而言,自有产品与技术的直接出口、对外合资或独资、开展跨国并购是其主要途径。对于资本国际化来说,中国企业境外上市、境内上市外资股是其主要方式。对外投资长期以来都是开放型经济体对外交流的重要途径,通常可以分为直接投资和间接投资两种形式,而对外直接投资亦称海外直接投资。自2002年以来中国海外直接投资规模持续高速增长,成为中国企业“走出去”的重要途径,本文将海外直接投资企业作为“走出去”企业的典型代表,研究非控股大股东治理对这类企业经营绩效的影响。

本文以2009—2022年进行海外直接投资的中国沪深A股上市公司为研究对象,基于CSMAR数据库收集数据,并按照以下准则进行数据筛选:(1)由于基本面不确定,且ST、*ST、PT类上市公司以及处于退市整理期上市公司财务状况和经营状况异常,被实施风险警示的风险较大,难以代表上市公司主流情况,故剔除ST、*ST、PT类公司和处于退市整理期的上市公司样本;(2)由于金融行业存在经营和财务报表方面的特殊性,故剔除金融行业上市公司样本;(3)剔除主要变量存在缺失值的上市公司样本。

本文运用Excel和Stata 15.0进行数据处理与分析,最终得到23964个观测值。为减少异常值对回归结果的潜在干扰,本文对所有连续变量进行了Winsorize(1%)缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

借鉴李维安、李汉军的研究^[26],本文采取托宾Q值(TQ)这一指标衡量“走出去”企业经营绩效。首先,托宾Q值是市场价值与企业总资产的比值,而非控股大股东退出威胁通过影响企业市场价值进而影响企业经营绩效。因此,在理论上,托宾Q值考虑了上市公司的市场价值因素,可以更为客观、全面地反映上市公司市场价值的波动,衡量“走出去”企业的经营绩效。其次,在实际操作中,计算托宾Q值所需财务指标较易获得,因此使用托宾Q值衡量企业经营绩效也具有现实可行性。

2. 解释变量

本文解释变量为退出威胁(ET)。如前文所述,由于直接衡量非控股大股东的退出威胁进行量化分析的可行性,本文采取被广泛验证和使用的流通股换手率与非控股大股东之间的竞争程度这两个实际行为指标,通过构建交乘项来间接量化并评估非控股大股东的退出威胁。借鉴陈培友等^[27]、Dou等^[28]对退出威胁的衡量方法,使用流通股年换手率和大股东竞争程度共同表示,计算公式如下:

$$ET_{i,t} = LIQUIDITY_{i,t} \times BHCMP_{i,t} \quad (1)$$

其中,LIQUIDITY为流通股年换手率。为减少样本损失,本文在数据处理上以公司月内日均换手率的平均值计算流通股年换手率,以此表示股票的流动性。

此外,使用股东所有权的赫芬达尔指数来反映非控股大股东的竞争程度 $BHCOMP$:

$$BHCOMP_{i,t} = \sum_{k=1}^N \left(\frac{Block_{k,i,t}}{Block_{i,t}} \right)^2 \quad (2)$$

(2) 式中, $Block_{k,i,t}$ 是非控股大股东 k 在 i 企业第 t 年的持股比例, $Block_{i,t}$ 是 i 企业的所有大股东在第 t 年的持股比例之和, N 是 i 企业的大股东总数。 $BHCOMP$ 值的增大意味着交易过程中的竞争更为激烈,这也意味着非控股大股东退出威胁的经济后果会更加显著。

通过以上方法构建退出威胁变量来衡量非控股大股东退出威胁,其合理性体现在三个方面:第一,流通股换手率代表了退出威胁的可信度。在缺乏流动性时,股票交易不易实现,非控股大股东难以通过出口股票影响股价和公司决策,因此他们的退出威胁难以转化为实际行动,可信度不高。相反,在流动性良好的情况下,非控股大股东可以依据其掌握的私有信息自由交易股票,中小股东则依赖这些信息作出投资决策。非控股大股东的市场行为因此被视作公司经营状况的信号,其减持行为常被市场解读为公司负面信号。这时,由于管理层薪酬与公司股价密切相关,管理层倾向于与非控股大股东保持一致行动^[4,28-29]。因此非控股大股东退出威胁在流动性良好时更加可信。第二,非控股大股东竞争程度代表了退出威胁的影响力。非控股大股东竞争程度变量的构建思路与衡量市场集中度的 HHI 指数相类似,该值越大表明非控股大股东持股比例越高,其退出威胁的强度也越大。第三,非控股大股东退出威胁的强度随着股票流动性和非控股大股东竞争程度的增加而增加,因此,我们可以关注这两个变量之间的相互作用,使用两者的乘积来衡量非控股大股东退出威胁。

