

# 国有企业非实际控制人的 董事会权力与并购效率\*

□ 逯 东 黄 丹 杨 丹

**摘要:**基于当前大力推行国有企业混合所有制改革的背景,本文深入考察了非实际控制人的董事会权力对国有企业并购效率的影响。研究发现,当非实际控制人具有董事会权力时,国有企业的并购活动“做得更少但做得更好”,即发起并购的可能性较低但所选项目的并购绩效较高,呈现出较高的并购效率。进一步研究表明,当非实际控制人为国有性质或者国有企业实际控制人为地方政府时,非实际控制人董事会权力的治理效应会更加显著;并且,具有董事会权力的非实际控制人主要是通过减少无效并购(源头控制)和提高并购整合能力(过程控制)这两条路径来为国有企业并购效率的提升提供保障的;另外,混合所有制改革政策的正式推出放大了非实际控制人董事会权力在属于战略性行业的国有企业中的治理效应。本文的研究不仅从并购视角拓展了有关非实际控制人治理效应的研究领域,为市场化力量能否有效制衡政府股东这一问题提供了一定解答,还为国有企业如何通过混合所有制改革来提高董事会的决策能力提供了解决方案。

**关键词:**混合所有制改革 国有企业 非实际控制人 董事会权力 并购效率

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2019.0084

## 一、引言

在当前进一步深化国有企业改革和产业结构全面升级的历史背景下,并购已经成为了“做强、做优、做大”国有资本最为重要的手段之一。根据 Wind 统计数据,仅在 2017 年,就有 126 家国有上市公司发生并购重组,交易金额高达 8538 亿元<sup>①</sup>。在并购活动蓬勃发展的同时,值得注意的是,国有企业的并购活动并未表现出价值增值的作用。根据 CSMAR 提供的并购交易数据统计<sup>②</sup>,如图 1 和图 2 所示,并购发生后国有企业的经营绩效和市场绩效均未提升,反而呈现出一种下降的趋势,表明并购效率普遍低下。因此,在利用并购快速做大国有企业的同时,如何通过提高并购效率来实现做强、做优才是保证国有企业跨越式发展的关键。

现有研究表明,提高并购效率的关键在于企业自身具有较高的并购能力以及较少的管理层和实际控制人的机会主义行为。对于前者,已有研究考察了诸如社会网络带来的信息资源(李善民等,2015)、董事联结带来的信息和知识补偿(Cai and Sevilir, 2012;陈仕华等, 2013)、董事以往的并购经验(Field and Mkrtchyan, 2017)以及政治关联带来的产权庇护、资源优势(潘红波等, 2008;张雯等, 2013;江若尘等, 2013;蔡庆丰等, 2017)等反映并购能力的构建要素对并购效率的影响。对于后者,学者们的研究可归结于 3 个方面:其一,研究了管理层激励、政治晋升、卖空压力等如何通过调节高管的行为来影响并购效率(Jensen and Ruback, 1983; Shleifer and Vishny, 1988; Datta et al., 2001;陈仕华等, 2015;陈胜蓝、马慧, 2017);其二,讨论了风险投资(李曜、宋贺, 2017)、外国机构投资者(Ferreira et al., 2009)、交易型机构投资者(周绍妮等, 2017)等某一特定类型股东在减少并购信息成本、抑制管理层非效率行为

\*本文得到国家自然科学基金项目(批准号:71672149、71620107005)、高等学校学科创新引智计划(B18043)的资助。黄丹为本文通讯作者。

方面的影响;其三,结合我国国有企业政府干预的背景,基于“掠夺之手”和“支持之手”的理论来讨论了政府行为对并购效率的影响(李增泉等,2005;潘红波等,2008;方军雄,2008;潘红波、余明桂,2011;王凤荣、高飞,2012)。但总体而言,鲜有研究能够系统揭示非实际控制人在国有企业场景下影响并购效率的作用机制。事实上,在现行公司治理结构中,非实际控制人是一种非常重要的存在:一方面,非实际控制人具有权力监督效应,能够有效抑制管理层和实际控制人的自利性行为(祝继高等,2015);另一方面,非实际控制人还能发挥建言献策的作用(李姝等,2018),可在必要时为企业提供更其他渠道的信息和解决问题的新视角。因此,我们试图从非实际控制人这一重要的治理机制入手来探讨国有企业并购效率的提升路径。

另外,非实际控制人的治理效应实质是与当前国有企业推行的混合所有制改革密切相关的。在保持原有资本控股地位的前提下,混合所有制改革最直接的表现就是引入非实际控制人;并通过“权力的分享”,赋予非实际控制人“发声”的能力和影响力,由此可发挥非实际控制人市场化力量的积极影响,通过治理结构的市场化来推动国有企业经营管理的市场化。在此过程中,为了实现由形式化混改到实质化混改的转变,赋予非实际控制人一定的“话语权”是关键。事实上,只有拥有“话语权”且“话语权”具有实质性影响力,非实际控制人才有能力和动力去积极地参与混合所有制改革(黄速建,2014),增强国有企业的经营活力,以此释放混合所有制改革所带来的制度红利。在实践中,非实际控制人的“话语权”可来自于股权和董事会席位两个方面。但在持有股权不高且无法参与经营决策时,非实际控制人的“话语权”很难具有实质性影响力(蔡贵龙等,2018)。相较而言,拥有董事会席位(即拥有一定的董事会决策参与权力)才能够有力地保障非实际控制人的“话语权”(郝云宏、汪茜,2015)。这是因为,董事会席位不仅赋予了非实际控制人直接参与公司董事会决策的投票权,还为非实际控制人提供了更多了解公司经营管理活动的机会。因此,本文以非实际控制人所拥有的董事会权力作为其发挥治理效应的替代变量,研究了非实际控制人的董事会权力与国有企业并购效率之间的内在逻辑关系;并借助提高并购效率这一视角,为如何进一步完善混合所有制改革方案提供合理的政策建议。

此外,值得注意的是,虽然非实际控制人凭借董事会权力影响并购效率的作用逻辑是适用于所有性质企业的,但是结合国有企业的政府干预背景来看,一方面,非实际控制人在国有企业发挥的治理效应与一般市场化背景下的民营企业很可能存在差异;另一方面,在国有企业的诸多经营管理行为中,并购行为最能体现政府意志。现有研究发现,在政府政策性负担(Lin et al., 1998;曾庆生、陈信元,2006)以及政府官员的政治晋升目标(周黎安,2004;Li and Zhou, 2005)的双重压力下,国有企业作为政府意志的载体,其并购行为具有极强的政府干预色彩(李增泉等,2005;陈仕华、卢昌崇,2014)。并且,在并购场景中,政府干预通常发挥着“掠夺之手”的作用;在其助推下,国有企业频繁地发起并购,但是大多为低效率的“拉郎配”式并购(方军雄,2008)。这意味着,过去绝大多数的国有企业并购都是政府意志转嫁到国有企业的结果表现,是服务于各级政府的政治目标的。加之,我国各级政府往往具有超然于法律体系之外的优势地位,作为市场化力量的代表,非实际控制人

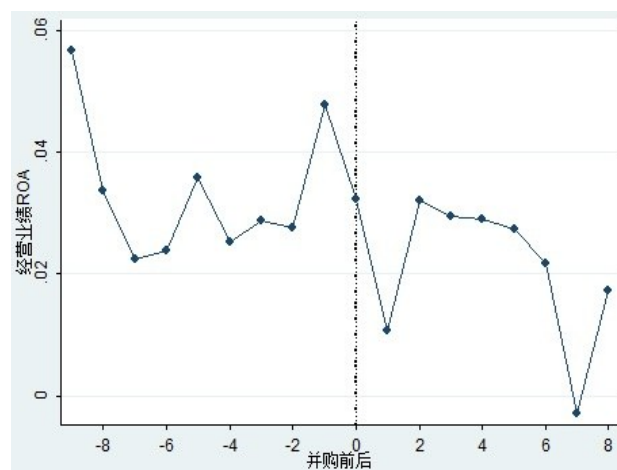


图1 并购前后经营业绩(ROA)变化

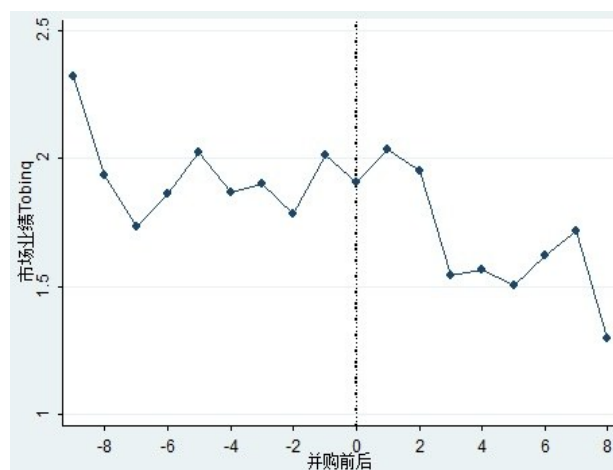


图2 并购前后市场业绩(Tobin's Q)变化

能否按照市场化的运行逻辑,凭借其董事会权力来实现对国有大股东的有效制衡进而提高并购效率就是一个非常重要的现实问题。尤其在当前大力推行混合所有制改革和国有企业通过并购整合来实现转型升级的历史背景下,如何有效发挥非实际控制人的市场化力量至关重要。因此,专门基于并购行为来讨论非实际控制人在国有企业的治理效应是具有理论和现实意义的。

