

“非国有派”董事 与国有企业混合所有制并购绩效^{*}



王 艳^{1,2} 年 洁³ 杨明晖⁴

(1. 广东外语外贸大学会计学院, 广东 广州 510006;
2. 广东外语外贸大学粤港澳大湾区会计与经济发展研究中心, 广东 广州 510006;
3. 广东外语外贸大学经济贸易学院, 广东 广州 510006;
4. 广州城市理工学院国际商学院, 广东 广州 510800)

内容提要:本文用“进入权”对非国有股东委派的董事“赋权”,考察非国有股东参与国有企业董事会治理的局限,以2007—2021年A股国有上市公司为研究对象,考察并购前后“非国有派”董事的变化对国有企业并购非国有企业的混合所有制并购绩效的影响。实证结果表明:并购后三年,随着“非国有派”董事在董事会占比的提高,国有企业的混合所有制并购绩效显著提升,该结论在更换核心变量、改变模型、扩大样本区间以及使用上市公司治理准则DID政策冲击检验后,依然稳健。机制研究结果表明,并购后“非国有派”董事人数的增加可以提高监督治理水平(增加董事会召开次数并降低国有大股东超额委派董事),优化战略决策效果(促进数字化转型并深化三项制度改革),增强资源供给能力(缓解税收负担和融资约束)。拓展性分析发现,“非国有派”董事积极参加混合所有制并购带来的并购绩效提升,最终能够做强做优做大国有企业、增强国有企业的活力及抗风险能力,推动国有企业高质量发展。本文的研究结论为国有企业在混合所有制并购中实现资本的有序扩张以及保障“非国有派”董事的话语权,提供了相应的经验借鉴与政策启示。

关键词:国有企业 “非国有派”董事 混合所有制 并购绩效

中图分类号:F272.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)03—0087—20

一、引言

随着中国经济进入新常态,党的十九大报告指出要“优化存量资源配置”。并购成为企业整合存量资源和优化资源配置的重要方式(刘昕和潘爱玲,2020)^[1],存量资源的价值再发现也显得尤为重要。根据不完全契约理论,并购双方存在有限理性,签订的契约并不完备,而且并购的契约生效和交易在先,创造价值在后,并购绩效的提升存在一定的不确定性。并购是否能够提升企业绩效、如何提升企业绩效仍存在争议。就产权性质而言,国有企业是国家经济的命脉,对存量资源的整合肩负义不容辞的使命,理应在提升资源配置效率和并购创造价值方面做出表率。但是国有企

收稿日期:2022-03-14

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“深化混合所有制改革的机制创新和实践路径研究”(21ZDA039)。

作者简介:王艳,女,教授,博士生导师,会计学博士,管理学博士后,研究领域为混合所有制改革与公司治理,电子邮箱:yan.wang@gdufs.edu.cn;年洁,女,博士研究生,研究领域为混合所有制改革与公司治理,电子邮箱:nianjia@163.com;杨明晖,男,副教授,管理学博士,研究领域为公司治理与企业价值,电子邮箱:yangmh@gcu.edu.cn。通讯作者:杨明晖。

业的并购较为复杂,可能包含追求绩效、社会稳定和经济安全等多因素考量(林毅夫和李志贊,2004)^[2]。复杂动因和其他干扰因素带来了国有企业并购绩效结论不一致的问题,如曾敏(2022)^[3]认为国有企业并购绩效会高于民营企业并购绩效;但逮东等(2019)^[4]发现国有企业的并购活动并未增加企业价值。总体而言,国有企业并购绩效还是一个“黑匣子”,而分类研究并购动机可能是破解“并购绩效之谜”的关键因素。改革开放以来,市场机制在资源配置中的重要性日趋凸显,党的十四大报告提出要让市场在资源配置中起到基础性作用,党的十八届三中全会指出要充分发挥市场在资源配置中的决定性作用。国有企业的并购中恰好有一类充分体现了市场机制,即国有企业并购非国有企业的混合所有制并购,这类并购是存量资源重组式产权改革,可以通过并购整合促进并购双方的生产要素融合并形成要素禀赋比较优势(王艳,2016)^[5]。国有企业由于产权特征可能拥有更多的资源禀赋和资金优势(吴秋生和独正元,2019)^[6],非国有企业可能拥有后发企业追赶能力或者互补性资源而被并购(卫婧婧,2017)^[7]。然而,在国有企业并购非国有企业的生产要素整合中,产权性质的差异和资源禀赋的不同,难免会“和而不同”,导致管理难、治理难、整合难,并购难以达到预期目标。2002年美国塞班斯法案通过以后,世界各国逐渐形成了董事会中心主义的公司治理模式,在股东和管理层两层代理关系中嵌入董事会,形成了董事和股东、董事之间、董事与经理层的三层治理体系(张华等,2018)^[8]。与此同时,委派董事进入董事会成为股东掌握实际话语权的重要方式(逮东等,2019)^[4]。在解决国有企业并购非国有企业的混合所有制并购难题中,非国有股东有动机委派“逐利”的董事进入国有企业董事会,“国有派”和“非国有派”董事的异质性会导致董事会断裂带的形成(Lau和Murnighan,1998^[9];梁上坤等,2020^[10])①。处于断裂带中的“非国有派”董事能否提高董事会决策的有效性和科学性,能否在并购整合中发挥作用,从而推动国有企业混合所有制并购绩效提升?本研究拟对这一关键问题进行探讨和解答。

为回答以上问题,本文借助中国资本市场渐进式开放和持续全面深化国有企业市场机制改革形成的“自然实验”环境,以2008—2016年发生的A股国有上市公司并购非国有企业事件为研究对象,采用手工收集的非国有股东委派董事数据,考察并购后三年,董事会中“非国有派”董事在董事会中占比的变化对国有企业混合所有制并购绩效的影响及内在的作用机理。本文的目的是揭示“混股权”和“改机制”相融合的国有企业市场化改革如何通过并购实现自身的价值创造。实证研究发现,在国有企业并购非国有企业的混合所有制并购事件中,“非国有派”董事通过在董事会中发挥监督治理职能、战略决策职能和资源供给职能,提高了并购后的绩效。经济后果检验表明,随着“资本+生产要素”相融合的混合所有制并购成功,国有企业能做强做优做大,增强活力和抗风险能力,实现高质量发展。

相较于已有相关文献,本研究的主要贡献在于:第一,在国有企业市场化改革的视域中,为研究国有企业混合所有制并购绩效影响因素提供了新的视角。已有研究发现国有企业实施混合所有制改革能够提升并购绩效(逮东等,2019^[4];马勇等,2020^[11];李济含和刘淑莲,2021^[12]),而且国有企业在混合所有制改革中选择并购民营企业可以实现社会福利最大化(陈晓珊,2017)^[13],但鲜有文献以混合所有制改革的“改机制”为视角,从所有权配置与进入权配置相匹配出发,用“进入权”对“非国有派”董事赋权,并基于管理学领域的断裂带理论研究董事会中心主义下“非国有派”董事对国有企业混合所有制并购绩效发挥的作用。本研究剖析了非国有股东委派的董事为追求商业利益参与公司治理,为国有企业并购非国有企业后如何提高并购绩效提供了有益的文献补充。

第二,为非国有股东委派董事参与国有企业治理的经济后果提供了增量研究。已有研究发现非国有股东委派的董事影响了国有企业的高管薪酬激励和双元创新等(蔡贵龙等,2018^[14];马连福

① “国有派”董事指代国有股东委派的董事,“非国有派”董事指代非国有股东委派的董事,下同。

和张晓庆,2021^[15]),有助于提升国有企业并购绩效(马勇等,2020)^[11],但是鲜有研究聚焦于国有企业并购非国有企业的混合所有制并购绩效开展研究。本文通过分析“非国有派”董事对国有企业混合所有制并购绩效的影响,丰富了国有企业混合所有制改革中非国有股东治理的研究框架和作用范围。

第三,探索了“非国有派”董事在董事会中发挥职能的作用机制,打开了“非国有派”董事提高混合所有制并购绩效的黑箱。以往研究对董事或者董事会职能的研究大多局限于监督和咨询(谢荻宝等,2019^[16];芦雅婷,2019^[17]),本研究基于 Zahra 和 Pearce(1989)^[18]提出的董事会具有监督治理职能、战略决策职能和资源供给职能,实证检验国有企业混合所有制并购背景下“非国有派”董事提升公司治理水平的内在机理,更加全面地衡量了董事在董事会中发挥作用的机制。

二、理论基础与研究假设

1. 理论基础

随着企业的发展,从产权理论中发展出来的“不完全契约理论”由于将讨价还价的能力锁定在对专用资产(物质资产)的控制力,越来越显示出该理论的局限性,如在促进企业专用资产(人力资本)投资方面“股东至上主义”并非最有效。Rajan 和 Zingales(1998)^[19]基于新范畴“进入权”(access)提出了进入权理论,该理论充分注意到人力资本的重要性,但其与人力资本理论不同的是,它不仅仅从人力资本角度阐述企业及公司治理的理论和实践问题,还重点从权力的来源、权力的配置机制角度进行论述。

Rhodes-Kropf 和 Robinson(2008)^[20]采用产权理论对并购事件进行研究,发现企业可以通过并购获取互补性资源,这有利于企业通过更有效率的资源配置,扩散并增强协同效应。在我国,国有企业和非国有企业的资源禀赋不尽相同且各具优势,因此混合所有制并购恰好可以实现不同所有权性质企业的优势互补,实现两者的融合和共同发展。在国有企业混合所有制并购中,国有企业倾向于优先选择未来股东收益较高的并购项目(Reddy 等,2016)^[21],优质的非国有企业基于转换产权身份及突破资源壁垒等考量,也乐于被国有企业收购。相应地,国有企业收购方和非国有企业被收购方可以充分利用市场机制促进“资本+生产要素”的整合,进一步释放要素市场化红利,实现国有企业与非国有企业的共同发展。