3. 控制变量

为更好地解释被解释变量与解释变量之间的关系,本文将“走出去”企业经营绩效的其他影响因素作为控制变量。借鉴大股东治理和企业绩效的相关研究^[2,30],本文设定如下控制变量:企业规模 ($Size$)、偿债能力 (Lev)、自由现金流 (Fcf)、董事会规模 ($Dsize$)、独董比例 (Dir)、监事会规模 ($Ssize$)、股权集中度 (Top)、两职合一 (PLU)、企业年龄 (Age)。具体变量定义见表 1。

(三) 模型构建

本文构建如下计量模型以利用经验数据
分析基于退出威胁的非控股大股东治理
对“走出去”企业经营绩效的影响:

$$TQ_{it} = \alpha_0 + \beta_1 ET_{it} + \eta_1 Size_{it} + \eta_2 Lev_{it} + \eta_3 Fcf_{it} + \eta_4 Dsize_{it} + \eta_5 Dir_{it} + \eta_6 Ssize_{it} + \eta_7 Top_{it} + \eta_8 PLU_{it} + \eta_9 Age_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_0 \quad (3)$$

如果非控股大股东退出威胁 (ET) 的回归系数 β_1 显著为正,则表明“走出去”企业经营绩效会随着非控股大股东退出威胁的增大而提升,支持了本文假设 1。

为了考察股权集中度在非控股大股东退出威胁对“走出去”企业经营绩效中的调节作用,本文加入非控股大股东退出威胁 (ET) 与股权集中度 (Top) 的交乘项,对相同的研究样本进行 OLS 回归。模型如(4) 式所示:

表 1 变量说明

变量类型	衡量指标	变量符号	变量说明
被解释变量	托宾 Q 值	TQ	市值/总资产
解释变量	退出威胁	ET	股票流动性与大股东竞争程度的交乘项 $LQUITIDY \times BHCOMP$
调节变量	股权集中度调节变量	$ET \times Top$	退出威胁与股权集中度的交乘项
控制变量	企业规模	$Size$	企业总资产取自然对数
	偿债能力	Lev	资产负债率 = 期末负债总额/期末资产总额
	成长性	$Growth$	营业收入增长率,以母公司与子公司的合并报表计算
	自由现金流	Fcf	经营活动现金流净值/总资产
	董事会规模	$Dsize$	董事会人数的自然对数
	独董比例	Dir	独董在董事会中的占比
	监事会规模	$Ssize$	监事会人数的自然对数
	股权集中度	Top	第一大股东持股比例
	企业年龄	Age	企业上市年龄的自然对数
	两职合一	PLU	董事长兼任总经理为 1, 否则为 0
年度虚拟变量	$Year$	根据样本统计年份设置了 13 个虚拟变量 (剔除一个是为了规避多重共线性)	
行业虚拟变量	Ind	根据 2012 年证监会分类设置了 17 个虚拟变量 (剔除一个是为了规避多重共线性,同时剔除金融行业)	

$$TQ_{it} = \alpha_0 + \beta_1 ET_{it} + \beta_2 ET_{it} \times Top_{it} + \eta_1 Size_{it} + \eta_2 Lev_{it} + \eta_3 Fcf_{it} + \eta_4 Dsize_{it} + \eta_5 Dir_{it} + \eta_6 Ssize_{it} + \eta_7 Top1_{it} + \eta_8 PLU_{it} + \eta_9 Age_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_0 \quad (4)$$

如果(4)式中交乘项 $ET \times Top$ 的回归系数 β_2 为负,则表明较高的股权集中度会弱化非控股大股东退出威胁对“走出去”企业经营绩效的正面作用,支持了本文假设2。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计分析