区别于已有研究,本文的主要贡献在于:第一,基于并购效率视角,深入考察了国有企业非实际控制人董事会权力的治理效应,并结合中国特殊的非正式制度环境,探究了这种治理效应的差异性表现。研究发现,当非实际控制人具有董事会权力时,国有企业的并购效率更高;且该治理效应还受到非实际控制人和国有实际控制人之间政治地位差异的干扰:当非实际控制人具有国有性质或国有企业实际控制人为地方政府时,该治理效应更优。第二,揭示了非实际控制人董事会权力提高国有企业并购效率的内在机理,发现非实际控制人可凭借董事会权力进行并购源头控制和并购整合过程控制,一方面减少了无效并购,另一方面还提高了企业的并购整合能力,进而带来并购效率的提升。第三,本文还进一步检验了混合所有制改革的政策效果,发现混合所有制改革政策的正式推出,对属于战略性行业国有企业的非实际控制人董事会权力治理效应的发挥起到了积极的促进作用。总体而言,本文不仅丰富了非实际控制人治理效应的相关研究文献,更为国有企业如何在混合所有制改革背景下进一步通过并购来实现良性发展提供了经验依据。

本文余下部分的安排如下:第二部分是理论分析和研究假设;第三部分是研究设计,在简要分析国有企业非实际控制人的控制权及董事会权力分布现状的基础上,说明本文的样本与数据以及模型构建;第四部分为实证结果分析,包括主要变量的描述性统计、主回归分析、内生性处理、其他稳健性测试;第五部分为进一步讨论与分析,在第四部分研究结果基础上,进一步讨论了非实际控制人董事会权力治理效应的差异性表现、非实际控制人董事会权力治理效应的作用机理、混合所有制改革对非实际控制人董事会权力治理效应的影响、非实际控制人董事会权力程度的其他检验这4个方面;第六部分为研究结论与启示。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)非实际控制人与企业经营效率

根据委托代理理论,现代企业不仅存在由所有权和经营权分离带来的第一类代理问题(Jensen and Meckling, 1976),还存在由股权集中导致的第二类代理问题(Shleifer and Vishny, 1997)。两类代理问题均潜在干扰着企业的正常生产经营活动,对公司价值具有不利的影响。如何在抑制实际控制人利益侵占行为的同时兼顾管理层的机会主义行为成为了公司治理机制设计重中之重(罗进辉, 2012)。在此情境下,“股权制衡”理论应运而生。本质上,股权制衡可被看作是非实际控制人治理效应的一种具体表现,非实际控制人是股权制衡的核心作用点。一方面,因与实际控制人存在利益冲突,非实际控制人为避免自身利益受到侵害会积极的制衡实际控制人(刘星、安灵, 2010),减少实际控制人的“一言堂”行为;另一方面,作为股东,非实际控制人也可对管理层施加额外的监督(Pagano and Roell, 1998),减少由管理层内部人控制导致的非效率行为。最终,在与实际控制人、管理层冲突和协调的过程中,非实际控制人会带来企业经营效率的提升。例如,现有研究发现,非实际控制人的存在不仅可以缓解上市公司的过度投资行为(刘胜强、刘星, 2010)、降低权益资本成本(Attig et al., 2008),还可以促进上市公司进行研发创新(唐跃军、左晶晶, 2014)、提高并购绩效(刘星、蒋弘, 2012)、增加利润分配(Faccio et al., 2001),最终有助于提高公司业绩或公司价值(Maury and Pajuste, 2005; Laeven and Levine, 2008; Attig et al., 2009; 白重恩等, 2005; 李琳等, 2009)。总之,非实际控制人是公司治理结构的重要组成部分,其存在不仅能够形成对管理层和实际控制人的有效监督,还可以为企业生产经营活动提供其他渠道的信息或者解决问题的新视角,在两者的综合作用下,最终会给企业经营效率带来积极的影响。

结合混合所有制改革的大背景来看,非实际控制人在国有企业中具有更为特殊的意义。自党的十八届三中全会明确提出要积极发展混合所有制经济开始,在《中共中央、国务院关于深化国有企业改革的指导意见》和《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》等配套方案的指引下,混合所有制改革已然成为了现阶



段国有企业改革的重要突破口。形式上,混合所有制改革直接表现为引入其他资本,即引入非实际控制人。本质上,混合所有制改革强调非实际控制人参与治理活动的重要性,预期政策效果根本上是通过非实际控制人积极“发声”并实质性参与国有企业的生产经营活动来实现的。可以说,非实际控制人及其治理效应与当前国有企业的混合所有制改革有着密不可分的关系。现有文献也围绕混合所有制改革背景就非实际控制人的治理效应进行了一定程度的研究。例如,马连福等(2015)发现引入多种性质的股东才能有效提升国有企业绩效,且其他股东的参股深度与企业绩效呈倒“U”型关系;进一步,杨兴全和尹兴强(2018)还证明了非国有股权对国有股权的制衡度与国有企业现金持有水平的正相关关系。郝阳和龚六堂(2017)发现国有股权和民营股权“混合所有”能够实现互补效应,通过弥补市场化的不足来提高公司绩效;在此基础上,蔡贵龙等(2018)发现相较于单纯的持有股份,非国有股东向国有企业委派高管才能显著改善国企高管的薪酬激励机制。总结当前主流文献,学者们侧重于考察混合所有制改革背景下非实际控制人的类别之一(即非国有股东)的治理效应,但并未系统全面考察非实际控制人的治理作用机制,尤其是从并购这一最能体现政府股东意志的行为来讨论非实际控制人所代表的市场化力量的效果。由此,我们认为,以非实际控制人切入理解如何提高国有企业并购效率这一问题,兼具理论上和现实上的双重意义,不仅可以加深对国有企业非实际控制人治理效应的理解,还能够提供混合所有制改革政策实施的效果检验,以此为进一步完善混合所有制改革方案提供合理的政策建议。

#### (二)董事会权力视角的非实际控制人治理效应解读

在实践中,非实际控制人发挥治理效应的基本前提在于拥有“话语权”(黄速建,2014;郝云宏、汪茜,2015;蔡贵龙等,2018)。并且,为了能够充分发挥预期的监督和咨询作用,非实际控制人的“话语权”还必须具有实质性影响力。通常情况下,持有股份和拥有董事会席位均能为非实际控制人提供“话语权”。但是,持有股份只是非实际控制人的初级治理参与形式,并不一定保证非实际控制人的“话语权”有实质性影响力(蔡贵龙等,2018);相较而言,拥有董事会席位(即董事会权力)能够更为直接且有效的为非实际控制人“发声”提供保障。其原因在于:首先,非实际控制人可凭借董事会权力直接参与公司重要生产经营活动相关事项的投票。众所周知,董事会是公司内部决策控制系统的核心(Fama and Jensen, 1983),公司的经营计划和投资方案、管理层聘任、解聘以及管理层薪酬等各种事项均需要通过董事会审议才能最终得以实施。拥有董事会权力意味着非实际控制人已经进入公司的实质性权力中心,可以直接参与董事会各项议案的表决并提出具体意见。其次,拥有董事会权力还意味着非实际控制人可以获取额外的公司内部信息,使得非实际控制人的决策参与行为表现出较高的有效性。按照常规的董事会议事流程,在正式的议案讨论前,管理层需要向董事会提供议案相关的信息和资料。对于拥有董事会权力的非实际控制人而言,除了这些面向所有股东的信息,此类非实际控制人在参加董事会的过程中还可通过管理层对议案内容的说明和解释或者与管理层的沟通收集额外的信息(Kim et al., 2014)。这些额外的信息缓解了非实际控制人的信息劣势,可以帮助非实际控制人对议案做出更为准确的判断,在一定程度上避免了“参与无效”情形的出现。综上,我们认为,董事会权力事实上增强了非实际控制人“发声”的影响力和有效性;凭借董事会权力,非实际控制人可以充分且有效的参与企业生产经营活动的相关决策,通过董事会内部的沟通与协作过程来发挥治理效应,最终带来企业经营效率的提升。

#### (三)非实际控制人的董事会权力与国有企业并购效率

具体在并购场景中,非实际控制人的董事会权力将如何影响国有企业的并购效率呢?本文采用发起并购可能性和并购绩效这两个维度来反映并购效率。因此,本文的研究将具体细化为非实际控制人的董事会权力与发起并购可能性、非实际控制人的董事会权力与并购绩效这两个问题。

##### 1.非实际控制人的董事会权力与发起并购可能性

非实际控制人的董事会权力对国有企业并购效率的影响首先表现在并购项目的选择上。众所周知,是否发起并购以及发起何种并购是并购交易流程中企业面临的第一个选择也是最重要的选择。理论上,这一过程是以企业价值创造为出发点的,所选并购项目通常需要与企业在战略目标、关键资源或者产业链等方面存在

最大程度的一致性或互补性(杨道广等,2014)。但在实践中,企业并购项目却可能表现为体制因素下的价值转移或再分配的一种工具(张新,2003),呈现出一种“做得多但是做得不好”的表现。尤其是国有企业,一方面,在当前经济结构调整和产业结构优化的双重驱动下,其并购活动异常活跃;另一方面,其频繁的并购活动却并未给企业创造价值,并购效率普遍低下,如图1和图2所示。追根溯源,结合国有企业特殊的治理环境来看,我们认为,管理层和国有实际控制人的自利性动机很可能是这种非效率表现的主要驱动因素。