然而,实务界和理论界的经验证据表明,国有企业混合所有制并购与其他混合所有制改革相似,仍然存在“混而不合”的难题(王艳,2016^[5];Jian 等,2021^[22])。本研究认为,有必要将基于产权理论延伸出来的进入权理论与混合所有制并购理论相结合,遵循“制度情境—理论分析—机理构建”的研究思路,形成新的理论框架。具体而言:第一,在国有企业全面深化混合所有制改革的进程中,随着非国有资本进入国有企业,寻求私人利益的非国有股东通过“进入权”机制委派董事到国有企业,使得各类资本的代理人与核心资源(进入权、专用投资和所有权)相联系,产生了不同于普通市场合约的特别权力(Rajan 和 Zingales,2001)^[23]。第二,“非国有派”董事进入国有企业董事会后,“国有派”和“非国有派”董事的异质性会导致董事会形成断裂带(Lau 和 Murnighan,1998^[9];梁上坤等,2020^[10])。根据断裂带理论,要想形成统一的观点,董事会成员必须重新审视自己的立场,分析反对意见,深入了解、掌握决策和方案,从而激发公司整个管理团队的学习行为(Gibson 和 Vermeulen,2003)^[24]。第三,国有企业混合所有制并购不同于一般混合所有制改革方式之处在于,不仅要“混股权”,更要“混生产要素”,而在并购整合中激活收购方和被收购方的存量资源价值再创造能力,混合所有制改革“改机制”的作用不可忽视,这需要将“进入权”与“断裂带”理论运用到董事会中心主义的治理效应研究中,剖析董事会中的“非国有派”董事影响国有企业混合所有制并购绩效的内在逻辑和具体作用路径。

2. 研究假设

在国有企业并购非国有企业的活动中,由于董事会是企业最重要的决策机构,非国有股东要想拥有“话语权”,必须拥有董事会权力(逯东等,2019)^[4]。非国有股东凭借董事会席位拥有参与国有企业重要生产经营决策相关事项的投票权,可以更直接、更高效地为非国有股东“发声”提供保障。非国有股东参与董事会各项议案表决,如对国有企业是否选择优质并购项目以及并购整合中的相关活动发表具体意见,这在一定程度上会提高其参与并购决策的有效性,助力利润最大化目标的实现(Kim等,2014)^[25]。所以,理性的非国有股东为保障其“话语权”,有动机委派董事“进入”国有企业董事会。进一步地,“进入权”机制下“非国有派”董事的专业经验、价值观念及行为方式,均体现出股东利润最大化的理念,与“国有派”董事的行为逻辑可能并不完全一致,二者在董事会中会形成断裂带(Lau和Murnighan,1998^[9];梁上坤等,2020^[10])。同时,本研究认为,国有企业基于市场化改革动机并购非国有企业,异质性明显的“国有派”董事与“非国有派”董事最终会基于“理性经济人”目标在董事会中达成共识,断裂带中的“非国有派”董事在市场机制占主导的并购整合中有能力影响董事会的行为和决策,“国有派”董事在董事会中集权的局面亦将被逐渐打破,呈现出董事会中心渐进回归的公司治理趋势。换言之,“非国有派”董事的董事会治理能力最终会体现为国有企业混合所有制并购绩效的提高。

Zahra和Pearce(1989)^[18]将董事会的职能总结为监督职能、战略决策职能和资源供给职能。基于此,本研究认为“非国有派”董事提高国有企业混合所有制并购绩效的作用机理,是“非国有派”董事通过履行这三项职能充分发挥了保障“股东利润最大化”的治理作用。

首先,就监督职能而言,以“股东利润最大化”为经营目标,非国有股东对国有企业管理层的努力程度以及机会主义行为具有强烈的监督动机(崔永梅和余璇,2011)^[26],非国有股东通过委派董事进入公司内部决策核心,实质性参与国有企业公司治理,可以保障其话语权,有效发挥监督作用(蔡贵龙等,2018)^[14]。而且,非国有董事的“利润最大化”行为特征能够增加国有企业内部人牟取私利的难度,发挥监督制衡的作用(吴秋生和独正元,2022)^[6]。因此,在国有企业混合所有制并购中,非国有股东有动力亦有能力通过委派董事的形式持续发挥监督职能作用,避免国有企业高管因现行的激励机制不完善等原因而聚焦于短期个人获益,缺乏长期参与并购绩效整合的耐心和行动力(李济含和刘淑莲,2021)^[12]。

其次,就战略决策职能而言,并购整合过程中,董事会成员需基于存量资源整合重新审视并制定新公司的战略和目标(崔永梅和余璇,2011)^[26]。一方面,逐利的“非国有派”董事进入后,能够以更加市场化的视角参与企业战略决策,提出激活存量资源配置效率的战略决策方案(吴秋生和独正元,2019)^[6];另一方面,“非国有派”董事形成的董事会断裂带会以子群体的形式嵌入公司正式制度运作过程中,这个子群体长年在民营经济后发追赶的环境中成长,可能在企业数字化转型、减少人员冗余或市场化选聘人才等民营企业后发追赶优势明显的领域更具备能力,进而影响企业的战略决策方向(曹晓芳等,2022)^[27]。

再者,就资源供给职能而言,Hillman和Dalziel(2003)^[28]深入识别了董事会为企业提供的资源,将董事会的资源提供角色划分为智力资本和社会资本,并认为董事会资本代表了董事会参与企业决策的能力。此外,与资源基础理论和高阶梯队理论对话的文献也支持上述董事会资源供给职能的二分类标准(李维安等,2009)^[29]。从智力资本来看,“非国有派”董事作为理性经济人,有能力在竞争市场中充分利用企业现有资源,如并购形成的新型母子公司下的税收差异(欧阳艳艳等,2022)^[30],实现利润最大化目标。从社会资本来看,天生的逐利性和后发企业追趕能力使“非国有派”董事善于挖掘并购形成的新型母子公司的人际关系网络等社会资本资源(徐鹏等,2020)^[31],为提高企业流动性和发挥市场机制的作用创造条件。总之,“非国有派”董事的智力资本和社会资本

本供给职能,可以形成“理性经济人”核心竞争优势,在并购整合中提高董事会决策、治理的能力和质量,促进并购创造价值。

根据上述分析,本研究提出以下假设:

H_1 : 国有企业并购非国有企业后,非国有股东委派的董事在董事会中占比越大,并购绩效越高。

本研究的整体框架如图 1 所示。

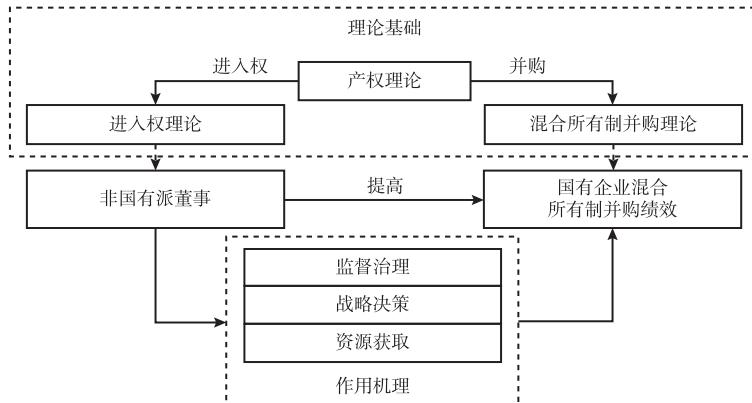


图 1 “非国有派”董事与国有企业混合所有制并购绩效关系的逻辑框架

三、研究设计

1. 样本选取

本文拟考察“非国有派”董事对国有企业混合所有制并购绩效的影响,以 2008—2016 年沪深 A 股发生的国有上市公司并购非国有企业的事件作为初始样本。样本区间选择 2008 年为时间起点,主要有两个原因:一是 2007 年底完成的股权分置改革为非国有股东进入国有企业参与治理提供了契机;二是证监会于 2008 年发布了《上市公司重大资产重组管理办法》,2008 年及以后年度的并购事件拥有相同的制度背景,便于开展研究。此外,本文考察了国有企业并购非国有企业 $t-1$ 、 t 至 $t+5$ 年的表现,因此本文实际研究样本期间为 2007—2021 年。

本文在国泰安数据库(CSMAR)“并购重组”数据的基础上,保留收购方是国有上市公司的数据后,再对被收购方进行如下判断:1)当被收购方并购前 $t-1$ 年的控股股东为自然人时,则判断为非国有企业;2)当被收购方并购前 $t-1$ 年的控股股东为法人时,再追溯实际控制人,如实际控制人为自然人或非国有法人,则判断为非国有企业。关于企业混合所有制并购后“非国有派”董事占比变化值的数据,借鉴蔡贵龙等(2018)^[14]的方法进行手工收集判断和计算:其一,收购方国有企业并购前 $t-1$ 年,如果前十大股东中非国有股东为自然人股东,则该股东兼任董事时视为非国有股东委派了一名董事;如果非国有股东为法人股东,则在年报中查找并匹配董事的股东单位及产权属性,以此判断该董事是否为非国有股东委派董事。其二,收购方国有企业并购后 $t+3$ 年,如果非国有股东为自然人股东,则该股东兼任董事时视为非国有股东委派了一名董事;如果非国有股东为法人股东,则在年报中查找并匹配董事的股东单位及产权属性,以此判断该董事是否为非国有股东委派董事;从国泰安数据库(CSMAR)中获得被收购方非国有企业并购前 $t-1$ 年的自然人股东、董事、监事或者管理层名单,如果并购后 $t+3$ 年上述人员出现在国有企业董事会名单中,则视为被收购方非国有企业委派了董事。其三,用第二步获得的国有企业并购后 $t+3$ 年非国有股东委派董事占董事会比例减去第一步获得的国有企业并购前 $t-1$ 年非国有股东委派董事占董事会比例,计算得到国有企业混合所有制并购后“非国有派”董事占比变化值。为保证数据的准确性和可靠性,在