从表2所列示的样本公司各变量的描述性统计结果可以看出,企业经营绩效的衡量变量 TQ 的均值为1.974,标准差较大,表明以托宾 Q 值(TQ)衡量的样本企业经营绩效存在一定差距。在对非控股大股东退出威胁(ET)的统计分析中,其平均值为0.085、最大值为0.934、中位数为0,这意味着至少有一半样本公司的退出威胁为0,其原因可能是一些企业不存在本文所定义的持股比例在5%及以上的大股东,亦可能是该企业只有一名大股东,那么这名大股东也不属于本文所研究的非控股大股东的范畴。

表2 变量的描述性统计结果

变量	N	mean	sd	variance	min	p25	p50	p75	max
TQ	23964	1.974	1.316	1.732	0.834	1.205	1.546	2.207	9.020
ET	23964	0.085	0.172	0.029	0.000	0.000	0.000	0.094	0.934
$Size$	23964	22.450	1.357	1.843	19.800	21.500	22.270	23.230	26.500
Lev	23964	0.460	0.206	0.042	0.067	0.302	0.458	0.613	0.936
$Growth$	23964	0.373	1.172	1.374	-0.789	-0.040	0.112	0.366	9.235
Fcf	23964	0.048	0.072	0.005	-0.178	0.009	0.047	0.089	0.251
$Dsize$	23964	2.142	0.197	0.039	1.099	1.946	2.197	2.197	2.890
Dir	23964	0.374	0.055	0.003	0.143	0.333	0.333	0.429	0.800
$Ssize$	23964	1.239	0.259	0.067	0.000	1.099	1.099	1.386	2.485
Top	23964	0.349	0.152	0.023	0.084	0.230	0.328	0.451	0.750
Age	23964	2.246	0.856	0.734	0.000	1.792	2.485	2.944	3.497
PLU	23964	0.254	0.435	0.190	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000

(二) 基准回归结果

表3列示了非控股大股东退出威胁与“走出去”企业经营绩效的基准回归结果。从表3可以发现,非控股大股东退出威胁(ET)与“走出去”企业经营绩效(TQ)的回归系数为0.414,并且通过了1%水平的显著性检验。研究结果表明,用 TQ 衡量的“走出去”企业经营绩效会随着非控股大股东退出威胁每一单位的增加而增加0.414个单位,支持了本文假设1。

(三) 内生性检验^①

非控股大股东治理与“走出去”企业经营绩效可能存在反向因果和遗漏变量偏误问题,这会对研究结论产生干扰。一方面,“走出去”企业经营绩效好,该企业股票流动性可能随投资者信心增强而增加,而非控股大股东的退出威胁会因股票流动性的增加而变得更为可信,从而使得非控股大股东具备更强的治理能力^[23]。另一方面,本研究可能遗漏了某些与“走出去”企业经营绩效相关的变量,特别是那些与非控股大股东行为相关的、未观察到的因素。如果大股东因为公司业绩提高而出售股票,这可能意味着他们对公司的长期前景持有信心,或者他们认为当前股价已经反映了公司的价值。这种情况下,股价上涨可能是由于公司内部的积极变化,

表3 OLS 回归结果

	TQ	TQ
ET	0.636 *** (13.57)	0.414 *** (9.37)
$Constant$	2.415 *** (29.10)	10.172 *** (56.96)
$Controls$	No	Yes
$Year$	$Control$	$Control$
Ind	$Control$	$Control$
R^2	0.131	0.296
R^2_{-a}	0.130	0.295
F	120.430	251.306
N	23964	23964

注:括号内为t值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

①限于篇幅,内生性检验结果未列示,留存备案。

而不是大股东的退出威胁。为此,本文采用工具变量法和 Heckman 两阶段模型进一步检验“走出去”企业经营绩效如何受到非控股大股东退出威胁的影响。

通过两阶段最小二乘法(2SLS) 选用退出威胁(ET) 的滞后一期值($L. ET$) 作为衡量当期非控股大股东退出威胁的工具变量进行检验。本文工具变量的选择基于以下理由:一方面, $L. ET$ 与原解释变量 ET 显然满足相关性;另一方面,滞后变量已经发生,因此其本身不会直接影响当期企业经营绩效,满足外生性。本文使用工具变量法进行内生性检验,通过第一阶段的回归确定了被解释变量的代理变量 $Tool ET$, 然后用这个变量替代原解释变量 ET 进行回归分析。可以观察到,在第一阶段, $L. ET$ 的回归系数已经通过了 1% 的显著性测试,这证明了本文所选择的工具变量具有较高的识别准确性。此外,F 值明显超过 10,这意味着本文所选取的滞后一期的非控股大股东退出威胁($L. ET$) 不是弱工具变量。在第二阶段的回归分析中,代理变量与“走出去”企业的经营绩效呈现出明显的正向关联,进一步支持了本文假设 1。