对于国有实际控制人而言,并购往往是政府意志内部化的载体。事实上,在政府干预的转型经济背景下,国有企业管理活动最大的特征在于:国有企业不仅承担着由政府发展战略所导致的战略性政策负担和社会性政策负担(林毅夫、李志赟,2004),还受到政府官员的政治晋升目标的影响(周黎安,2004)。在此情境下,并购活动在快速扩大企业规模和资源配置能力方面的优势凸显。具体而言,通过频繁的并购,国有企业不仅可以帮助本地困难企业“脱贫解困”,以此达成政府关于就业、养老、社会稳定等方面的目标;还可以通过快速做大产业或者集团公司规模以实现地方政府官员的政治晋升目标(潘红波等,2008)。但随之而来的问题是,这些政府主导下的“拉郎配”行为会给国有企业带来大量无价值创造能力的“政府干预型并购”(冯根福、吴林江,2001),呈现出一种虚假的繁荣。

对于国有企业管理层而言,并购活动则充当着满足其绩效考核目标的一种手段。在“做强、做优、做大”理念的倡导下,规模构成了现阶段国有企业发展与改革的一项重要目标。受其影响,国有企业管理层的考核和晋升机制均存在明显的“规模导向”(杨瑞龙等,2013)。为了缓解来自业绩考核和政治晋升的双重压力,加之考虑到并购活动在快速实现企业成长方面的优势(姜付秀等,2009),国有企业管理层有强烈的动机通过频繁的并购活动来达成“企业成长速度”指标(陈仕华等,2015)。在此过程中,管理层通过并购扩大企业规模这一行为本身不可避免地存在严重的机会主义色彩,具有较大的盲目性,由此选出的并购项目大多表现为“投机性并购”。

上述分析表明,在国有企业中,绝大多数的并购可能只是服务于国有实际控制人和管理层私利的工具;通过频繁的并购,国有实际控制人和管理层自身利益诉求得以实现,与此同时也催生了很多不应发起或者发起后并不能为企业创造价值的“投机性并购”和“政策干预型并购”。在此情境下,凭借董事会权力赋予的决策参与权,非实际控制人可对国有企业并购项目的选择进行有效的监督;如果识别到并购项目存在非经济因素干扰时,非实际控制人可“发声”要求公司进行内容调整或者直接取消议案。此外,在对上述监督作用存在合理预期的情况下,国有企业实际控制人或管理层也会有意识地减少通过并购活动攫取私利的行为。可以说,非实际控制人董事会权力的存在很可能健全了国有企业并购项目选择的微观决策机制;在其监督和约束下,国有企业很可能会主动或者被动地减少这类“偷梁换柱”式的并购活动。具体表现为:当非实际控制人能够进入董事会参与决策时,国有企业在并购项目的选择上将更加谨慎,频繁的并购活动将会受到约束。据此,本文提出研究假设1。

假设1:当非实际控制人具有董事会权力时,国有企业发起并购的可能性更低。

## 2.非实际控制人的董事会权力与并购绩效

理论上,并购绩效的好坏主要取决于并购项目的审慎选择和并购后期高效的管理整合。因此,非实际控制人的董事会权力必然会通过这两个途径来作用于并购绩效。

首先,如果假设1成立,这意味着非实际控制人可凭借董事会权力约束管理层和国有实际控制人的自利性行为对并购项目选择的影响;由此,国有企业并购活动会更多出于经济目标而非政治目标,具有更高的价值创造潜力。

其次,非实际控制人还可凭借董事会权力为国有企业并购后的管理整合提供一定支持。众所周知,并购整合过程是一个极为复杂的系统工程,涉及并购双方的战略、文化、资源、组织和责任等多方面内容的整合(崔永梅、余璇,2011)。这项工作的顺利进行通常对管理层的领导力和努力程度具有较高的要求(唐兵等,2012)。但在实践中,一方面,由于存在能力的局限性,管理层可能无法应对整合过程中所有的不确定因素;另

一方面,由于并购整合后的效益显现是中长期的而且是无形的(杨大楷,2002),在现行的薪酬激励制度下,管理层可能缺乏足够的动力去参与并购整合。在此情境下,作为企业并购整合计划和整合执行过程的参与者,非实际控制人可凭借其董事会权力发挥以下作用:(1)非实际控制人可充当软性资源的提供者,就并购整合计划或者后期执行过程中所遇到的问题,提出可供参考的意见,帮助企业顺利地开展并购整合;(2)非实际控制人的监督作用还可在并购整合执行过程中继续发挥作用,以此避免管理层消极怠惰、不作为对并购整合工作的不利影响。由此可以预期,非实际控制人可凭借董事会权力发挥监督和咨询的作用,以此实质性地减少管理层有意识或无意识的低效率行为,最终带来并购后整合能力的提高。

综合上述分析,我们认为,非实际控制人董事会权力的存在不仅可以促使国有企业选择具有价值增值潜力的并购项目,还能够提高并购后的管理整合能力;在两者的综合作用下,可以预期,国有企业的并购绩效将可能大为提高。据此,本文提出研究假设2。

假设2:当非实际控制人具有董事会权力时,国有企业的并购绩效更好。

### 三、研究设计

#### (一)国有上市公司非实际控制人的控制权及董事会权力分布状况分析

如前文所述,国有企业的非实际控制人是本文的关注重点。事实上,非实际控制人是一个存在错综复杂关联关系且利益目标多元化的群体,难以进行整体性的评价。因此,在正式考察非实际控制人的董事会权力与国有企业并购效率的关系之前,本文重新梳理了国有企业的“股东关系”并确定了其控制权结构,以此为基础,简要分析了非实际控制人的控制权及董事会权力的分布现状。

首先,结合终极控制权理论,本文在充分考虑“股东关系”的基础上,确定了国有企业的控制权结构。具体操作步骤如下:(1)分析国有上市公司披露的前十大股东,在排除不具有治理动机的特殊类型股东<sup>③</sup>、与其他股东不存在关联关系的自然人股东的基础上,追溯剩余股东的终极控制人,并按照其归属划分为不同的“股东集团”,即国有实际控制人、第一大非实际控制人、第二大非实际控制人、第三大非实际控制人,以此类推;(2)基于“股东集团”的重新分类,将属于同一“股东集团”股东的控制权比例和董事会席位进行整合,由此得到了国有企业每个“股东集团”的控制权比例和董事会权力。不同于现有研究或是简单地将大股东与其他股东对立(孙兆斌,2006;吴红军、吴世农,2009),或是将具有同一产权性质非实际控制人视作利益整体(郝阳、龚六堂,2017;蔡贵龙等,2018)的做法,本文所用划分方法充分考虑了各个“股东集团”之间的利益独立性,能够更为准确、全面地反映国有企业内部各“股东集团”的资本和董事会权力的分布状况。

基于国有企业的控制权结构,我们进一步分析了非实际控制人的控制权和董事会权力的配置现状。表1列示了2007~2015年国有上市公司前三大非实际控制人的控制权及董事会权力的描述性统计结果。整体而言,可以看出,在8682个国有企业总样本中,删除特殊类型股东和自然人股东以后,存在第一大非实际控制人的有效样本高达8405,占总样本的96.81%,明显高于存在第二大和第三大非实际控制人的有效样本数量(即7796和6867)。这一结果表明,相较于第二大和第三大非实际控制人,第一大非实际控制人的特殊类型股东和自然人股东更少,此类非实际控制人在国有企业更具普遍性。就非实际控制人的控制权比例而言,如Panel A所示,第一大非实际控制人控制权比例的均值为5.296,而第二大和第三大非实际控制人的对应数值分别为1.983和1.273。从这一结果可以看出,第一大非实际控制人的控制权比例平均而言超过了现有研究(Kim, 2010; Basu

表1 2007~2015年国有上市公司前三大非实际控制人的控制权及董事会权力状况描述性统计

Panel A 国有上市公司前三大非实际控制人的控制权分布情况									
	总样本	有效样本	SD	Mean	Min	P50	P75	P90	Max
NonControl1	8682	8405	6.404	5.296	0.000	2.790	6.500	14.980	54.620
NonControl2	8682	7796	2.287	1.983	0.016	1.290	2.480	4.240	28.450
NonControl3	8682	6867	1.259	1.273	0.008	0.900	1.690	2.690	11.770
Panel B 国有上市公司前三大非实际控制人董事会权力有无分布情况									
	总样本	有效样本	SD	Mean	Min	P50	P75	P90	Max
Seat1_Dum	8682	8405	0.459	0.301	0	0	1	1	1
Seat2_Dum	8682	7796	0.298	0.098	0	0	0	0	1
Seat3_Dum	8682	6867	0.198	0.041	0	0	0	0	1
Panel C 国有上市公司前三大非实际控制人董事会权力相对比例分布情况									
	总样本	有效样本	SD	Mean	Min	P50	P75	P90	Max
Seat1_Num	8682	8405	0.069	0.039	0.000	0.000	0.083	0.130	0.429
Seat2_Num	8682	7796	0.032	0.010	0.000	0.000	0.000	0.000	0.333
Seat3_Num	8682	6867	0.020	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.222



et al., 2016)和我国《证券法》划定的5%标准,潜在治理动机较高。相较而言,第二大和第三大非实际控制人的控制权比例聚集在1%左右,由于与公司的利益绑定程度较低,治理动机较弱。就非实际控制人的董事会权力而言,如Panel B所示,30.1%的第一大非实际控制人具有董事会权力,而对第二大和第三大非实际控制人来说,这一数值分别为9.8%和4.1%,表明第一大非实际控制人拥有董事会权力在国有企业中是更为普遍的情况。进一步,如Panel C所示,第一大非实际控制人董事会权力相对比例的均值为0.039,明显高于其他两大非实际控制人。综上,可以认为,相较于第二大和第三大非实际控制人,第一大非实际控制人的控制权比例更高,具有更强的潜在治理动机;并且,第一大非实际控制人更容易获得董事会权力。