原始样本的基础上进行了如下筛选:首先,剔除并购未成功的样本;其次,同一公司同一并购宣告日可能宣告多宗并购事件,本文将多个并购事件合并为一个并购事件,只保留第一次并购的事件;第三,按照证监会发布的《上市公司行业分类指引》(2012年版),剔除收购方分类为金融类公司的样本;第四,剔除并购当年被ST的样本;第五,剔除数据缺失的样本。经过上述筛选,本文最终得到国有企业并购非国有企业事件的有效样本1740个。为了避免极端值的影响,本文对所有的连续变量进行了上下1%的Winsorize处理。

2. 模型设定与变量说明

本文建立模型(1)用于检验董事会中“非国有派”董事对国有企业混合所有制并购绩效的影响,即检验假设H₁:

$$BHAR36 = \alpha_0 + \alpha_1 D_{-1,+3} + \alpha_i Controls + \\ \alpha_j Industry + \alpha_k Year + \varepsilon \quad (1)$$

其中,被解释变量BHAR36为国有企业混合所有制并购绩效。因部分并购为重大资产重组类并购且使用股份支付完成交易,根据《上市公司重大资产重组管理办法》相关规定,部分战略投资者36个月不得转让股份^①,而且并购整合需要3~5年时间才能呈现出效果,为保证结果的客观性,并最大可能地保留有效观测样本,本文参考王艳和李善民(2017)^[32]的研究,采用企业在并购后t年至t+3年表现出的市场绩效BHAR36来衡量。其计算公式为:

$$BHAR36 = \prod_{t=0}^{36} (1 + R_{i,t}) - \prod_{t=0}^{36} (1 + R_{p,t}) \quad (2)$$

其中,t=0表示并购当月,t=1表示并购后一个月,以此类推;R_{i,t}为实施混合所有制并购的国有企业*i*在第*t*年的收益率;R_{p,t}表示对应组合的月收益率,采用交叉分组的方法计算。首先,根据公司在*t*年6月的流通市值规模,将公司从小到大排序并均分为五组;然后,根据公司*t-1*年年底的数据,计算公司的权益账面-市值比(每股收益/年末收盘价),同样从小到大排序并均分为五组。因此每一年中,所有上市公司被划分成25组,最后分别计算每组的等权重月收益率R_{p,t}。BHAR36计算的是国有企业*i*并购非国有企业后[0,36]月内股票收益率超过对应组合收益率的值,衡量的是非国有企业进入国有企业后给国有企业带来的超额收益。

解释变量D_{-1,+3}为并购前后董事会中“非国有派”董事比例的变化值,衡量方式为并购后*t+3*年与并购前*t-1*年非国有股东委派董事比例之差。董事会中“非国有派”董事比例指的是“非国有派”董事人数加总后得到的合计人数与董事会总人数的比例。本文预期“非国有派”董事对国有企业混合所有制并购绩效存在显著性影响,即预期α₁显著为正。

对于研究假设H₁,本文参考了并购绩效影响因素的相关文献,选取了国有企业混合所有制并购前和并购中的一些变量加以控制。其中,并购前的变量包括两权分离度(CS_{t-1})、第一大股东持股比例(FirstShare_{t-1})、两职合一(Dual_{t-1})、成立年限(EstablishAge_{t-1})、上市年限(ListAge_{t-1})、资产负债率(Lev_{t-1})、公司规模(Size_{t-1})、企业成长性(Growth_{t-1})和企业现金流(CashFlow_{t-1});并购中的变量包括相关性并购(MergeRated_t)、重大资产重组(MergeMajor_t)、跨省域并购(MergeProvince_t)、技术并购(MergeInnov_t)和并购价格(MergePrice_t)。最后,模型还设置了年份虚拟变量与行业虚拟变量,以控制时间效应和行业效应。

各变量具体定义如表1所示。

^① 《上市公司重大资产重组管理办法》规定上市公司原控股股东、原实际控制人及其控制的关联人,以及在交易过程中从该等主体直接或间接接受让该上市公司股份的特定对象应当公开承诺,在本次交易完成后36个月内不转让其在该上市公司中拥有权益的股份,除收购人及其关联人以外的特定对象应当公开承诺,其以资产认购而取得的上市公司股份自股份发行结束之日起24个月内不得转让。

表 1

变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义与说明
被解释变量	国有企业混合所有制并购绩效	$BHAR36$	第 i 企业并购后 t 年至 $t+3$ 年的并购绩效
解释变量	非国有派董事比例	$D_NONSOE_{[-1, +3]}$	第 i 企业并购后 $t+3$ 年与并购前 $t-1$ 年, 非国有股东委派董事与董事会人数总和的比例之差
控制变量	两权分离度	CS_{t-1}	第 i 企业并购前 $t-1$ 年现金流权与控制权分离度
	第一大股东持股比例	$FirstShare_{t-1}$	第 i 企业并购前 $t-1$ 年第一大股东持股比例
	两职合一	$Dual_{t-1}$	第 i 企业并购前 $t-1$ 年董事长兼任总经理为 1, 否则为 0
	成立年限	$EstablishAge_{t-1}$	第 i 企业并购前 $t-1$ 年减企业成立年份之差
	上市年限	$ListAge_{t-1}$	第 i 企业并购前 $t-1$ 年减企业上市年份之差
	资产负债率	Lev_{t-1}	第 i 企业并购前 $t-1$ 年的总负债与总资产之比
	公司规模	$Size_{t-1}$	第 i 企业并购前 $t-1$ 年的总资产取对数
	企业成长性	$Growth_{t-1}$	第 i 企业并购前, (并购前 $t-1$ 年主营业务收入 - 并购前 $t-2$ 年主营业务收入) / 并购前 $t-2$ 年主营业务收入
	企业现金流	$CashFlow_{t-1}$	第 i 企业并购前 $t-1$ 年的经营性现金净流量与总资产之比
	相关性并购	$MergeRated_t$	第 i 企业第 t 年的并购是否为业务相关性并购, 业务相关性并购为 1, 业务非相关性并购为 0
	重大资产重组	$MergeMajor_t$	第 i 企业第 t 年的并购是否为重大资产重组, 重大资产重组为 1, 非重大资产重组为 0
	跨省域并购	$MergeProvince_t$	第 i 企业第 t 年的并购是否为跨省域并购, 跨省域并购为 1, 省内并购为 0
	技术并购	$MergeInnov_t$	第 i 企业第 t 年的并购是否为技术类并购, 技术类并购为 1, 非技术类并购为 0
	并购价格	$MergePrice_t$	第 i 企业第 t 年的并购价格, 为收购方支付对价取对数
	年份虚拟变量	$YEAR\ FE$	年份虚拟变量
	行业虚拟变量	$INDUSTRY\ FE$	行业虚拟变量

四、实证检验

1. 并购事件分布

本文中的国有企业混合所有制并购的样本跨越了 2008—2016 年共 9 个会计年度, 涵盖了《中国证监会行业分类标准(2012)》除金融业的 17 个行业, 国有企业并购非国有企业的混合所有制并购事件在各年度和各行业的分布如表 2 所示。从年度分布来看, 国有企业混合所有制并购事件在 2014 年之后达到新高潮, 这也从侧面说明以 2013 年党的十八届三中全会为序幕的国有企业第四轮改革, 进一步提高了非公有制经济在国有企业改革中的参与度。从行业分布来看, 国有企业混合所有制并购事件主要发生在 C(制造行业)中, 有 909 件, 占比 52.24%, 因为制造业作为我国的传统行业, 行业内的企业数量也较多。不难发现, P(教育行业)中的国有企业混合所有制并购事件数量最少, 仅有 1 起, 占比 0.06%, 由于教育行业作为最近的新兴行业, 国有企业混合所有制并购行为较少也在情理之中。

表 2 国有企业混合所有制并购事件的年度和行业分布

年度	并购事件数量(件)	占比(%)	行业	并购事件数量(件)	占比(%)	行业	并购事件数量(件)	占比(%)
2008	176	10.11	A	29	1.67	K	91	5.23
2009	182	10.46	B	82	4.71	L	28	1.61
2010	197	11.32	C	909	52.24	M	3	0.17
2011	165	9.48	D	166	9.54	N	17	0.98
2012	184	10.57	E	46	2.64	O	2	0.11
2013	180	10.34	F	124	7.13	P	1	0.06
2014	208	11.95	G	104	5.98	R	33	1.90
2015	229	13.16	H	17	0.98	S	29	1.67
2016	219	12.59	I	59	3.39			
合计	1740	100				合计	1740	100

2. 描述性统计

表 3 列示了被解释变量、解释变量和控制变量的样本量、均值、标准差等描述性统计特征的结果。特别地,考虑到解释变量非国有派董事比例($D_{NONSOE}_{[-1, +3]}$)是采用企业非国有股东委派董事与董事会人数总和的比例在并购后 $t+3$ 年与并购前 $t-1$ 年的差值衡量,而差值无法直观呈现并购前后非国有股东委派董事比例的情况,所以在描述性统计中补充列示了并购前非国有股东委派董事比例(D_{NONSOE}_{t-1})和并购后非国有股东委派董事比例(D_{NONSOE}_{t+3})的数据。国有企业混合所有制并购绩效(BHAR36)的最小值为 -0.347,最大值为 0.573,说明国有企业并购非国有企业后的市场绩效表现差异较大,均值为 0.032,中位数为 0.006,说明普遍而言,国有企业在混合所有制并购后取得了较好的市场绩效。国有企业并购前后“非国有派”董事占比差异($D_{NONSOE}_{[-1, +3]}$)的最小值为 -0.545,最大值为 0.8,说明不同国有企业的“非国有派”董事占比在并购前后的变化较大,且下分四位数、中位数和上四分位数均为 0,说明“非国有派”董事占比一般不会发生变化,一旦发生变化则变动幅度较大。并购前非国有股东委派董事比例(D_{NONSOE}_{t-1})和并购后非国有股东委派董事比例(D_{NONSOE}_{t+3})的描述性统计结果较为相近,只有最大值略有不同,分别是 0.667 和 0.8,非国有股东委派董事占比在并购后有所上升,这表明国有企业并购非国有企业后,非国有派股东会委派董事以保障自己的合法权益。其他相关变量特征值如表 3 所示。