本文采用 Heckman 两阶段法控制非控股大股东退出威胁存在的内生性问题。第一阶段,构建非控股大股东退出威胁哑变量作为因变量,当退出威胁(ET) 大于中位数时为 1, 否则为 0。采用 Probit 方法进行回归,得到非控股大股东退出威胁的逆米尔斯比率(IMR)。在第二阶段,将逆米尔斯比率作为模型的控制变量代入(3)式进行回归。因此,本文构建如下 Heckman 两阶段模型(5)。从采用 Heckman 两阶段模型进行内生性检验的结果可以看出,非控股大股东退出威胁的系数仍然显著为正,同样支持了本文假设 1。

$$ETD_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Size_{it} + \gamma_2 Lev_{it} + \gamma_3 Fcf_{it} + \gamma_4 Dsize_{it} + \gamma_5 Dir_{it} + \gamma_6 Ssize_{it} + \gamma_7 Top_{it} + \gamma_8 PLU_{it} + \gamma_9 Age_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon$$

$$TQ_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 ET_{it} + \varphi_2 Controls_{it} + \varphi_3 IMR_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (5)$$

(四) 稳健性检验^①

1. 基于固定效应的稳健性检验

为验证回归模型的稳健性,本文运用静态面板模型对研究结论进行稳健性检验。首先运用 Hausman 检验对面板 OLS 回归模型的形式进行检验,检验结果为 $\text{prob} > \chi^2 = 0.0000$,表明相较于随机效应模型,固定效应模型的效果较好。运用面板数据固定效应模型进行检验的回归结果表明,在采用固定效应模型的情况下,非控股大股东退出威胁(ET) 与托宾 Q 值(TQ) 存在显著正向关联,并且通过了 1% 水平的显著性检验。这说明“走出去”企业经营绩效随着非控股大股东退出威胁增加得到提升,这一结果同样支持了本文的假设 1。此外,相较于 OLS 回归结果,面板数据固定效应 OLS 回归得到的 ET 的回归系数出现微小的增加,为 0.428,即非控股大股东退出威胁每增加一个单位,“走出去”企业经营绩效随之提高 42.8%;反之,当非控股大股东退出威胁减少一个单位时,“走出去”企业经营绩效也将出现一定程度的下降。

2. 基于滞后效应的稳健性检验

考虑到非控股大股东退出威胁对企业产生的治理效应通过财务指标表现出来可能需要一定时间,因此应当考虑使用“走出去”企业经营绩效的衡量指标减去托宾 Q 值的未来数据来反映非控股大股东退出威胁的影响。因此,本文使用托宾 Q 值的未来一期值($F1_TQ$) 和未来两期值($F2_TQ$) 作为被解释变量对基准回归的结果进行稳健性检验。由检验结果可知,在进行滞后处理后,以 TQ 衡量的“走出去”企业经营绩效与 ET 仍然呈现正相关关系,并且均通过了 1% 水平上的显著性检验。以上结果表明,非控股大股东退出威胁有助于提升“走出去”企业经营绩效,再次支持了本文假设 1。

3. 基于更换解释变量衡量方法的稳健性检验

本文改用 10% 作为界定大股东的临界值,重新计算解释变量(ET) 以更好地检验上文结论的可靠性。在目前的学术研究中,对于非控股大股东的界定标准存在一定的差异,这种差异主要体现在确定大

^①限于篇幅,稳健性检验结果未列示,留存备索。

股东持股比例的具体数值上。在众多研究中,一部分研究者选择将持股比例达到 5% 作为识别大股东的一个基准点^[4],这也是本文采取的做法。然而,也有相当数量的学术观点认为,应当将持股比例的界定门槛设定在 10%,以此为界限来划分是否为大股东^[31]。本文以重新计算的非控股大股东退出威胁(ET1)作为解释变量的 OLS 回归结果可以看出,以 10% 作为界定大股东的临界值时,非控股大股东退出威胁与“走出去”企业经营绩效之间的正相关关系依然显著,支持了本文的假设 1。