基于上述特点,在后续的分析中,我们优先将第一大非实际控制人作为主要研究对象,以此来检验国有企业非实际控制人的董事会权力的治理效应。这种做法的合理之处在于:首先,充分利用了第一大非实际控制人在控制权(即治理动机)和董事会权力分布上的优势;其次,有助于后文通过区分第一大非实际控制人性质,来深入挖掘非实际控制人董事会权力影响国有企业并购活动的内在逻辑。

## (二)样本与数据

由于非实际控制人的确定需要依托于公司的股权结构,且股权分置改革对国有企业股权结构有着重要影响(林莞娟等,2016),本文选择将2007年作为研究起始时间点。此外,考虑到并购绩效变量的计算涉及未来两期值,故本文特别将假设1的研究样本限定为2007~2015年期间的国有上市公司,将假设2的研究样本集中于2007~2015年期间发生了并购交易事件的国有上市公司。在此基础上,借鉴现有研究,我们进行了如下数据筛选:(1)剔除并购交易没有最终成功的样本;(2)剔除交易标的并非股权的样本;(3)如果同一公司同一年度发生多起并购,仅保留第一次并购;(4)剔除金融行业样本;(5)剔除财务数据异常样本(如营业收入或资产小于0、资产负债率 $\geq 1$ 或 $\leq 0$ 的公司);(6)剔除相关财务数据不全样本。最终假设1得到7580个观测值;对于假设2,因并购绩效度量方式的不同,观测值分别为1407(并购经营绩效)和1359(并购市场绩效)。构建非实际控制人的董事会权力变量所用董事会席位数据主要通过翻阅上市公司公开披露年报信息以及其他网络信息整理而来;其他相关数据均来自CSMAR数据库。

## (三)模型构建

为了检验假设1,本文构建了以下模型:

$$M\&A = \alpha + \beta_1 \times \{Seat1\_Dum / Seat1\_Num\} + \beta_2 \times Size + \beta_3 \times Roa + \beta_4 \times Growth + \beta_5 \times Cash + \beta_6 \times PPE + \beta_7 \times Oversea + \beta_8 \times Seat\_other + \beta_9 \times Pay + \beta_{10} \times Stock + \beta_{11} \times GDP + \{Year/Industry\ Fixed\ Effect\} + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $M\&A$ 为度量国有企业发起并购可能性的虚拟变量,当企业在当年发起并购重组时,取1,否则取0。鉴于 $M\&A$ 为二值变量,后文模型(1)的估计采用Logit模型。主要考察变量衡量了第一大非实际控制人的董事会权力,包括董事会权力的有无( $Seat1\_Dum$ )和相对比例( $Seat1\_Num$ )两个指标。其中,变量 $Seat1\_Dum$ 刻画了第一大非实际控制人董事会权力的有无,当第一大非实际控制人拥有董事会席位时,取1,否则取0;变量 $Seat1\_Num$ 测度了第一大非实际控制人董事会权力的相对比例大小,表示为第一大非实际控制人董事会席位数量与董事会总人数的比值。一般而言,当 $Seat1\_Dum$ 取1或者 $Seat1\_Num$ 数值较大时,表明第一大非实际控制人的董事会权力较强。

此外,我们还控制了其他可能影响企业发起并购可能性的变量。首先,借鉴现有研究(Huang et al., 2014; 张雯等, 2013; 陈仕华等, 2015; 李善民等, 2015),我们控制了公司规模( $Size$ )、盈利能力( $Roa$ )、成长性( $Growth$ )、现金持有( $Cash$ )、固定资产比例( $PPE$ )等公司自身经营特征变量。其次,我们在模型中还引入了刻画高管激励的两个变量,即高管薪酬( $Pay$ )和高管持股( $Stock$ ),用以控制高管激励对其并购偏好的影响(Datta et al., 2001)。另外,考虑到海外经历同样会影响高管的并购偏好(Giannetti et al., 2015),本文将高管海外经历变量( $Oversea$ )也纳入模型。与此同时,为了控制其他非实际控制人派驻董事以及外部董事的潜在影响,我们在模型中还特别添加了其他董事变量( $Seat\_other$ )。最后,我们在模型中还控制了公司注册地的人均GDP( $GDP$ ),用以控制地区经济发展水平的潜在影响。

为了检验假设2,本文构建了以下模型:

$$M\&A\ Performance = \alpha + \beta_1 \times \{Seat1\_Dum / Seat1\_Num\} + \beta_2 \times Size + \beta_3 \times Lev + \beta_4 \times Growth + \beta_5 \times PPE + \beta_6 \times Cash + \beta_7 \times Ret + \beta_8 \times Age + \beta_9 \times Top5sale + \beta_{10} \times Advisor + \beta_{11} \times Deal + \beta_{12} \times Seat\_other + \beta_{13} \times Pay + \beta_{14} \times Stock + \beta_{15} \times GDP + \{Year/Industry\ Fixed\ Effect\} + \varepsilon \quad (2)$$

其中,*M&A Performance* 为并购绩效变量,以并购经营绩效( $\Delta ROA$ )和并购市场绩效( $\Delta Q1$ )表示。借鉴现有研究(张雯等,2013;陈仕华等,2015;陈胜蓝、马慧,2017),本文以并购首次公告日前后两年的 *ROA* 变化量来表示并购经营绩效( $\Delta ROA$ ),用并购首次公告日前后两年的 *Tobins' Q1* 变化量来刻画并购市场绩效( $\Delta Q1$ )。一般而言,上述两个指标的数值越大,表明并购绩效越好。主要考察变量是第一大非实际控制人的董事会权力,包括董事会权力的有无(*Seat1\_Dum*)和相对比例(*Seat1\_Num*)两个指标。具体定义方式如前所述。

此外,我们还控制了其他可能影响并购绩效的变量。首先,考虑到公司自身因素对并购绩效的重要影响,借鉴现有研究(Huang et al., 2014;李善民、朱滔,2006;潘红波、余明桂,2011;王艳、阚铎,2014;陈仕华等,2015;陈胜蓝、马慧,2017),我们在模型中控制了公司的规模(*Size*)、负债情况(*Lev*)、成长性(*Growth*)、现金持有(*Cash*)、固定资产比例(*PPE*)、股票回报率(*Ret*)、成立时间(*Age*)、经营稳定性(*Top5sale*)等变量。其次,为了控制并购交易自身特征的影响(潘红波、余明桂,2011;陈仕华等,2015),本文还将相对交易规模(*Deal*)、是否聘请财务顾问(*Advisor*)纳入模型。另外,我们还控制了高管薪酬(*Pay*)、高管持股(*Stock*)以及其他董事(*Seat\_other*)等反映公司治理特征的变量。最后,借鉴潘红波和余明桂(2011)的做法,我们还引入公司注册地的人均GDP(*GDP*)作为控制变量。

## 四、实证结果

### (一)主要变量描述性统计与分析

为克服极端值的影响,本文对所有连续变量前后各进行1%的 Winsorize 处理。表3报告了主要变量的描述性统计结果。可以看出,变量 *M&A* 的均值为0.243,表明样本期间24.3%的国有企业发起了并购。进一步,

对于发起并购的国有企业,其并购经营绩效 $\Delta ROA$ 和并购市场绩效 $\Delta Q1$ 的均值分别为-0.006和-0.156,表明国有企业的并购活动在2年期限内并不能完全达到提高企业绩效的预期,在一定程度上验证了王艳和阚铎(2014)的观点。此外,对于第一大非实际控制人的董事会权力变量,*Seat1\_Dum*的均值为0.302,说明样本期间约1/3的国有企业第一大非实际控制人具有董事会席位;*Seat1\_Num*的均值为0.032,意味着样本期间第一大非实际控制人的董事会席位数量平均占董事会总人数的3.2%。整体而言,*Seat1\_Dum*和*Seat1\_Num*的描述性统计结果表明,在样本