表 3

主要变量描述性统计

变量	并购事件数量(件)	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
BHAR36	1740	0.032	0.152	-0.347	-0.046	0.006	0.072	0.573
$D_{NONSOE}_{[-1, +3]}$	1740	0	0.079	-0.545	0	0	0	0.800
D_{NONSOE}_{t-1}	1740	0.039	0.093	0	0	0	0	0.667
D_{NONSOE}_{t+3}	1740	0.039	0.093	0	0	0	0	0.800
CS_{t-1}	1740	0.039	0.071	0	0	0	0.045	0.249
$FirstShare_{t-1}$	1740	0.039	0.015	0.012	0.027	0.039	0.050	0.075
$Dual_{t-1}$	1740	0.118	0.323	0	0	0	0	1
$EstablishAge_{t-1}$	1740	15.085	4.953	4	12	15	18	29
$ListAge_{t-1}$	1740	11.770	5.328	0	8	12	16	23

续表 3

变量	并购事件数量(件)	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
Lev_{t-1}	1740	0.531	0.201	0.086	0.393	0.546	0.679	1.001
$Size_{t-1}$	1740	22.416	1.330	19.495	21.530	22.236	23.255	26.166
$Growth_{t-1}$	1740	0.188	0.496	-0.564	-0.023	0.107	0.265	3.547
$CashFlow_{t-1}$	1740	0.047	0.074	-0.194	0.007	0.046	0.091	0.266
$MergeRated_t$	1740	0.483	0.500	0	0	0	1	1
$MergeMajor_t$	1740	0.142	0.349	0	0	0	0	1
$MergeProvince_t$	1740	0.241	0.428	0	0	0	0	1
$MergeInnov_t$	1740	0.001	0.034	0	0	0	0	1
$MergePrice_t$	1740	18.305	2.197	0	16.991	18.312	19.729	23.179

3. 基准回归结果分析

采用最小二乘估计方法进行的基准模型回归结果如表 4 所示。表 4 的第(1)列为单变量回归时控制行业固定效应,第(2)列为单变量回归同时控制年度和行业固定效应,第(3)列是在第(1)列的基础上加入系列控制变量,第(4)列是在第(2)列的基础上加入系列控制变量。从表 4 的第(1)~(4)列的回归结果来看,国有企业混合所有制并购前后“非国有派”董事在董事会中占比之差($D_NONSOE_{[-1, +3]}$)与并购市场绩效($BHAR36$)均在 1% 的水平上显著为正。这说明国有企业并购非国有企业后的第三年,董事会中的“非国有派”董事比例相较于混合所有制并购前一年的增加值,会促进国有企业混合所有制并购绩效的提升,验证了假设 H_1 。这表明非国有股东委派“逐利”董事进入董事会,其占比的不断提高可以使董事会决策更加科学、有效,在处理并购的相关事项中发挥更加积极的作用,从而提升国有企业混合所有制并购绩效,进一步验证了以往文献提出的非国有股东“治理有效”必须“实质性参与”的观点(蔡贵龙等,2018)^[14]。此外,可以看到,表 4 第(3)列和第(4)列的控制变量中,两权分离度(CS_{t-1})、第一大股东持股比例($FirstShare_{t-1}$)、两职合一($Dual_{t-1}$)、上市年限($ListAge_{t-1}$)、公司规模($Size_{t-1}$)、企业成长性($Growth_{t-1}$)、企业现金流($CashFlow_{t-1}$)、相关性并购($MergeRated_t$)和跨省域并购($MergeProvince_t$)与国有企业混合所有制并购绩效($BHAR36$)负相关,成立年限($EstablishAge_{t-1}$)、资产负债率(Lev_{t-1})、重大资产重组($MergeMajor_t$)、技术并购($MergeInnov_t$)和并购价格($MergePrice_t$)与国有企业混合所有制并购绩效($BHAR36$)正相关。

表 4 基准回归:“非国有派”董事与国有企业混合所有制并购绩效

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$BHAR36$	$BHAR36$	$BHAR36$	$BHAR36$
$D_NONSOE_{[-1, +3]}$	0.1936 *** (3.87)	0.1676 *** (3.39)	0.1618 *** (3.80)	0.1430 *** (3.37)
CS_{t-1}			-0.0062 (-0.13)	-0.0257 (-0.52)
$FirstShare_{t-1}$			-0.0179 (-0.08)	-0.0052 (-0.02)
$Dual_{t-1}$			-0.0007 (-0.07)	-0.0021 (-0.19)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	BHAR36	BHAR36	BHAR36	BHAR36
<i>EstablishAge_{t-1}</i>			0.0017 (1.39)	0.0024* (1.94)
<i>ListAge_{t-1}</i>			-0.0014 (-1.31)	-0.0017 (-1.61)
<i>Lev_{t-1}</i>			0.0411** (2.24)	0.0431** (2.27)
<i>Size_{t-1}</i>			-0.0105*** (-2.98)	-0.0105*** (-2.92)
<i>Growth_{t-1}</i>			-0.0099 (-1.26)	-0.0080 (-1.01)
<i>CashFlow_{t-1}</i>			-0.0516 (-1.06)	-0.0610 (-1.18)
<i>MergeRated_t</i>			-0.0040 (-0.60)	-0.0050 (-0.77)
<i>MergeMajor_t</i>			0.1272*** (7.17)	0.1263*** (7.17)
<i>MergeProvince_t</i>			-0.0081 (-0.97)	-0.0093 (-1.13)
<i>MergeInnov_t</i>			0.0126 (0.46)	0.0168 (0.46)
<i>MergePrice_t</i>			0.0062*** (3.01)	0.0063*** (3.02)
常数项	0.0209* (1.82)	-0.0034 (-0.16)	0.1084 (1.62)	0.0761 (1.08)
年度固定效应	否	是	否	是
行业固定效应	是	是	是	是
并购事件数量	1740	1740	1740	1740
调整 R ²	0.0325	0.0403	0.1557	0.1623

注:括号内为控制聚类标准误 Cluster 后的 t 值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著,下同。

4. 稳健性检验

稳健性检验部分采用替换主要变量、替换模型和扩大样本区间的方式进行,回归结果如表 5 所示。表 5 的第(1)列主要是替换了被解释变量,参考王艳和李善民(2017)^[32]的研究,采用并购短期市场绩效($CAR_{[-2, +2]}$)作为并购绩效的替代变量。 $CAR_{[-2, +2]}$ 为国有企业混合所有制并购事件宣告日前后两天累计超额回报率之和,即 $CAR = \sum AR_{i,t}$, $AR_{i,t}$ 是股票超额回报率,计算公式为 $AR_{i,t} = R_{i,t} - \hat{R}_{i,t}$, 即并购事件宣告前后两天内样本公司实际收益率 $\hat{R}_{i,t}$ 与预计收益率 $R_{i,t}$ 之间的差值。其中,预计收益率 $\hat{R}_{i,t}$ 是假设国有企业不发生并购非国有企业事件的收益率,可以通过资本资产定价(CAMP)理论模型 $\hat{R}_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t}$ 计算得到, $\hat{\alpha}_i$ 和 $\hat{\beta}_i$ 是清洁期内样本公司股票收

益率与市场收益率用最小二乘法回归得到的估计系数。所以, $CAR_{[-2, +2]}$ 是按照事件研究法下市场调整模型 $CAR_{i,t} = \sum R_{i,t} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt})$ 测量计算得出的指标。表 5 的第(2)列中的 $D1_NONSOE_{[-1, +3]}$ 是解释变量“非国有派”董事的替代变量, 为并购后 $t+3$ 年非国有股东委派董事席位与并购前 $t-1$ 年非国有股东委派董事席位之差。此外, 为解决模型中不随时间变化但随个体变化、不随公司个体变化但随时间变化的遗漏变量问题, 提高统计推断的稳健性, 本文同时控制了公司固定效应和年度固定效应, 回归结果如表 5 的第(3)和(4)列所示。其中, 第(3)列为只控制了双向固定效应的单变量回归, 第(4)列则是非国有股东委派董事占比之差($D_NONSOE_{[-1, +3]}$)和一系列控制变量与国有企业混合所有制并购绩效($BHAR36$)的回归结果。表 5 的第(5)列将样本区间扩大为 2006—2016 年, 因为在 2006—2007 年国有企业进行了股权分置改革, 国有企业并购非国有企业的事件时有发生, 故将这两年内发生的并购事件也纳入研究范围。表 5 所有列的回归结果均显示国有企业并购非国有企业后, “非国有派”董事委派的增加, 会提高并购后的绩效表现, 再次验证了假设 H_1 。

表 5 稳健性检验:“非国有派”董事与国有企业混合所有制并购绩效

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$CAR_{[-2, +2]}$	$BHAR36$	$BHAR36$	$BHAR36$	$BHAR36$
$D_NONSOE_{[-1, +3]}$	0.0621 ** (2.02)		0.1999 *** (2.70)	0.1318 ** (2.50)	0.1263 *** (3.25)
$D1_NONSOE_{[-1, +3]}$		0.0096 ** (2.10)			
常数项	0.1186 * (1.95)	0.0700 (0.99)	0.0348 *** (2.65)	0.1599 (0.46)	0.0963 (1.45)
控制变量	控制	控制	不控制	控制	控制
公司固定效应	否	否	是	是	否
年度固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	否	否	是
并购事件数量	1740	1740	1740	1740	2081
调整 R^2	0.1306	0.1583	0.0332	0.1610	0.1392