4. 基于删除截尾样本的稳健性检验

借鉴陈克兢的研究^[22],本文还采取删除截尾样本的处理方式对上文研究结果进行稳健性检验,处理后共得到 21614 个样本观测值。对这些样本进行与前文相同的回归步骤。在进行截尾处理后,以 TQ 衡量的“走出去”企业经营绩效在进行 OLS 回归、面板固定效应检验、滞后效应检验后得到的结果与前文一致,即 TQ 与 ET 呈显著正相关关系,这进一步支持了假设 1,即非控股大股东的退出威胁增加时,以托宾 Q 值衡量的“走出去”企业经营绩效也会增加。

(五) 进一步分析

1. 企业股权集中度的调节作用分析

为检验假设 2,本文根据(3)式和(4)式对样本整体进行 OLS 回归,结果如表 4 列(1)所示。非控股大股东退出威胁与股权集中度的交乘项(ET × Top)的估计值为负值并且通过了 1% 的显著性检验。这意味着,在股权集中度较高的“走出去”企业中,非控股大股东退出威胁每增加一个单位对于“走出去”企业经营绩效的提升作用要低于由模型(3)即非控股大股东退出威胁对“走出去”企业经营绩效影响得到的 41.4%,即较高水平的股权集中度削弱了非控股大股东退出威胁对“走出去”企业经营绩效的正面作用,而较低的股权集中度更加有助于发挥非控股大股东通过退出威胁对“走出去”企业经营绩效产生积极影响,本文假设 2 得以证明。

2. 考虑企业产权性质的异质性分析

产权异质的企业,其大股东对待海外直接投资决策的外部条件也存在差异,受此影响,非控股大股东退出威胁对于不同产权性质的“走出去”企业经营绩效的作用效果也会有差别,因此探究非控股大股东对“走出去”企业的治理作用应该考虑企业产权性质的异质性特征。为此,本文遵循 CSMAR 数据库对企业产权性质的归类方式,根据实际情况将样本公司的产权性质划分为国有和非国有两类,进而将所有样本划分为国有“走出去”企业与非国有“走出去”企业两组。随后,针对这两组样本,分别利用模型(3)进行检验。

如果非国有企业组中非控股大股东退出威胁(ET)的回归系数较国有企业组更大,则表明非控股大股东退出威胁对于非国有性质的“走出去”企业经营绩效的影响更为强烈。

我们对两组样本进行了 OLS 回归,根据回归结果(详见表 4),我们可以观察到,在考虑产权因素后,两组样本企业的经营绩效出现了明显的差别。结果表明,国有企业样本的退出威胁(ET)回归系数为 0.333,而非国有企业样本的退出威胁(ET)估计值达到 0.518,两个样本组都通过了置信水平为 1% 的显著性检验。以上结果表明,从企业产权性质看,当“走出去”企业为非国有性质时,该企业经营绩效受到非控股大股东退出威胁的拉动作用更为明显。

以上结论可以归因于两个方面。第一,从投资动机来看,国有企业的管理层自身利益与公司价值的直接关联不大,管理者受到非控股大股东退出威胁的制约作用也较弱,非控股大股东退出威胁对“走出去”企业经营绩效的影响效果因此被削弱。然而,在非国有企业中,管理层大多通过经理人市场选聘,

表 4 企业股权集中度的调节效应分析与企业产权异质性分析

	股权集中度调节效应		
	TQ	国有企业	非国有企业
ET	0.593 *** (5.68)	0.333 *** (5.93)	0.518 *** (7.39)
ET × Top	-0.706 * (-1.89)		
Constant	10.163 *** (56.89)	11.724 *** (40.90)	8.913 *** (38.90)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year	Control	Control	Control
Ind	Control	Control	Control
R ²	0.296	0.287	0.338
R ² _a	0.295	0.285	0.335
F	245.291	145.085	120.431
N	23964	14467	9497