表2 变量定义

变量名	变量	变量定义
发起并购可能性	<i>M&amp;A</i>	虚拟变量。当企业发起并购重组时,取1,否则取0
并购经营绩效	$\Delta ROA$	并购首次公告日前后两年的 <i>ROA</i> 变化量,其计算公式表示为:(并购后两年 <i>ROA</i> 的均值-并购前两年 <i>ROA</i> 的均值)
并购市场绩效	$\Delta Q1$	并购首次公告日前后两年的 <i>Tobins' Q1</i> 变化量,其计算公式表示为:(并购后两年 <i>Tobins' Q1</i> 的均值-并购前两年 <i>Tobins' Q1</i> 的均值)。其中, <i>Tobins' Q1</i> 的定义为(流通股份数每股价格×每股股价+非流通股股份数×每股净资产+负债账面价值)/总资产
第一大非实际控制人董事会权力有无	<i>Seat1_Dum</i>	虚拟变量。当第一大非实际控制人具有董事会席位时,取1,否则取0
第一大非实际控制人董事会权力相对比例	<i>Seat1_Num</i>	第一大非实际控制人的董事会席位数量/董事会总人数
公司规模	<i>Size</i>	公司市值的自然对数
偿债能力	<i>Lev</i>	资产负债率
盈利能力	<i>Roa</i>	总资产收益率
成长性	<i>Growth</i>	总资产增长率:(期末总资产-期初总资产)/期初总资产
现金持有	<i>Cash</i>	货币资金/总资产
固定资产比例	<i>PPE</i>	固定资产/总资产
成立时间	<i>Age</i>	Ln(公司上市时间+1)
股票回报率	<i>Ret</i>	考虑现金红利再投资的年度收益率
经营稳定性	<i>Top5sale</i>	前五大客户销售收入/总销售收入
相对交易规模	<i>Deal</i>	并购交易金额与总资产的比值
财务顾问	<i>Advisor</i>	虚拟变量。当公司在并购交易中聘请财务顾问时,取1,否则取0
高管海外经历	<i>Oversea</i>	虚拟变量。当公司高管具有海外经历时,取1,否则取0
高管薪酬	<i>Pay</i>	高管薪酬总额
高管持股	<i>Stock</i>	高管持股比例
其他董事	<i>Seat_other</i>	(除第一大以外其他非实际控制人派驻董事数量+与企业利益各方不存在关联关系的除独立董事以外的外部董事数量)/董事会总人数
人均GDP	<i>GDP</i>	公司注册地所在省份人均GDP



期间国有企业中,第一大非实际控制人具有一定的董事会权力,但董事会权力的程度较低。

根据第一大非实际控制人是否具有董事会权力分组后,我们比较了两类国有企业发起并购可能性以及并购绩效。见表4,就发起并购可能性而言,第一大非实际控制人具有董事会权力的国有企业发起并购可能性的均值和中位数均显著小于第一大非实际控制人无董事会权力的公司,表明相较于第一大非实际控制人无董事会权力的公司,第一大非实际控制人有董事会权力的国有企业更少地发起并购,支持了假设1。就并购绩效而言,第一大非实际控制人有董事会权力公司的并购经营绩效( $\Delta ROA$ )显著高于第一大非实际控制人无董事会权力公司,均值相差0.007,中位数相差0.005,均在5%水平上显著;同样的,当使用并购市场绩效( $\Delta Q1$ )来衡量时,第一大非实际控制人有董事会权力公司的均值和中位数也都显著高于第一大非实际控制人无董事会权力公司,差值分别为0.157和0.071,且均在5%水平上显著。上述结果初步验证了假设2的观点,发现相较于第一大非实际控制人没有董事会权力的公司,第一大非实际控制人有董事会权力公司的并购绩效更高。

## (二)主回归分析

### 1. 第一大非实际控制人的董事会权力与发起并购可能性

表5报告了假设1的回归结果。见回归(1),第一大非实际控制人董事会权力有无变量(*Seat1\_Dum*)的回归系数显著为负( $p<0.01$ ),说明当第一大非实际控制人具有董事会权力时,国有企业会更不可能发起并购。进一步,见回归(2),第一大非实际控制人的董事会权力相对比例变量(*Seat1\_Num*)与发起并购可能性变量(*M&A*)显著负相关( $p<0.01$ ),表明第一大非实际控制人的董事会权力相对比例越大,国有企业发起并购的可能性越低。综上,上述回归结果验证了假设1,表明当非实际控制人具有董事会权力或董事会权力较大时,国有企业并购会更加审慎,相应的并购发生的可能性更低。

### 2. 第一大非实际控制人的董事会权力与并购绩效

表6提供了假设2的回归结果。见回归(1)~回归(4),第一大非实际控制人的董事会权力变量(*Seat1\_Dum*和*Seat1\_Num*)与并购经营绩效( $\Delta ROA$ )、并购市场绩效( $\Delta Q1$ )均呈现出显著的正相关关系( $p<0.05$ 或 $p<0.1$ ),说明第一大非实际控制人具有董事会权力或其董事会权力较大时,国有企业的并购绩效越高。这一结果也验证了假设2,表明非实际控制人的董事会权力确实有利于国有企业并购绩效的提升。

### (三)处理非实际控制人董事会权力变量的内生性问题

事实上,本文所用第一大非实际控制人的董事会权力变量可能

表5 第一大非实际控制人的董事会权力与发起并购可能性  
因变量:发起并购可能性

	(1) Coef. (z-stat.)	(2) Coef. (z-stat.)
<i>Seat1_Dum</i>	-0.181*** (-2.59)	
<i>Seat1_Num</i>		-1.710*** (-2.69)
<i>Size</i>	0.129*** (3.27)	0.128*** (3.24)
<i>Roa</i>	0.652 (0.96)	0.656 (0.96)
<i>Growth</i>	1.373*** (8.13)	1.372*** (8.12)
<i>Cash</i>	-1.310*** (-4.36)	-1.310*** (-4.36)
<i>PPE</i>	-0.346* (-1.65)	-0.347* (-1.66)
<i>Oversea</i>	-0.042 (-0.61)	-0.041 (-0.60)
<i>Seat_other</i>	-1.277** (-2.57)	-1.311*** (-2.64)
<i>Pay</i>	0.122** (2.36)	0.123** (2.38)
<i>Stock</i>	3.682 (1.49)	3.714 (1.51)
<i>GDP</i>	-0.129* (-1.73)	-0.131* (-1.74)
Constant	-3.631*** (-3.33)	-3.629*** (-3.34)
Year Fixed Effect	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes
Observations	7580	7580

注:z-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的z值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

表4 第一大非实际控制人有无董事会权力及国有企业的并购效率比较

	发起并购可能性(M&A)			并购经营业绩( $\Delta ROA$ )			并购市场业绩( $\Delta Q1$ )		
	样本量	Mean	Median	样本量	Mean	Median	样本量	Mean	Median
第一大非实际控制人有董事会权力( <i>Seat1_Dum</i> =1)	2287	0.225	0	379	-0.001	-0.003	361	-0.041	-0.064
第一大非实际控制人无董事会权力( <i>Seat1_Dum</i> =0)	5293	0.250	0	1028	-0.008	-0.008	998	-0.198	-0.135
均值检验		-0.025** (t-value: -2.344)			0.007** (t-value: 2.318)			0.157** (t-value: 2.544)	
Wilcoxon 秩和检验		-0.000** (z-value: -2.344)			0.005** (z-value: 2.311)			0.071** (z-value: 2.412)	

存在一定的内生性问题。例如,非实际控制人能够获得董事会权力的公司可能经营管理的市场化水平也较高,相应的如果此类公司开展并购活动,其并购效率也会较高。又如,可能存在某个未观测的遗漏变量,同时影响着第一大非实际控制人董事会权力和并购效率。为了排除这些内生性问题对本文研究结论的潜在干扰,借鉴朱冰等(2018)的内生性处理逻辑,本文分别采用PSM-DID模型和Heckman两阶段模型,对两个研究假设进行了再检验。

### 1.PSM-DID模型

以第一大非实际控制人董事会权力的变化作为外生冲击,将第一大非实际控制人董事会权力发生变化的公司视作实验组、第一大非实际控制人董事会权力一直无变化的公司看作对照组,本文设置了双重差分模型(3)和(4),以此检验第一大非实际控制人董事会权力对国有企业并购效率的影响。

$$M\&A = \alpha + \beta_1 Treat \times Post + \beta_2 \times Treat + \beta_3 \times Post + \beta_4 \times Size + \beta_5 \times Roa + \beta_6 \times Growth + \beta_7 \times Cash + \beta_8 \times PPE + \beta_9 \times Oversea + \beta_{10} \times Seat\_other + \beta_{11} \times Pay + \beta_{12} \times Stock + \beta_{13} \times GDP + \{Year/Industry\} Fixed Effect + \varepsilon \quad (3)$$

$$\begin{aligned} M\&A\ Performance = & \alpha + \beta_1 Treat \times Post + \beta_2 \times Treat + \beta_3 \times Post \\ & + \beta_4 \times Size + \beta_5 \times Lev + \beta_6 \times Growth + \beta_7 \times PPE + \beta_8 \times Cash \\ & + \beta_9 \times Ret + \beta_{10} \times Age + \beta_{11} \times Top5sale + \beta_{12} \times Advisor + \beta_{13} \times Deal \\ & + \beta_{14} \times Seat\_other + \beta_{15} \times Pay + \beta_{16} \times Stock + \beta_{17} \times GDP \\ & + \{Year/Industry\} Fixed Effect + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

其中,  $Post$  是测度第一大非实际控制人董事会权力发生变化时间的虚拟变量,第一大非实际控制人董事会权力发生变化之后的年份,取1,之前的年份取0。 $Treat$  是衡量第一大非实际控制人董事会权力变化的虚拟变量,当第一大非实际控制人董事会权力发生变化时,取1,当第一大非实际控制人董事会权力一直无变化时,取0。根据实践,可将第一大非实际控制人董事会权力的变化类型划分为“从无到有”和“从有到无”两类。前者的控制组为第一大非实际控制人一直无董事会权力的公司,后者的控制组则为第一大非实际控制人一直有董事会权力的公司。交互项  $Treat \times Post$  的系数反映了第一大非实际控制人董事会权力变化对国有企业并购效率的影响。当第一大非实际控制人董事会权力发生“从无到有”变化时,如果第一大非实际控制人的董事会权力确实会增强并购效率,可以预期,模型(3)中的  $\beta_1$  显著为负,模型(4)中的  $\beta_1$  显著为正;相反的,当第一大非实际控制人董事会权力发生“从有到无”变化时,按照本文研究假设,模型(3)中的  $\beta_1$  应显著为正,模型(4)中的  $\beta_1$  显著为负。