5. 内生性检验

在我国早期的现代公司治理实践中,企业在股东利益和董事会监督等公司治理方面处理得并不是很成熟。为规范上市公司运作,证监会和原国家经贸委于 2002 年颁布了《上市公司治理准则》,为董事与董事会制定了行为规范。该准则为上市公司提高治理水平指明了方向,但仍需上市公司加以实践。股权分置改革是上市公司治理水平提升至新台阶的重要实践,特别是对于国有企业来说。股权分置改革完成后,非国有股东进入国有企业的门槛降低,“非国有派”董事的治理效应得以充分发挥。根据 Duflo(2001)^[33] 横截面数据 DID 的方法,本文以 2002 年证监会颁布《上市公司治理准则》为政策冲击 Post。2002 年《上市公司治理准则》中指出,“股东大会在董事选举中应积极推行累积投票制度”。如果国有企业在 2002 年(《上市公司治理准则》颁布)前 IPO 上市,这类国有企业需要按照该准则行事,但控股股东“一股独大”的特征使《上市公司治理准则》难以发挥作用,股权分置后股份的流动和交易才使得《上市公司治理准则》真正发挥作用,因为按照持股比例委派董事的规则,实现了从“差公司”向“好公司”转变,取值为 1。如果国有企业在 2002 年后 IPO 上市,此时《上市公司治理准则》已经成为既定的行为规范,该类公司一经上市就必须遵

循《上市公司治理准则》的约束,董事会并不能一味地呈现“一股独大”格局,所以股权分置改革后股份的流动和交易,对董事会格局影响并不大,本文认为这类公司已经是“好公司”,没有因为《上市公司治理准则》发生从差到好的转变,取值为0。以非国有股东在样本区间内是否始终处于委派董事的状态将全样本划分为两个组,非国有股东坚持委派董事为实验组($Treat = 1$),非国有股东未坚持委派董事为控制组($Treat = 0$)。在此基础上建立模型(3),重点通过参数 β_1 考察《上市公司治理准则》在股权分置改革后对“非国有派”董事提升国有企业并购绩效的净效应。

$$BHAR36 = \beta_0 + \beta_1 Treat \times Post + \beta_2 Post + \beta_3 Treat + \\ \beta_i Controls + \beta_j Industry + \beta_k Year + \varepsilon \quad (3)$$

模型(3)的回归结果如表6所示。第(1)列为未控制年度和行业固定效应的回归结果,第(2)列为控制年度和行业固定效应的回归结果,第(3)列为加入基准回归模型中的控制变量并同时控制年度和行业固定效应的回归结果,其中控制变量 $ListAge_{t-1}$ 由于与2002年的政策冲击 $Post$ 高度相关,未纳入控制变量。可以看到,三种回归模型下 $Treat \times Post$ 的回归系数 β_1 均显著为正,说明2002年《上市公司治理准则》颁布后,“非国有派”董事的长期治理效应在股权分置改革后得到充分发挥,这一净效应表现为“非国有派”董事显著提高了国有企业混合所有制并购后的市场绩效。

表 6 内生性检验:DID 双重差分回归模型

变量	(1)	(2)	(3)
	BHAR36	BHAR36	BHAR36
$Treat \times Post$	0.0397 * (1.80)	0.0460 ** (2.11)	0.0411 * (1.92)
$Post$	-0.0371 ** (-2.24)	-0.0394 ** (-2.50)	-0.0333 ** (-2.02)
$Treat$	-0.0123 (-1.31)	-0.0141 (-1.39)	-0.0209 * (-1.81)
常数项	0.0429 *** (5.20)	0.0055 (0.22)	0.0900 (1.29)
控制变量	不控制	不控制	控制
年度/行业固定效应	否	是	是
并购事件数量	1740	1740	1740
调整 R ²	0.0013	0.0352	0.1586

6. 作用机制分析

(1) 监督治理机制检验。“进入权”机制下“非国有派”董事代表逐利股东进入国有企业,会与并购动机不尽相同的“国有派”董事形成断裂带。基于并购战略和并购整合中的不同观点,“国有派”和“非国有派”董事会反复讨论自身的立场并分析对立论点,必要的时候会通过召开多次董事会会议的方式进行深度探讨,这会强化董事会的监督治理职能(李姝和李丹,2022)^[34]。而董事要想监督有效,只有讨论还不够,还要看最终通过的议案是否不偏不倚、科学有效,所以,不同力量要在董事会中形成制衡,阻止实际控制人利用超额委派董事的方式进行隧道挖掘,避免董事会中实际控制人“一言堂”的存在(郑志刚等,2019)^[35]。本文选择董事会会议次数(韩钢和李随成,2011)^[36]和国有大股东超额委派董事比例(郑志刚等,2019)^[35]作为“非国有派”董事发挥监督治理效应的机制变量。表7第(1)列中的 $DirectorMeets_{[-1, +3]}$ 为国有企业并购后 $t+3$ 年董事会召开次数与并购前 $t-1$ 年董事会召开次数之差,“非国有派”董事在董事会占比之差($D_NONSOE_{[-1, +3]}$)

与董事会召开次数($DirectorMeets_{[-1, +3]}$)在1%的水平上显著正相关,说明国有企业并购非国有企业后,“非国有派”董事通过增加董事会召开的次数来对国有企业的并购决策和并购整合情况进行监督。表7第(2)列中的 $SOE_OverRatio_{[-1, +3]}$ 是国有企业混合所有制并购后 $t+3$ 年国有大股东超额委派董事比例与国有企业并购前 $t-1$ 年国有大股东超额委派董事比例之差。参考郑志刚等(2019)^[35]的方法,将国有大股东委派的董事定义为在股东单位兼职,但不在上市公司领取薪酬的董事。国有大股东超额委派董事比例($SOE_OverRatio_{[-1, +3]}$)则为国有大股东实际委派的董事人数减去国有大股东委派董事人数的理论值,然后除以董事会人数,其中,国有大股东委派董事人数的理论值是根据(董事会规模 - 独立董事人数) × 国有大股东持股比例的计算结果浮动取整后得到的值。第(2)列中“非国有派”董事在董事会中占比之差($D_NONSOE_{[-1, +3]}$)与国有大股东超额委派董事($SOE_OverRatio_{[-1, +3]}$)在5%的水平上显著负相关,说明国有企业混合所有制并购后“非国有派”董事的增加,能有效减少国有大股东超额委派所带来的“负外部性”,制约大股东的机会主义行为,加强中小股东的话语权,从而提高董事会决策的科学性和有效性。总体来说,体现“进入权”机制的“非国有派”董事基于股东利益最大化目标深入参与董事会决策,在“非国有派”董事和“国有派”董事形成的断裂带中,增加了董事会会议的召开次数,减少了国有大股东的超额委派,有效监督了国有企业在并购决策和并购整合中践行市场化理念。

表 7 机制检验:“非国有派”董事的监督管理职能

变量	(1)	(2)
	$DirectorMeets_{[-1, +3]}$	$SOE_OverRatio_{[-1, +3]}$
$D_NONSOE_{[-1, +3]}$	0.3447 *** (3.40)	-0.1648 ** (-2.34)
常数项	0.0531 (0.23)	0.0174 (0.21)
控制变量	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是
并购事件数量	1740	1740
调整 R ²	0.0173	0.0154

(2)战略决策机制检验。董事会在公司重大战略决策过程中扮演着重要角色,制定的战略决策会直接影响企业绩效的表现。一方面,“十四五”规划提出要加快数字化发展,建设数字中国。而且数字技术的应用有利于企业更加便捷地进行资源整合(范红忠等,2022)^[37],这与国有企业并购非国有企业重新整合存量资源是一脉相承的。与国有企业相比,非国有企业有着更强的动机通过数字化转型实现后发企业的追赶(吴非等,2021)^[38]。相应地,“非国有派”董事进入国有企业后,会凭借数字化转型的强烈动机和禀赋优势,大力推进国有企业的数字化转型战略落地。在这一过程中,对资产进行的数字化管理能提高企业信息的透明度、推进企业的规范化管理,记录流程标准化能提高生产效率,所以“非国有派”董事作为理性经济人会基于利润最大化目标做出数字化转型战略决策。另一方面,深化国有企业人事、劳动、分配制度改革(以下简称三项制度改革)一直以来都是推进国有企业市场化改革的重要举措。早在2001年,原国家经贸委和人事部、劳动和社会保障部联合颁布了《关于深化国有企业内部人事、劳动、分配制度改革的意见》,把深化三项制度改革作为规范建立现代企业制度的必备条件之一。2015年《中共中央、国务院关于深化国有企业改革的指导意见》中指出,要建立“内部管理人员能上能下、员工能进能出、收入能增能减的市场化机制”。最近,国务院国资委又下发了《关于开展2019年中央企业三项制度改革专项行动的通知》。

三项制度始终从市场机制出发,要求企业以战略为本,通过劳动、人事和分配的市场调节来提高国有企业的活力与竞争力,是混合所有制改革“改机制”的重点方向。国有企业并购非国有企业后,“非国有派”董事的进入会激发国有企业在混合所有制改革中按照市场化管理选聘职业经理人,有效减少人员冗余,激活人力资本,提高所有权的配置效率和进入权的激励效率。参考汤萱等(2022)^[39]和余剑锋(2022)^[40]的研究,本文选择数字化转型和三项制度改革作为“非国有派”董事发挥战略决策职能作用的机制变量。