他们的自身利益与公司股价的联系更为密切,因此其积极参与公司治理以改善企业经营绩效的动机更为强烈,从而非控股大股东退出威胁的影响在这类企业中会体现得更为明显^[32]。第二,从企业“走出去”的外部条件来讲,与政府的密切联系使得国有企业走向国际市场时可享受一系列便捷融资条件、税收优惠和财政补贴等政策支持。相对而言,国有企业面临着相对宽松的资金环境,因此非控股大股东退出威胁对这类企业融资约束的影响较小,提升企业经营绩效的空间较为有限。

3. 考虑企业“走出去”模式的异质性分析

在企业走向国际市场的过程中,不同的“走出去”模式常常意味着不同的战略选择,也体现着企业组织控制、资源投入、风险承担的区别。本文认为,非控股大股东退出威胁对“走出去”企业经营绩效的提升作用可能会受到企业“走出去”模式的影响。CSMAR 数据库将海外直接投资分为海外并购重组、绿地投资、合营以及联营四类模式。海外并购重组是指一个跨国性企业通过兼并和收购,以一定的渠道和支付手段,购买他国企业的股权份额甚至全部资产的行为。绿地投资是指跨国性企业遵照东道国法律,在其境内设置且享有资产所有权的企业,如成立独资企业与合资企业。本文遵循 CSMAR 数据的分类方式,将全样本根据“走出去”模式的差异划分为不同的样本组,最终得到十五种模式组合。此外,考虑到每种组合下的样本量是否足以作出有力说明,选取样本量前五位的以下五种模式做分组回归:(1)“海外并购重组”模式;(2)“海外并购重组+绿地投资”模式;(3)“绿地投资”模式;(4)“合营”模式;(5)“联营”模式。与企业产权异质性分析相类似,针对这五组样本,分别利用模型(3)进行检验。非控股大股东退出威胁(ET)的回归系数更大的组别,该组“走出去”企业经营绩效受到非控股大股东退出威胁的影响也更为显著。

表5列示了这五种“走出去”模式下非控股大股东退出威胁对“走出去”企业经营绩效的回归结果。可以看出,在海外并购重组、海外并购重组结合绿地投资、绿地投资三种模式下,非控股大股东退出威胁对“走出去”企业经营绩效的正面影响比较显著,分别通过了5%、10%、5%水平上的显著性测试;在合营以及联营的模式下,非控股大股东退出威胁与“走出去”企业经营绩效之间不显著。因此,在海外并购重组、海外并购重组结合绿地投资、绿地投资三种模式下,非控股大股东退出威胁仍会显著提高“走出去”企业经营绩效。

上述结论可能有两方面原因。一方面,海外并购重组和绿地投资这两种“走出去”模式下,母公司所具有的控制权较高,从而企业代理成本较低,母公司非控股大股东获取信息也更加便利,因此这些非控股大股东能够通过退出威胁更有效地发挥其在公司治理中的作用。这种治理效应的发挥,为非控股大股东退出威胁提供了更广阔的操作空间,从而有助于通过提升公司治理效率促进“走出去”企业经营绩效提升。另一方面,已有文献表明^[33],以海外并购重组和绿地投资模式“走出去”更能促进管理层薪酬的增长,管理层利益与企业整体利益的一致性因此得以增加,这在一定程度上减小了非控股大股东退出威胁所面临的阻碍,最终使得非控股大股东退出威胁对“走出去”企业经营绩效的提高作用更加显著。

五、结论性评述

“走出去”企业绩效提升在外贸高质量发展背景下受到广泛关注,除了投资便利化、文化距离外,本文发现非控股大股东治理是影响“走出去”企业经营绩效的又一重要因素。本文通过实证检验得出以

表5 考虑企业“走出去”模式的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TQ	TQ	TQ	TQ	TQ
ET	0.973*** (3.45)	0.421*** (2.72)	0.358*** (5.44)	0.060 (0.14)	-0.654 (-1.18)
Constant	15.670*** (12.86)	9.951*** (14.55)	8.692*** (29.48)	8.317*** (3.37)	9.580*** (4.97)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Control	Control	Control	Control	Control
Ind	Control	Control	Control	Control	Control
R ²	0.380	0.283	0.267	0.918	0.333
R ² _a	0.346	0.267	0.264	0.769	0.237
F	11.227	18.536	89.775	6.172	3.442
N	774	1924	9912	46	269