考虑到两类公司在公司特征方面可能存在的差异,在检验模型(3)和模型(4)之前,我们首先使用倾向得分匹配(PSM)方法,将第一大非实际控制人董事会权力发生变化的公司和第一大非实际控制人一直无变化公司进行匹配。以下为计算倾向得分的模型(5):

$$\begin{aligned} Treat = & \alpha + \beta_1 \times NonControl1 + \beta_2 \times State + \beta_3 \times Central + \beta_4 \\ & \times Seaport + \beta_5 \times Com\_port + \beta_6 \times Size + \beta_7 \times Lev + \beta_8 \times Loss \\ & + \beta_9 \times GDP + \{Year/Industry\} Fixed Effect + \varepsilon \end{aligned} \quad (5)$$

其中,被解释变量为虚拟变量  $Treat$ 。解释变量包括5部分:

表6 第一大非实际控制人的董事会权力与并购绩效  
因变量:并购绩效

	经营绩效 ( $\Delta ROA$ )		市场绩效 ( $\Delta Q1$ )	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
$Seat1\_Dum$	0.007** (2.38)		0.120** (2.10)	
$Seat1\_Num$		0.047* (1.82)		1.088** (2.15)
$Size$	0.001 (0.45)	0.001 (0.44)	-0.143*** (-3.97)	-0.142*** (-3.95)
$Lev$	0.026*** (3.36)	0.026*** (3.35)	0.174 (1.23)	0.176 (1.24)
$Growth$	-0.005 (-0.71)	-0.005 (-0.71)	-0.917*** (-7.42)	-0.916*** (-7.42)
$PPE$	0.015* (1.73)	0.015* (1.75)	0.026 (0.18)	0.030 (0.21)
$Cash$	0.034** (2.48)	0.034** (2.49)	0.808*** (2.87)	0.815*** (2.88)
$Ret$	0.019*** (5.71)	0.019*** (5.70)	0.465*** (6.36)	0.464*** (6.35)
$Age$	0.007*** (2.91)	0.007*** (2.79)	0.132** (2.15)	0.131** (2.17)
$Top5sale$	-0.002* (-1.85)	-0.002* (-1.79)	-0.042* (-1.66)	-0.041 (-1.60)
$Advisor$	0.015*** (2.93)	0.015*** (2.97)	-0.019 (-0.18)	-0.015 (-0.14)
$Deal$	0.016** (2.28)	0.016** (2.25)	-0.029 (-0.24)	-0.033 (-0.27)
$Seat\_other$	0.000 (0.01)	0.002 (0.09)	0.209 (0.52)	0.241 (0.60)
$Pay$	-0.004** (-2.13)	-0.004** (-2.11)	0.005 (0.13)	0.005 (0.11)
$Stock$	0.123 (1.30)	0.122 (1.30)	-1.187 (-1.03)	-1.190 (-1.03)
$GDP$	0.003 (1.00)	0.003 (1.00)	-0.081 (-1.32)	-0.081 (-1.31)
Constant	-0.016 (-0.43)	-0.016 (-0.43)	4.123*** (5.15)	4.101*** (5.12)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1407	1407	1359	1359
R-squared	0.161	0.160	0.357	0.357

注:t-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

(1)第一大非实际控制人控制权相对比例(*NonControl1*)、第一大非实际控制人是否为国有(*State*)等反映第一大非实际控制人特征的变量。(2)测度国有实际控制人类别的变量:是否为央企*Central*。(3)反映国企改革程度的两个外生变量:注册地所在省份的沿海港口数量(*Seaport*)和第一次鸦片战争至新中国成立之前是否被迫开放为商埠(*Com\_Port*)<sup>④</sup>。按照Fan等(2013)和蔡贵龙等(2018)的解释,港口数量较多或曾被迫开放为商埠的地区对外开放水平较高,制度建设较为完善,国有企业改革程度也较高,相应的第一大非实际控制人也更能够获得董事会权力。(4)公司规模(*Size*)、负债情况(*Lev*)、是否亏损(*Loss*)等公司特征变量。(5)反映企业经营环境的变量:注册地人均GDP(*GDP*)。

基于模型(5),我们以第一大非实际控制人董事会权力变化的第一年为基准,将实验组和控制组公司进行匹配,并按照实验组公司确定*Post*变量,由此得到了匹配样本。基于匹配后的样本,我们估计了模型(3)和模型(4)。表7是基于PSM-DID模型对假设1进行检验的结果。见回归(1),可以看出,当第一大非实际控制人董事会权力发生“从无到有”变化时,*Treat*×*Post*的系数显著为负( $p<0.1$ ),表明相较于第一大非实际控制人一直无董事会权力的公司,实验组公司在第一大非实际控制人获得董事会权力后,更少的发起并购;进一步,见回归(2),当第一大非实际控制人董事会权力发生“从有到无”变化时,*Treat*×*Post*的系数显著为正( $p<0.1$ ),说明相较于第一大非实际控制人一直有董事会权力的公司,实验组公司在第一大非实际控制人失去董事会权力后,更多地发起了并购。表8是基于PSM-DID模型对假设2进行检验的结果。与预期一致,我们发现,当第一大非实际控制人董事会权力发生“从无到有”变化时,*Treat*×*Post*的系数显著为正( $p<0.01$ 或 $p<0.05$ ),说明相较于控制组公司,在实验组公司中,第一大非实际控制人获得董事会权力后,其并购后的绩效更高;与之相反,当第一大非实际控制人董事会权力发生“从有到无”变化时,*Treat*×*Post*的系数显著为负( $p<0.01$ 或 $p<0.05$ ),表明相较于控制组公司,实验组公司在第一大非实际控制人失去董事会权力后,并购后的绩效显著降低。综上,基于PSM-DID模型的回归结果再次验证了本文研究假设,表明第一大非实际控

表7 基于PSM-DID模型对假设1的检验

	因变量:发起并购可能性	
	(1) “从无到有”	(2) “从有到无”
	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.530* (-1.70)	0.532* (1.67)
<i>Treat</i>	0.207 (0.94)	-0.010 (-0.04)
<i>Post</i>	0.344 (1.25)	-0.206 (-0.68)
<i>Size</i>	0.185** (2.14)	0.251** (2.54)
<i>Roa</i>	0.801 (0.54)	-1.903 (-1.43)
<i>Growth</i>	2.178*** (6.34)	1.167*** (3.63)
<i>Cash</i>	-2.487*** (-3.58)	-0.338 (-0.56)
<i>PPE</i>	-0.445 (-1.20)	0.347 (0.81)
<i>Oversea</i>	-0.109 (-0.77)	-0.053 (-0.39)
<i>Seat_other</i>	-2.549*** (-2.69)	-2.074** (-2.56)
<i>Pay</i>	0.063 (0.58)	0.148 (1.23)
<i>Stock</i>	7.573** (2.11)	-1.159 (-0.37)
<i>GDP</i>	-0.044 (-0.29)	-0.045 (-0.30)
Constant	-4.682** (-2.11)	-8.409*** (-3.45)
Year Fixed Effect	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes
Observations	1501	2063

注:z-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的z值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

表8 基于PSM-DID模型对假设2的检验

	因变量:并购绩效			
	(1) “从无到有”	(2) “从无到有”	(3) “从有到无”	(4) “从有到无”
	经营绩效 ( $\Delta ROA$ )	市场绩效 ( $\Delta Q1$ )	经营绩效 ( $\Delta ROA$ )	市场绩效 ( $\Delta Q1$ )
	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.042*** (3.19)	0.525** (2.19)	-0.037** (-2.47)	-0.483*** (-2.66)
<i>Treat</i>	-0.018* (-1.94)	-0.313** (-2.31)	0.018** (2.05)	0.138 (1.12)
<i>Post</i>	-0.033*** (-2.98)	-0.553*** (-2.82)	0.027** (1.98)	0.355** (2.17)
<i>Size</i>	-0.002 (-0.43)	-0.113 (-1.33)	0.000 (0.12)	-0.156** (-2.24)
<i>Lev</i>	0.033* (1.94)	0.222 (0.82)	0.048*** (3.01)	0.265 (1.07)
<i>Growth</i>	0.010 (0.52)	-0.750*** (-3.16)	0.001 (0.09)	-1.074*** (-4.35)
<i>PPE</i>	0.023 (1.20)	-0.435 (-1.54)	0.049** (2.28)	-0.315 (-0.94)
<i>Cash</i>	0.100*** (2.76)	1.272 (1.62)	0.047* (1.69)	0.647 (1.28)
<i>Ret</i>	0.015* (1.94)	0.200 (1.23)	0.013* (1.89)	0.488*** (3.19)
<i>Age</i>	0.027*** (4.06)	0.313** (2.48)	0.008* (1.66)	0.154 (1.43)
<i>Top5sale</i>	-0.001 (-0.25)	0.081* (1.69)	-0.002 (-0.62)	-0.052 (-1.13)
<i>Advisor</i>	0.025** (2.05)	-0.041 (-0.22)	0.012 (1.45)	-0.039 (-0.16)
<i>Deal</i>	0.010 (0.52)	0.013 (0.03)	0.031*** (3.20)	-0.285 (-0.79)
<i>Seat_other</i>	0.009 (0.16)	0.420 (0.52)	-0.042 (-0.85)	0.993 (1.37)
<i>Pay</i>	-0.007 (-1.42)	-0.018 (-0.19)	-0.010** (-1.97)	-0.045 (-0.49)
<i>Stock</i>	0.267* (1.73)	6.992** (2.20)	0.065 (0.23)	-3.494 (-1.01)
<i>GDP</i>	0.001 (0.17)	-0.250** (-2.23)	0.014** (2.10)	-0.105 (-0.93)
Constant	0.075 (0.81)	5.648*** (3.55)	-0.089 (-1.04)	5.707*** (4.03)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	278	268	359	345
R-squared	0.236	0.464	0.266	0.414