表8第(1)列的 $Digital_{[-1, +3]}$ 是国有企业并购后 $t+3$ 年对比并购前 $t-1$ 年在数字化转型方面的表现差异。借鉴吴非等(2021)^[38]的方法,从人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链技术和数字技术运用五大方面,对数字化转型的结构化特征词计数,并以其占年报总词数的比例乘以100后衡量企业的数字化转型,该指标值越大,数字化转型程度越高。第(1)列中“非国有派”董事在董事会中占比之差($D_NONSOE_{[-1, +3]}$)与数字化转型($Digital_{[-1, +3]}$)在1%的水平上显著正相关,说明“非国有派”董事在战略上促进了国有企业的数字化转型,通过优化资源整合效率的方式提高了并购绩效。表8第(2)列的 $System_{[-1, +3]}$ 是国有企业并购后 $t+3$ 年对比并购前 $t-1$ 年在劳动、人事、分配三项制度改革方面的表现差异。本文选取全员劳动生产率、人工成本利润率和人事费用率作为三项制度的代理变量(郭朝晖,2009)^[41],并对全员劳动生产率、人工成本利润率和人事费用率进行主成分拟合,来展现三项制度改革成效。其中,全员劳动生产率为劳动生产总值与员工人数的比值,人工成本利润率为利润总额与人工成本总额的比值,人事费用率为人工成本总额与营业收入的比值。第(2)列中“非国有派”董事在董事会中占比之差($D_NONSOE_{[-1, +3]}$)与三项制度改革($System_{[-1, +3]}$)在5%的水平上显著正相关,说明非国有股东委派董事进入国有企业后,从战略维度优化了企业在劳动、人事、分配方面的制度,促进了企业层面推行灵活高效的市场化经营机制。总的来说,“非国有派”董事以战略为抓手,从数字化转型和三项制度改革两方面共同推进了混合所有制改革的“改机制”,促进了国有企业混合所有制并购后的市场化改革。

表8 机制检验:“非国有派”董事的战略决策职能

变量	(1)	(2)
	$Digital_{[-1, +3]}$	$System_{[-1, +3]}$
$D_NONSOE_{[-1, +3]}$	0.1873 *** (3.61)	0.4599 ** (2.47)
常数项	-0.0322 (-0.61)	0.3921 (1.25)
控制变量	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是
并购事件数量	1740	1740
调整 R ²	0.0742	0.0103

(3)资源供给机制检验。并购过程需要大量的、不同的资源,故而充沛的资源供给是顺利并购的保障。“非国有派”董事具有市场机制下“理性经济人”属性,能够发挥智力资本和社会资本的供给能力。一方面,改革开放40多年的经验数据表明,非国有企业有较强的动机和能力进行税收筹划,减少纳税金额(刘昕和潘爱玲,2020)^[1],“非国有派”董事进入董事会后,出于逐利的目标,会利用智力资本分析收购方与被收购方母子公司的税收差异并积极对新公司开展税收筹划(徐鹏等,2020)^[31],为实现股东利益最大化贡献自己的智慧。另一方面,根据资源基础理论,不同性质的股东掌握的不同融资渠道,可以构成企业的一种排他性资源。基于市场机制,国有企业并购非国有企业可能是技术等轻资产并购,而并非重资产并购(王馗等,2022)^[42],并购后的合并账面资产可质押能力可能并不强,使混合所有制并购后的新企业面临融资约束并导致流动性偏紧的问题,这会激

发“非国有派”董事深度梳理新型母子公司下的人际关系网络,通过社会资本的力量获取信贷资源,缓解融资约束并提高企业的流动性(段敏和方红星,2022)^[43]。借鉴谭劲松等(2019)^[44]和许艳(2021)^[45]的思想,本文选择税收负担和融资约束作为“非国有派”董事资源供给的机制变量。

表 9 第(1)列 $Tax_{[-1, +3]}$ 为国有企业并购后 $t+3$ 年对比并购前 $t-1$ 年税收负担的变化,借鉴刘行和李小荣(2012)^[46],选择企业实际所得税率作为衡量税收负担的替代性变量,该指标值越大,税收负担越重。第(1)列中“非国有派”董事在董事会占比之差($D_NONSOE_{[-1, +3]}$)与税收负担($Tax_{[-1, +3]}$)在 5% 的水平上显著负相关,说明逐利的“非国有派”董事利用自身在税收筹划方面的优势,帮助混合所有制并购后的新企业进一步减轻税收负担。第(2)列 $KZ_{[-1, +3]}$ 为国有企业并购后 $t+3$ 年对比并购前 $t-1$ 年融资约束的变化。参考魏志华等(2014)^[47]的方法,构建 KZ 指数^①,KZ 指数越大,融资约束程度越高。第(2)列中“非国有派”董事在董事会中的占比之差($D_NONSOE_{[-1, +3]}$)与融资约束($KZ_{[-1, +3]}$)在 5% 的水平上显著负相关,说明“非国有派”董事发挥智力资本和社会资本的供给能力,降低了新企业的融资约束,释放了企业的流动性,从而会促进国有企业混合所有制并购绩效提升。总的来说,“非国有派”董事通过智力资本和社会资本形成了核心竞争优势,降低了国有企业混合所有制并购后的税收负担和融资约束程度,在供给资源的同时创造了价值。

表 9 机制检验:“非国有派”董事的资源供给职能

变量	(1)	(2)
	$Tax_{[-1, +3]}$	$KZ_{[-1, +3]}$
$D_NONSOE_{[-1, +3]}$	-0.0790 ** (2.01)	-1.4232 ** (-2.22)
常数项	-0.1123 * (1.80)	-2.4092 ** (-2.54)
控制变量	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是
并购事件数量	1740	1740
调整 R ²	0.0137	0.3538

7. 经济后果分析

以上实证结果已经表明,“非国有派”董事能够通过监督治理、战略决策和资源供给三个机制,提升国有企业混合所有制并购绩效。进一步地,基于“进入权+断裂带”的“董事会中心主义”治理与“资本+生产要素”的混合所有制并购融合后,会对国有企业发展产生什么影响?这一问题仍需进一步检验。对于国有企业混合所有制改革来说,最重要的是实现改革的目标。“十四五”规划指出,“深化国资国企改革,做强做优做大国有资本和国有企业”。党的二十大报告指出,“推动国有资本和国有企业做强做优做大,提升企业核心竞争力”。通过总结近年来国有企业改革相关文件精神^②,本文认

① KZ 指数的具体计算步骤如下:(1)各公司分年度计算以下指标:如果经营性净现金流/年初总资产低于中位数,则 $KZ_1 = 1$,否则为 0;如果现金股利/年初总资产低于中位数,则 $KZ_2 = 1$,否则为 0;如果现金持有/年初总资产低于中位数,则 $KZ_3 = 1$,否则为 0;如果资产负债率高于中位数,则 $KZ_4 = 1$,否则为 0;如果托宾 Q 高于中位数,则 $KZ_5 = 1$,否则为 0。(2)通过 $KZ = KZ_1 + KZ_2 + KZ_3 + KZ_4 + KZ_5$ 计算 KZ 指数。(3)对模型 $KZ = a_1 \times \text{经营性净现金流}/\text{年初总资产} + a_2 \times \text{现金股利}/\text{年初总资产} + a_3 \times \text{现金持有}/\text{年初总资产} + a_4 \times \text{资产负债率} + a_5 \times \text{托宾 Q}$ 进行排序逻辑回归,并保留回归系数。(4)运用(3)中回归模型的估计结果,计算各公司每年的融资约束程度 KZ。

② 详见国务院国有资产监督管理委员会(网址为 <http://www.sasac.gov.cn/n2588030/n2588924/index.html>)和《国企改革 1+N 政策文件汇编》(网址为 <http://sie.wcif.cn/info/info-35-104.html>)。

为,当下有三个目标比较重要:一是做强做优做大国有企业,这是众多文件中出现频次较高的一个目标,而且也能从整体上评价改革效果;二是增强国有企业的活力,在实践中,国有企业改革以“扩大企业自主权”“放权让利”作为激发国营企业活力的开端,始终强调增强国有企业和国有经济的活力;三是增强国有企业的抗风险能力,当前和今后一个时期是我国各类矛盾和风险易发期,各种可以预见和难以预见的风险因素明显增多,抗风险能力则是国有企业基于底线思维发展的必然要求(李政,2022)^[48],而且有效防范化解重大风险,也是“十四五”时期国有企业高质量发展必须跨越的关口。因此,本部分将检验“非国有派”董事积极参加并购整合带来的增量并购绩效,是否能够做强做优做大国有企业,增强国有企业的活力和抗风险能力,从而验证“非国有派”董事积极参加国有企业并购,能否引导国有资本有序扩张并实现国有企业高质量发展。

借鉴辛宇等(2022)^[49]的研究,以经济增加值为基础来衡量“做强做优做大国有企业”。因为经济增加值既体现了国有资产保值增值的情况,又考核了管理者的经营业绩,能提高管理者工作的积极性,规范国有企业价值投资行为,规避国有企业短期经营行为,维护中小股东的合法权益。根据沈红波等(2018)^[50]的研究,采用管理层持股来衡量“国有企业活力”。“十四五”规划提出,“完善市场化薪酬分配机制,灵活开展多种形式的中长期激励”。管理层持股作为一种市场化的中长期激励方式,能够形成有效的管理层激励机制,充分调动核心骨干人才的积极性,不断释放国有企业发展活力。根据杨道广等(2014)^[51]的研究,采用破产风险来衡量“国有企业抗风险能力”。2006年的《中央企业全面风险管理指引》指出,“企业全面风险管理是一项十分重要的工作,关系到国有资产保值增值和企业持续、健康、稳定发展”。破产风险作为其他风险的综合结果,能够比较全面地衡量企业所面临的风险,而且合并后公司的破产风险也在很大程度上反映了企业并购整合的效果(Higgins 和 Schall,1975)^[52]。

参考饶品贵等(2022)^[53]的方法,构建两阶段模型以识别“非国有派”董事提升的并购绩效对国有企业未来高质量发展的影响。首先用基准模型(1)拟合出并购绩效的拟合值BHAR36,再用如下模型(4)~模型(6)对经济后果进行检验:

$$\Delta EVA_{[+4, +5]} = \delta_0 + \widehat{\delta_1 BHAR36} + \delta_i Controls + \delta_j Industry + \delta_k Year + \varepsilon \quad (4)$$

$$\Delta DJG_Shareratio_{[+4, +5]} = \phi_0 + \widehat{\phi_1 BHAR36} + \phi_i Controls + \phi_j Industry + \phi_k Year + \varepsilon \quad (5)$$

$$\Delta ZSCORE_{[+4, +5]} = \gamma_0 + \widehat{\gamma_1 BHAR36} + \gamma_i Controls + \gamma_j Industry + \gamma_k Year + \varepsilon \quad (6)$$