下结论:整体而言,基于退出威胁的视角,非控股大股东治理会提高“走出去”企业经营绩效。在使用工具变量法进行内生性检验以及使用面板固定效应、考虑滞后效应、删除截尾样本三种方式进行稳健性检验后,研究结论依然成立。股权集中度更高时,非控股大股东退出威胁对“走出去”企业的正面作用被减弱;非控股大股东退出威胁对非国有性质的“走出去”企业经营绩效的提升作用更显著;在区分企业“走出去”的具体模式后,非控股大股东退出威胁对于以海外并购重组、海外并购重组结合绿地投资以及绿地投资三种模式“走出去”的企业经营绩效的促进作用更加显著。

基于上述研究结论,本文从投资者、企业和国家政策制定者三个关键层面提出以下建议:首先,从投资者层面讲,非控股大股东和其他外部投资者应积极参与“走出去”企业治理,监督其经营情况,以保障自身合理权益。第一,作为企业重要利益相关者的非控股大股东在与控股大股东和管理层意见相左时,可以选择合理利用退出威胁这一有效方式参与公司治理以维护自身合理权益。第二,非控股大股东通过退出威胁参与公司治理时会向市场传递“公司经营不善”的负面信号,因此中小股东要注意提升金融素养、强化风险意识、敏锐识别市场信息。其次,“走出去”企业应注重发挥关键变量之间的协同作用,充分重视非控股大股东治理对“走出去”企业经营绩效的激励作用。第一,“走出去”企业应主动提高内部信息流通质量、提升公司信息披露强度及质量、建立良好的信息披露渠道,为非控股大股东参与公司治理畅通渠道。第二,“走出去”企业应着重优化其内部股权架构,通过适度提升非控股大股东的实际权利,增强其在公司治理中的参与度,这将为非控股大股东通过退出威胁有效参与公司治理提供保障。第三,国有性质的“走出去”企业应采取适当措施增强企业管理者自身利益与公司价值的联系,为充分发挥非控股大股东治理对企业经营绩效的正向作用搭建通道。最后,政府相关部门应进一步完善海外信息共享平台和投资促进政策。第一,东道国文化、法律、制度等投资环境的不确定性是企业“走出去”面临的重要障碍,外部投资者获取东道国信息的渠道不畅通,政府可以构建海外风险信息共享平台,为企业“走出去”以及其他外部投资者提供理性决策的保障。第二,政府应制定鼓励性政策使企业能更好地利用其比较优势,采取海外并购、绿地投资的模式“走出去”,同时发挥非控股大股东退出威胁的治理作用,带动东道国企业发展,展现负责任的大国形象。

参考文献:

- [1]李笑冲.董事专业背景多元化对公司财务违规的影响研究[D].大连:大连理工大学,2020.
- [2]陈克兢,康艳玲,万清清,等.外部大股东能促进企业创新吗——基于退出威胁视角的实证分析[J].南开管理评论,2021(3):202-214.
- [3]陈克兢.退出威胁与公司治理——基于盈余管理的视角[J].财经研究,2018(11):18-32.
- [4]姜付秀,马云飙,王运通.退出威胁能抑制控股股东私利行为吗?[J].管理世界,2015(5):147-159.
- [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]马佳毓,陈雅琪,张慧琪,等.所有权差异对海外子公司经营绩效的影响探究——来自中国上市公司的经验证据[J].中国市场,2022(8):53-55.
- [7]余官胜.高管教育程度与企业对外直接投资速度——基于微观数据的实证研究[J].经济研究参考,2022(5):99-112.
- [8]张尧.高管境外背景是否有助于企业对外直接投资[J].宏观经济研究,2015(6):107-116.
- [9]王爱群,刘耀娜.非控股大股东退出威胁与企业创新效率[J].财经论丛,2021(11):89-101.
- [10]余怒涛,张华玉,李文文.非控股大股东退出威胁究竟威胁了谁?——基于企业投资效率的分析[J].中央财经大学学报,2021(2):55-72.
- [11]康艳玲,王满,陈克兢,等.外部大股东退出威胁与企业投资效率:理论模型与实证检验[J].运筹与管理,2022(1):190-195.
- [12]王垒,沙一凡,于文成,等.非控股大股东退出威胁与企业社会责任沟通[J].管理科学,2022(5):19-34.
- [13]李倩,焦豪.高管团队内薪酬差距与企业绩效——顾客需求不确定性与企业成长性的双重视角[J].经济管理,2021(6):53-68.
- [14]迟铮.中国出口企业股权结构与企业绩效关系研究[J].北京工商大学学报(社会科学版),2018(5):73-80.
- [15]胡加明,吴迪.股权结构与企业绩效之谜[J].东岳论丛,2020(10):97-113.