注:t-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。



制人的董事会权力确实存在治理效应,会带来国有企业并购效率的提升。

进一步,借鉴 Luong 等(2017)的检验逻辑,我们还对匹配样本是否满足平行趋势假设进行了检验。理论上,为了确保 DID 模型估计的有效性,在“实验”开始前,实验组和控制组在因变量的取值趋势上应无明显差异。应用到本文场景中,如果满足平行趋势假设,在第一大非实际控制人董事会权力发生变化之前,第一大非实际控制人董事会权力发生变化的公司(实验组)和第一大非实际控制人董事会权力一直无变化的公司(控制组)在发起并购可能性和并购绩效两个变量的取值上应该不存在显著差异。如表 9 所示,在第一大非实际控制人董事会权力发生“从无到有”变化的公司,在变化发生前,发起并购可能性、并购经营绩效和并购市场绩效 3 个关键变量在实验组和控制组之间有差异但都不显著;与此类似,在第一大非实际控制人董事会权力发生“从有到无”变化的公司,在变化发生前,实验组和控制组的上述 3 个关键变量的取值也不存在显著差异。以上检验结果表明,本文所用匹配样本是满足平行趋势假设的,证明以 PSM-DID 方法得到的结果具有可靠性。

## 2. Heckman 两阶段模型

如前所述,第一大非实际控制人的董事会权力与并购效率之间的关系很可能是企业自选择的结果。为了排除这种自选择效应对研究结论的干扰,我们采用 Heckman 两阶段模型重新检验了两个研究假设。鉴于第一大非实际控制人获得董事会权力和第一大非实际控制人具有董事会权力存在一定的逻辑一致性,在第一阶段回归中,我们沿用模型(5),将被解释变量替换为第一大非实际控制人董事会权力有无变量 *Seat1\_Dum*。进一步,将第一阶段计算得到的 *IMR* 作为控制变量,我们重新回归了模型(1)和模型(2),结果见表 10 和表 11。可以看出, *IMR* 在所有回归中均不显著,表明不存在显著的自选择效应;并且,在控制了自选择效应的影响后,本文研究结论未发生变化,再次验证了第一大非实际控制人的董事会权力对国有企业并购效率的促进作用。

综上,在控制了两种潜在的内生性问题之后,PSM-DID 模型和 Heckman 两阶段模型的检验结果仍支持了本文所提研究假设,表明非实际控制人的董事会权力确实存在治理效应。

表 9 平行趋势假设检验

		董事会权力发生变化 的公司	董事会权力一直无变化的公司	差值	t 值
“从无到有”	发起并购可能性	0.2861	0.2655	0.0206	0.596
	并购经营绩效	-0.0045	0.0098	-0.0143	-1.467
	并购市场绩效	-0.2138	-0.0456	-0.1682	0.917
“从有到无”	发起并购可能性	0.2077	0.2236	-0.0159	-0.455
	并购经营绩效	0.0004	-0.0143	0.0147	1.37
	并购市场绩效	-0.0971	-0.0169	-0.0802	-0.349

表 11 基于 Heckman 两阶段模型对假设 2 的检验

		因变量: 并购绩效			
		经营绩效 ( $\Delta ROE$ )		市场绩效 ( $\Delta Q1$ )	
		(1)	(2)	(3)	(4)
		Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
<i>Seat1_Dum</i>		0.008** (2.07)		0.146** (2.04)	
<i>Seat1_Num</i>			0.047 (1.38)		1.321** (2.01)
<i>Size</i>		0.001 (0.37)	0.001 (0.43)	-0.145*** (-4.00)	-0.144*** (-3.99)
<i>Lev</i>		0.025*** (3.26)	0.026*** (3.31)	0.166 (1.15)	0.168 (1.17)
<i>Growth</i>		-0.005 (-0.65)	-0.005 (-0.70)	-0.909*** (-7.34)	-0.908*** (-7.38)
<i>PPE</i>		0.015* (1.75)	0.015* (1.74)	0.031 (0.21)	0.035 (0.25)
<i>Cash</i>		0.034** (2.49)	0.034** (2.48)	0.810*** (2.87)	0.818*** (2.89)
<i>Ret</i>		0.019*** (5.67)	0.019*** (5.69)	0.463*** (6.32)	0.462*** (6.32)
<i>Age</i>		0.007*** (2.94)	0.007*** (2.79)	0.134** (2.18)	0.133** (2.19)
<i>Top5sale</i>		-0.002* (-1.86)	-0.002* (-1.78)	-0.043* (-1.68)	-0.041 (-1.61)
<i>Advisor</i>		0.015*** (2.93)	0.015*** (2.97)	-0.020 (-0.19)	-0.015 (-0.14)
<i>Deal</i>		0.016** (2.29)	0.016** (2.25)	-0.028 (-0.23)	-0.033 (-0.27)
<i>Seat_other</i>		0.002 (0.07)	0.002 (0.09)	0.240 (0.59)	0.279 (0.68)
<i>Pay</i>		-0.004** (-2.08)	-0.004** (-2.09)	0.006 (0.15)	0.006 (0.13)
<i>Stock</i>		0.126 (1.34)	0.122 (1.30)	-1.126 (-0.97)	-1.130 (-0.97)
<i>GDP</i>		0.003 (1.01)	0.003 (1.00)	-0.080 (-1.30)	-0.080 (-1.30)
<i>IMR</i>		0.001 (0.45)	0.000 (0.01)	0.012 (0.54)	0.012 (0.53)
Constant		-0.016 (-0.44)	-0.016 (-0.43)	4.119*** (5.14)	4.094*** (5.10)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1406	1406	1358	1358	1358
R-squared	0.161	0.159	0.354	0.354	

注: t-stat. 为经过 Robust Standard Error 和公司层面聚类 (cluster) 修正后的 t 值; \*\*、\*、\* 分别表示 0.01、0.05、0.1 的显著性水平。

表 10 基于 Heckman 两阶段模型对假设 1 的检验

		因变量: 发起并购可能性	
		(1)	(2)
		Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)
<i>Seat1_Dum</i>		-0.243*** (-2.64)	
<i>Seat1_Num</i>			-2.340*** (-2.81)
<i>Size</i>		0.137*** (3.40)	0.136*** (3.39)
<i>Roa</i>		0.616 (0.90)	0.619 (0.91)
<i>Growth</i>		1.368*** (8.14)	1.366*** (8.12)
<i>Cash</i>		-1.320*** (-4.40)	-1.322*** (-4.41)
<i>PPE</i>		-0.356* (-1.71)	-0.358* (-1.72)
<i>Oversea</i>		-0.044 (-0.65)	-0.043 (-0.63)
<i>Seat_other</i>		-1.347*** (-2.68)	-1.408*** (-2.79)
<i>Pay</i>		0.119** (2.31)	0.120** (2.33)
<i>Stock</i>		3.570 (1.45)	3.592 (1.46)
<i>GDP</i>		-0.133* (-1.77)	-0.135* (-1.80)
<i>IMR</i>		-0.030 (-1.00)	-0.034 (-1.14)
Constant		-5.377*** (-4.21)	-5.325*** (-4.16)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Observations	7576	7576	7576

注: z-stat. 为经过 Robust Standard Error 和公司层面聚类 (cluster) 修正后的 z 值; \*\*、\*、\* 分别表示 0.01、0.05、0.1 的显著性水平。

## (四)其他稳健性测试

## 1.使用并购频率

按照前文的逻辑,第一大非实际控制人董事会权力的存在会促使国有企业更加审慎的选择并购项目。这种影响对于国有企业而言,除了可以减少发起并购的可能性,事实上也能够降低同一年发起并购的频率。有鉴于此,为了提高研究结论的稳健性,我们以并购频率作为被解释变量,使用Poisson回归方法,重新检验了假设1。见表12,可以看出,第一大非实际控制人董事会权力变量 $Seat1\_Dum$ 和 $Seat1\_Num$ 的回归系数均显著为负( $p<0.01$ )。这一发现与前文研究结论一致,再次验证了假设1的观点。

## 2.使用其他并购绩效度量方式

以 $ROE$ 和 $Tobin'Q2$ <sup>⑤</sup>度量并购经营绩效和并购市场绩效,本文重新检验了假设2。见表13,与前文一致,第一大非实际控制人董事会权力( $Seat1\_Dum$ 和 $Seat1\_Num$ )与两个其他并购绩效变量均显著正相关( $p<0.05$ 和 $p<0.1$ )。