其中,式(4)的 $\Delta EVA_{[+4, +5]}$ 为国有企业并购后 $t+5$ 年与并购后 $t+4$ 年经济增加值占营业收入的比值之差,经济增加值的计算公式为税后净营业利润 - 资本总额 × 加权平均资本成本。式(5)的 $\Delta DJG_Shareratio_{[+4, +5]}$ 为国有企业并购后 $t+5$ 年与并购后 $t+4$ 年管理层持股比例之差。式(6)的 $\Delta ZSCORE_{[+4, +5]}$ 为国有企业并购后 $t+5$ 年与并购后 $t+4$ 年破产风险的差距,借鉴 Altman(1968)^[54]的研究,通过 $1.2 \times$ 营运资金/总资产 + $1.4 \times$ 留存收益/总资产 + $3.3 \times$ EBIT/总资产 + $0.6 \times$ 权益的市场价值/总负债的账面价值 + $0.999 \times$ 营业收入/总资产计算破产风险,该值越大,破产风险越小,混合所有制并购后的国有企业抗风险能力越强。回归结果如表 10 所示,可以看到经济增加值($\Delta EVA_{[+4, +5]}$)回归结果在 5% 的水平上显著为正,管理层持股比例 ($\Delta DJG_Shareratio_{[+4, +5]}$) 回归结果在 1% 的水平上显著为正,破产风险 ($\Delta ZSCORE_{[+4, +5]}$) 回归结果在 5% 的水平上显著为正。实证结果显示,非国有股东委派的董事在促进国有企业混合所有制并购绩效后能做优做强做大国有企业,提高国有企业的活力和抗风险能力,推动国有企业高质量发展。

表 10 经济后果：“非国有派”董事、国有企业混合所有制并购绩效与国有企业高质量发展

变量	(1)	(2)	(3)
	$\Delta EVA_{[+4, +5]}$	$\Delta DJG_ShareRatio_{[+4, +5]}$	$\Delta ZSCORE_{[+4, +5]}$
BHAR36	2.1354 ** (2.09)	0.0533 *** (3.00)	11.5391 ** (2.09)
控制变量	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是
并购事件数量	1740	1740	1740
调整 R ²	0.0033	0.0101	0.0343

五、研究结论

在以要素市场化配置推动混合所有制改革的时代背景下,本文以 2008—2019 年发生的 A 股国有企业混合所有制并购事件为样本,实证研究发现,在国有企业并购非国有企业的事件中,“国有派”和“非国有派”董事会形成断裂带,“进入权”机制下“非国有派”董事在并购决策和并购整合中发挥了监督治理、战略决策和资源供给“三效合一”的作用,提高了并购后的绩效水平。进一步地,“非国有派”董事积极参与国有企业公司治理带来的并购绩效提升,会进一步做强做优做大国有企业,激发国有企业的活力,提高国有企业的抗风险能力,推动国有企业高质量发展。

本文的研究结论具有重要的实践启示:

第一,在实施国有企业混合所有制并购的过程中,应重视资本扩张的问题,厘清中国特色社会主义条件下实现资本有序扩张的行动路径。随着 2023 年 2 月 1 日全面实行股票发行注册制改革,未来会有更多优质的民营企业上市,资本的流通也更加便捷。全面实行股票发行注册制改革后,上市 IPO 壳资源价值会下降,被收购方借助并购间接上市的动机也将逐渐消失。全面注册制“改写”并购生态后,收购方国有企业更要慎重对待混合所有制并购。首先,美国、英国已经实行股票注册制上市多年,同时并购交易依然活跃,并购交易的目的,是用企业控制权转移的外部治理代替内部公司治理,从而更换不称职的职业经理人。我国国有企业混合所有制并购与西方国家并购有相同的制度逻辑,也有其个性化,因为国有企业和非国有企业代表两种产权,“和而不同”是常态。国有企业混合所有制并购有资源禀赋互补和能力优势共融等考量,并不仅仅是通过企业的外部治理代替内部治理,更换不称职的管理者。换言之,由于非国有企业的董事高管更熟悉被收购方的文化及管理方式,国有企业混合所有制并购后应该适当地让“卖方”老股东在新公司的治理层中继续发挥作用,促进混合所有制改革“改机制”,聚合公司内外部的治理能力,促进国有企业高质量发展。其次,国有企业对被收购方非国有企业的尽职调查也不容忽视,详细而全面的尽职调查有助于发现潜在的并购风险,防范国有企业支付对价中的国有资产流失隐患。在已经形成的混合所有制改革“混股权”基础上提高“非国有派”董事的话语权,发挥他们熟悉非国有企业运作特点和风险点的优势,促进国有企业对非国有企业开展充分的并购前尽职调查,做出理性的并购决策,避免资本的无序扩张。再者,将股份支付作为国有企业在并购中深化混合所有制改革的重要举措,因为股份支付可以实现国有股东从绝对控股到相对控股、从“一股独大”到多个大股东并存的转变,使异质性机构投资者和战略投资者与国有控股股东相匹配与融合,通过混资本和生产要素促进存量资源的价值挖掘和价值创造。

第二,在国有企业混合所有制并购整合的过程中,应注重保障“非国有派”董事的话语权,充分发挥董事会在监督治理、战略决策和资源供给方面的职能,提升企业绩效。2021 年 12 月 24 日全国人大常委会第一次对《中华人民共和国公司法(修订草案)》审议后,便公开向社会征求意见。此次修订草案赋予了董事会除股东会职权之外的职权,突出了董事会在公司治理中的地位,使得公司

治理结构中监事会成为可选项,公司治理模式逐渐向董事会中心主义靠拢。基于董事会中心主义,国有企业混合所有制并购整合实践可以从以下两个方面“融治理”。一是从董事会出发,以异质性董事的进入融合带动并购后企业人力资本的融合,增强并购后企业整体的凝聚力和向心力。除了生产要素的合并重组,董事会还要牵头促进资源禀赋和企业文化等非正式制度的深入融合,减少国有企业与非国有企业在并购整合中的距离感和摩擦,促进国有企业与非国有企业之间优势互补,相互转移核心竞争力,实现国有企业混合所有制并购从“混合”向“融合”的转变。二是对“非国有派”董事“赋权”并保障“非国有派”董事的话语权,让“非国有派”董事进入董事会之后基于理性经济人思维模式充分发挥监督治理、战略决策和资源供给职能,真正融入公司的实质性治理,借助异质性董事在董事会治理中形成的断裂带提高并购整合管理能力,实现国有企业混合所有制并购从“混股权”向“改机制”激发并购协同效应的转变。

参考文献

- [1] 刘昕,潘爱玲.跨所有制并购能否抑制民营企业的避税行为? [J].天津:现代财经(天津财经大学学报),2020,(10):65–79.
- [2] 林毅夫,李志赟.政策性负担、道德风险与预算软约束[J].北京:经济研究,2004,(2):17–27.
- [3] 曾敏.中国上市公司并购重组的现状、问题及前景[J].北京:数量经济技术经济研究,2022,(5):104–124.
- [4] 逯东,黄丹,杨丹.国有企业非实际控制人的董事会权力与并购效率[J].北京:管理世界,2019,(6):119–141.
- [5] 王艳.混合所有制并购与创新驱动发展——广东省地方国企“瀚蓝环境”2001~2015年纵向案例研究[J].北京:管理世界,2016,(8):150–163.
- [6] 吴秋生,独正元.混合所有制改革程度、政府隐性担保与国企过度负债[J].北京:经济管理,2019,(8):162–177.
- [7] 卫婧婧.国有企业并购行为对全要素生产率的影响——基于目标企业所有制类型的考察[J].杭州:商业经济与管理,2017,(4):89–96.
- [8] 张华,胡海川,卢颖.公司治理模式重构与控制权争夺——基于万科“控制权之争”的案例研究[J].北京:管理评论,2018,(8):276–290.
- [9] Lau, D. C. , and J. K. Murnighan. Demographic Diversity and Faultlines: The Compositional Dynamics of Organizational Groups[J]. Academy of Management Review,1998,23,(2):325–340.
- [10] 梁上坤,徐灿宇,王瑞华.和而不同以为治:董事会断裂带与公司违规行为[J].北京:世界经济,2020,(6):171–192.
- [11] 马勇,王满,彭博.非国有股东委派董事对国企并购绩效的影响研究[J].天津:现代财经(天津财经大学学报),2020,(5):20–40.
- [12] 李济含,刘淑莲.混合所有制、非国有大股东治理与国有企业并购效率[J].南京:审计与经济研究,2021,(4):69–79.
- [13] 陈晓珊.国有企业混合所有制改革的方式选择——基于社会福利最大化视角[J].北京:首都经济贸易大学学报,2017,(4):78–86.
- [14] 蔡贵龙,柳建华,马新啸.非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J].北京:管理世界,2018,(5):137–149.
- [15] 马连福,张晓庆.非国有股东委派董事与国有企业双元创新——投资者关系管理的调节作用[J].北京:经济与管理研究,2021,(1):88–103.
- [16] 谢获宝,丁龙飞,廖珂.海外背景董事与债务融资成本——基于董事会咨询和监督职能的中介效应[J].北京:管理评论,2019,(11):202–211.
- [17] 芦雅婷.董事会职能、内部控制缺陷定量认定标准与内部控制审计费用[J].南京审计大学学报,2019,(2):30–38.
- [18] Zahra, S. A. , and J. A. Pearce. Boards of Directors and Corporate Financial Performance: A Review and Integrative Model[J]. Journal of Management,1989,15,(2):291–334.
- [19] Rajan, R. G. , and L. Zingales. Power in a Theory of the Firm[J]. The Quarterly Journal of Economics,1998,113,(2):387–432.
- [20] Rhodes-Kropf, M. , and D. T. Robinson. The Market for Mergers and the Boundaries of the Firm[J]. The Journal of Finance,2008,63,(3):1169–1211.
- [21] Reddy, K. S. , E. Xie, and Y. Huang. Cross-border Acquisitions by State-owned and Private Enterprises: A Perspective from Emerging Economies[J]. Journal of Policy Modeling,2016, 38,(6):1147–1170.
- [22] Jian, G. , Z. Gao, J. Tan, W. Sun, and F. Shi. Does the Mixed Ownership Reform Work? Influence of Board Chair on Performance of State-owned Enterprises[J]. Journal of Business Research,2021,(122):51–59.