- [16]李从刚,许崇正,李跃然. 股权结构、制度环境与经营绩效:来自中国城市商业银行的经验证据[J]. 华东经济管理,2017(8): 92-98.
- [17]Bharath S, Jayaraman S, Nagar V. Exit as governance: An empirical analysis[J]. The Journal of Finance, 2013, 68(6): 2515-2547.
- [18]Edmans A, Manso G. Governance through trading and intervention: A theory of multiple blockholders[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 24(7): 2395-2428.
- [19]郭桂霞,赵岳,巫和懋. 我国“走出去”企业的最优融资模式选择——基于信息经济学的视角[J]. 金融研究,2016(8):111-126.
- [20]贺书锋,郭羽诞. 对外直接投资、信息不对称与华商网络[J]. 山西财经大学学报,2010(2):15-21.
- [21]吴育辉,魏志华,吴世农. 时机选择、停牌操控与控股股东掏空——来自中国上市公司定向增发的证据[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版),2013(1):46-55.
- [22]陈克兢. 非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗[J]. 南开管理评论,2019(4):161-175.
- [23]顾乃康,陈辉. 股票流动性、公司治理与企业经营绩效——基于退出威胁与锁定效应的理论与实证研究[J]. 商业经济与管理,2010(4):57-66.
- [24]曹廷求,刘呼声. 大股东治理与公司治理效率[J]. 改革,2003(1):33-37.
- [25]沈灏,辛姜. 企业绩效反馈对大股东隧道行为影响机理探究——企业所有制性质和市场化程度的调节作用[J]. 中央财经大学学报,2023(2):101-113.
- [26]李维安,李汉军. 股权结构、高管持股与公司绩效——来自民营上市公司的证据[J]. 南开管理评论,2006(5):4-10.
- [27]陈培友,杨贝贝,高太光. 非控股大股东退出威胁与企业绩效[J]. 华东经济管理,2022(9):108-119.
- [28]Dou Y, Hope O K, Thomas W B, et al. Blockholder exit threats and financial reporting quality[J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35(2):1004-1028.
- [29]Edmans A, Fang V W, Zur E. The effect of liquidity on governance[J]. The Review of Financial Studies, 2013, 26(6): 1443-1482.
- [30]陈钟,汪飞岑. 公司治理、技术创新与企业绩效——基于长三角地区上市公司的经验证据[J]. 市场周刊,2022(1):47-50.
- [31]Laeven L, Levine R. Is there a diversification discount in financial conglomerates? [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 85(2): 331-367.
- [32]王志芳,索成瑞. 非控股大股东退出威胁与企业并购绩效[J]. 经济问题,2022(3):74-83.
- [33]谢伟,宋林. 对外直接投资与高管薪酬——来自中国上市公司的证据[J]. 华东经济管理,2018(11):134-143.

[责任编辑:高婷]

The Impact of Non-controlling Major Shareholders Governance on the Business Performance of “Going-out” Enterprises

LI Yujuan, REN Xuejiao, ZHENG Yuxuan

(School of Economics, Gui Zhou University, Guiyang 550025, China)

Abstract: From the perspective of exit threat, this paper takes the listed companies in Shanghai and Shenzhen A-share that have made OFDI from 2009 to 2022 as the research sample to examine how non-controlling major shareholders governance affects the business performance of “going-out” enterprises. Findings reveal that non-controlling major shareholders governance can effectively improve the business performance of “going-out” enterprises and the finding remains after considering the endogeneity issue. Further research finds that the exit threat of non-controlling major shareholders keeps more significant in three models: overseas M&A, overseas M&A plus greenfield investment and greenfield investment. The positive effect is weakened when the concentration of equity is higher, and that kind of effect can be more significant when the enterprises are non-SOEs.

Key Words: non-controlling major shareholders; exit threat; “going-out” enterprises; business performance; concentration of equity; greenfield investment; major shareholder governance