- [23] Rajan, R. G., and L. Zingales. The Firm as a Delicate Hierarchy: A Theory of the Origin and Growth of Firms [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116, (3): 805 – 851.
- [24] Gibson, C., and F. Vermeulen. A Healthy Divide: Subgroups as a Stimulus for Team Learning Behavior [J]. *Administrative Science Quarterly*, 2003, 48, (2): 202 – 239.
- [25] Kim, K., E. Mauldin, and S. Patro. Outside Directors and Board Advising and Monitoring Performance [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 57, (2 – 3): 110 – 131.
- [26] 崔永梅,余璇.基于流程的战略性并购内部控制评价研究[J].北京:会计研究,2011,(6):57 – 62.
- [27] 曹晓芳,柳学信,吕波.董事会断裂带对企业战略变革的双重治理效应——子群体嵌入的动态视角[J].北京:技术经济,2022,(10):175 – 187.
- [28] Hillman, A. J., and T. Dalziel. Boards of Directors and Firm Performance: Integrating Agency and Resource Dependence Perspectives [J]. *Academy of Management Review*, 2003, 28, (3): 383 – 396.
- [29] 李维安,牛建波,宋笑扬.董事会治理研究的理论根源及研究脉络评析[J].天津:南开管理评论,2009,(1):130 – 145.
- [30] 欧阳艳艳,蔡宏波,李子健.企业对外直接投资的避税动机、机制和规模:理论与证据[J].北京:世界经济,2022,(3):106 – 133.
- [31] 徐鹏,陈志军,马鹏程.母子公司高管协同配置:表现形式、理论逻辑与整合研究框架[J].济南:经济与管理评论,2020,(5):56 – 64.
- [32] 王艳,李善民.社会信任是否会提升企业并购绩效? [J].北京:管理世界,2017,(12):125 – 140.
- [33] Duflo, E. Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment [J]. *The American Economic Review*, 2001, 91, (4): 795 – 813.
- [34] 李姝,李丹.非国有股东董事会权力能促进国企创新吗? [J].上海:外国经济与管理,2022,(4):65 – 80.
- [35] 郑志刚,胡晓霁,黄继承.超额委派董事、大股东机会主义与董事投票行为[J].北京:中国工业经济,2019,(10):155 – 174.
- [36] 韩钢,李随成.我国上市公司独立董事监督机制有效性研究[J].长沙:财经理论与实践,2011,(5):71 – 75.
- [37] 范红忠,王子悦,陶爽.数字化转型与企业创新——基于文本分析方法的经验证据[J].北京:技术经济,2022,(10):34 – 44.
- [38] 吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].北京:管理世界,2021,(7):130 – 144,10.
- [39] 汤萱,高星,赵天齐,丁胜涛.高管团队异质性与企业数字化转型[J].北京:中国软科学,2022,(10):83 – 98.
- [40] 余剑锋.以国企改革三年行动推动加快建设世界一流企业[J].北京:红旗文稿,2022,(5):4 – 8.
- [41] 郭朝晖.企业人工成本的动态管理[J].北京:中国人力资源开发,2009,(10):58 – 60.
- [42] 王馗,周经,胡峰.中美两国的企业海外并购存在系统性差异吗? [J].上海:财经研究,2022,(10):94 – 107.
- [43] 段敏,方红星.混合所有制对企业避税的治理效应[J].湘潭:湖南科技大学学报(社会科学版),2022,(1):73 – 83.
- [44] 谭劲松,徐伟航,秦帅,张安琪.资源依赖与董事会结构——基于高校上市公司的研究[J].上海:会计与经济研究,2019,(4):3 – 26.
- [45] 许艳.独立董事、税收激进与融资约束[J].南京:审计与经济研究,2021,(1):90 – 100.
- [46] 刘行,李小荣.金字塔结构、税收负担与企业价值:基于地方国有企业的证据[J].北京:管理世界,2012,(8):91 – 105.
- [47] 魏志华,曾爱民,李博.金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J].北京:会计研究,2014,(5):73 – 80,95.
- [48] 李政.新时代增强国有经济“五力”理论逻辑与基本路径[J].上海经济研究,2022,(1):5 – 11,26.
- [49] 辛宇,宋沛欣,徐莉萍,滕飞.经营投资问责与国有企业规范化运作——基于高管违规视角的经验证据[J].北京:管理世界,2022,(12):199 – 221.
- [50] 沈红波,华凌昊,许基集.国有企业实施员工持股计划的经营绩效:激励相容还是激励不足[J].北京:管理世界,2018,(11):121 – 133.
- [51] 杨道广,张传财,陈汉文.内部控制、并购整合能力与并购业绩——来自我国上市公司的经验证据[J].北京:审计研究,2014,(3):43 – 50.
- [52] Higgins, R. C., and L. D. Schall. Corporate Bankruptcy and Conglomerate Mergers [J]. *The Journal of Finance*, 1975, 30, (1): 93 – 113.
- [53] 饶品贵,汤晟,李晓溪.地方政府债务的挤出效应:基于企业杠杆操纵的证据[J].北京:中国工业经济,2022,(1):151 – 169.
- [54] Altman, E. I. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy [J]. *The Journal of Finance*, 1968, 23, (4): 589 – 609.

Directors Appointed by Non-state Shareholders and Mixed Ownership M&A Performance of State-owned Enterprises

WANG Yan^{1,2}, NIAN Jie³, YANG Ming-hui⁴

(1. School of Accounting, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou, Guangdong, 510006, China;

2. Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area Accounting and Economic Development Research Center, Guangzhou, Guangdong, 510006, China;

3. School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou, Guangdong, 510006, China;

4. International Business School, Guangzhou City University of Technology, Guangzhou, Guangdong, 510800, China)

Abstract: Scholars have long debated impact of merge and acquisition (M&A) on performance, especially when M&A happens in state-owned enterprises. However, the M&A performance of state-owned enterprises is still a “black box”, classify type and motivation of M&A may be a key to solve the puzzle of M&A performance. A state-owned enterprise merging with a private enterprise is a type of M&A responding to the reform for market-based allocation of production factors in China, so a deep insight into this type of M&A performance is necessary. Based on the property rights theory, the merger of state-owned enterprises and private enterprises can be defined as mixed ownership M&A. In this setting and link to board centralism, this paper uses “access” to empower directors appointed by non-state shareholders, and focuses on board faultlines forming by state and non-state shareholders appointing directors out of their respective interests, aims to investigate the impact of directors appointed by non-state shareholders on the mixed ownership M&A performance in state-owned enterprises.

Using a sample of Shanghai and Shenzhen A-share state-owned listed firms merge private enterprises between 2007 and 2021 in China, manually collecting the data of directors appointed by non-state shareholders, the empirical results show that three years after mixed ownership M&A, with the increase of the ratio of directors appointed by non-state shareholders in the board, the mixed ownership M&A performance is significantly improved. This conclusion remains robust after changing measure of dependent variale and independent variale, changing regression model, expanding sample and considering potential endogeneity. The result of mechanism test reveals that directors appointed by non-state shareholders play the role of service, strategy and service in the mixed ownership M&A. Firstly, the control role can strengthen supervision and management, which means more board meetings and less over-appointment of directors by state controllers. Secondly, the strategic role in state-owned enterprises means deciding the direction of the organization, such as promoting digital transformation and deepening the reform of personnel, labor and distribution system. Thirdly, service role involves helping state-owned firms in achieving some resources, for example, directors appointed by non-state shareholders can alleviate the tax burden and financing constraints. Further research shows that increase number of directors appointed by non-state shareholders after mixed ownership M&A improves performance of state-owned enterprises, which ultimately promotes state-owned enterprises to grow stronger, better, and larger, boosts vitality of state-owned enterprises and make the state-owned enterprises have greater ability to avoid risks, and all of these are beneficial to pursue the high-quality development of state enterprises.

The conclusion is helpful to push ahead with mixed-ownership reform in state-owned enterprises, and provides empirical evidence for state-owned enterprises to perform better in the mixed ownership M&A. On the one hand, the unregulated expansion of capital should be prevented during the process of mixed ownership M&A, especially after full implementation of the registration-based initial public offering system. On the other hand, based on the board centralism, when a state-owned enterprise merge another private enterprise, voice of directors appointed by non-state shareholders should be pay attention to and heard, at the same time, control, strategy and service roles of directors appointed by non-state shareholders should be performed.

Compared with existing research, this paper expands the research on the factors affecting the performance of mixed ownership M&A in the perspective of market-oriented reform. Besides, this paper enriches the consequences of directors appointed by non-state shareholders participating in governance. Last but not least, this paper explores the mechanism for directors appointed by non-state shareholders have effects on M&A performance, that is playing control, strategy and service roles in the board, which opening the “black box” how directors appointed by non-state shareholders improve the performance of mixed ownership M&A.

Key Words: state-owned enterprises; directors appointed by non-state shareholders; mixed ownership; M&A performance

JEL Classification: D21, G34, P21

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2023.03.005

(责任编辑:张任之)