## 五、进一步分析与讨论

## (一)分样本分析:非实际控制人董事会权力的治理效应差异

前文分析表明,当第一大非实际控制人具有董事会权力时,国有企业发起并购的可能性更低,且并购后的绩效更好。但不同性质的非实际控制人在董事会权力相同的情况下是否会发挥类似的治理效应,或非实际控制人的董事会权力对于不同行政级别归属的国有企业发挥的治理效应是否存在差别?这仍然需要进一步的讨论。如前所述,非实际控制人的治理效应是通过与国有实际控制人、管理层在董事会进行博弈来实现的。诚然,董事会席位赋予了非实际控制人参与公司决策的名义权力,但是在一定程度上,非实际控制人能否在博弈过程中施加实质性影响力还受制于其自身的政治地位以及对手方(即国有实际控制人)的政治地位。例如,Attig等(2009)就发现不同性质股东的制衡作用存在较大差异。这意味着,除了董事会席位这一客观因素,博弈双方的政治地位差异程度同样决定着非实际控制人董事会权力的治理效应强弱。因此,通过分别区分第一大非实际控制人和国有实际控制人的性

表12 使用并购频率

因变量:并购频率		
	(1)	(2)
	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)
$Seat1\_Dum$	-0.206*** (-2.84)	
$Seat1\_Num$		-1.963*** (-2.99)
$Size$	0.188*** (4.48)	0.187*** (4.45)
$Roa$	-0.400 (-0.54)	-0.395 (-0.53)
$Growth$	1.242*** (7.51)	1.240*** (7.49)
$Cash$	-0.837** (-2.22)	-0.835** (-2.22)
$PPE$	-0.421** (-2.00)	-0.423** (-2.01)
$Oversea$	-0.062 (-0.88)	-0.061 (-0.87)
$Seat\_other$	-1.280** (-2.29)	-1.324** (-2.38)
$Pay$	0.122** (2.18)	0.124** (2.21)
$Stock$	3.475* (1.95)	3.513** (1.97)
$GDP$	-0.159* (-1.81)	-0.161* (-1.83)
Constant	-4.921*** (-4.39)	-4.921*** (-4.39)
Year Fixed Effect	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes
Observations	7580	7580

注:z-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的z值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

表13 使用其他并购绩效变量

因变量:其他并购绩效				
	经营绩效( $\Delta ROE$ )	市场绩效( $\Delta Q2$ )		
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
$Seat1\_Dum$	0.012** (2.30)		0.106** (2.05)	
$Seat1\_Num$		0.087* (1.84)		0.896* (1.90)
$Size$	-0.002 (-0.69)	-0.002 (-0.68)	-0.108*** (-3.83)	-0.108*** (-3.80)
$Lev$	0.016 (1.07)	0.016 (1.07)	0.163 (1.29)	0.164 (1.30)
$Growth$	0.006 (0.45)	0.006 (0.45)	-0.765*** (-7.15)	-0.765*** (-7.14)
$PPE$	0.021 (1.26)	0.021 (1.27)	-0.043 (-0.33)	-0.039 (-0.31)
$Cash$	0.043 (1.43)	0.043 (1.44)	0.672*** (2.62)	0.678*** (2.63)
$Ret$	0.047*** (7.54)	0.047*** (7.54)	0.446*** (6.68)	0.445*** (6.67)
$Age$	0.009* (1.83)	0.008* (1.73)	0.099* (1.85)	0.097* (1.83)
$Top5sale$	-0.004 (-1.59)	-0.004 (-1.53)	-0.031 (-1.43)	-0.029 (-1.37)
$Advisor$	0.032*** (3.45)	0.033*** (3.50)	-0.009 (-0.10)	-0.005 (-0.06)
$Deal$	0.021 (1.54)	0.021 (1.52)	-0.006 (-0.05)	-0.009 (-0.07)
$Seat\_other$	0.020 (0.47)	0.023 (0.54)	0.212 (0.61)	0.240 (0.68)
$Pay$	-0.005 (-1.19)	-0.005 (-1.18)	-0.029 (-0.86)	-0.030 (-0.87)
$Stock$	0.174 (1.60)	0.172 (1.60)	0.158 (0.16)	0.152 (0.15)
$GDP$	0.010** (1.99)	0.010** (1.99)	-0.084 (-1.60)	-0.083 (-1.59)
Constant	-0.019 (-0.25)	-0.019 (-0.25)	4.011*** (6.12)	3.999*** (6.09)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1407	1407	1359	1359
R-squared	0.157	0.156	0.389	0.389

注:t-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

质,我们进一步分样本考察了非实际控制人董事会权力的治理效应差异。

### 1.不同性质第一大非实际控制人的董事会权力治理效应差异

在我国,不同性质股东悬殊的政治地位是现阶段国有企业产权生态中的一个现实问题。通常情况下,国有股东的政治地位最高,外资次之,民营和机构处于弱势地位。这意味着,在国有实际控制人的“政治威慑”下,非国有性质的非实际控制人可能毫无招架之力,其“发声”的能力和实质性影响力都会受到限制。并且,根据博鳌亚洲论坛的现场调查显示,90%的民营企业家长认为“即便拥有董事会席位,他们也无法充分参与到国有企业生产经营活动的决策中”<sup>⑥</sup>。这一调查结果传递出的关键信息在于:在当前混合所有制改革的机制设计尚不完备的大背景下,真正优质的非国有性质资本可能因自身利益无法充分保障而缺乏参股激励;现有的混合所有制改革实践,更多吸引的可能是持股比例较低且以短期利益为导向的非国有性质资本,其“发声”能力和动机均有限。相较而言,国有性质的非实际控制人与国有实际控制人存在较为对等的政治地位,所受局限较少,相应的可以按照相对平等的方式施加影响,其“发声”的实质性影响力可能更高。此外,值得注意的是,现阶段的国有企业改革也赋予了国有性质非实际控制人较高的“发声”动机。这一观点可从以下两方面予以理解:首先,在当下国有资产监管由“管资产”向“管资本”转换的背景下,国有企业的经营模式发生了剧烈变化,即逐步退出实体经营而转向以股权投资为主的资本运作平台。这一变化事实上也改变了诸如国有资本投资、运营公司的收入结构,增强了对投资收益的重要性。其次,根据《中央企业违规经营投资责任追究实施办法》的规定,如若国有企业在“投资参股后未行使相应股东权力,发生重大变化未及时采取止损措施”造成投资损失的,视损失程度不同,将会按照“组织处理、扣减薪酬、禁入限制、纪律处分、移送国家监察机关或司法机关”等方式进行追责。这意味着,国有企业高管的薪酬和任免与对外投资收益挂钩。因此,在国有资产保值增值压力的作用下,为了提高投资收益、维护自身利益,国有性质非实际控制人有充分的理由会积极参与治理并进行“发声”。综上,我们认为,相较于其他性质非实际控制人,国有性质第一大非实际控制人愿意“发声”且“发声”的实质性影响力可能更强;由此我们预期:当第一大非实际控制人为国有资本时,其董事会权力可能更具治理效果,能够更为显著地提升国有企业并购效率。

为了检验上述观点,根据实际情况,本文将第一大非实际控制人按性质划分为国有资本、民营、外资、机构4类。考虑到本文所用样本不存在机构性质第一大非实际控制人拥有董事会席位的情况,我们仅用第一大非实际控制人为国有资本、民营、外资这3类性质的国有上市公司子样本,重新检验了第一大非实际控制人的董事会权力与并购效率的关系。

表14报告了区分第一大非实际控制人性质分样本检验假设1的结果。见回归(1)~回归(6),只有当第一大非实际控制人为国有性质时,第一大非实际控制人的董事会权力变量 *Seat1\_Dum* 和 *Seat1\_Num* 的回归系数才显著为负( $p<0.1$  或  $p<0.05$ )。进一步,表15提供

表14 不同性质第一大非实际控制人的董事会权力与发起并购可能性  
因变量:发起并购可能性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有	民营	外资	国有	民营	外资
	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)
<i>Seat1_Dum</i>	-0.209* (-1.86)	-0.036 (-0.27)	0.261 (0.93)			
<i>Seat1_Num</i>				-2.340** (-2.30)	-0.254 (-0.21)	3.128 (1.37)
<i>Size</i>	0.209*** (3.10)	0.237** (2.57)	0.247 (1.42)	0.203*** (3.04)	0.236** (2.57)	0.250 (1.46)
<i>Roa</i>	0.348 (0.33)	0.332 (0.26)	-0.065 (-0.02)	0.384 (0.36)	0.327 (0.25)	-0.096 (-0.03)
<i>Growth</i>	1.325*** (4.57)	1.037*** (3.05)	0.541 (0.67)	1.327*** (4.57)	1.034*** (3.05)	0.486 (0.60)
<i>Cash</i>	-1.558*** (-3.01)	-1.247** (-2.02)	-0.446 (-0.42)	-1.566*** (-3.03)	-1.250** (-2.02)	-0.458 (-0.42)
<i>PPE</i>	-0.140 (-0.39)	-0.328 (-0.82)	-1.415 (-1.32)	-0.147 (-0.41)	-0.328 (-0.82)	-1.503 (-1.40)
<i>Oversea</i>	-0.145 (-1.23)	0.026 (0.19)	-0.019 (-0.07)	-0.146 (-1.23)	0.027 (0.19)	-0.052 (-0.18)
<i>Seat1_other</i>	-1.619* (-1.85)	-0.390 (-0.44)	0.811 (0.40)	-1.675* (-1.91)	-0.402 (-0.45)	0.961 (0.49)
<i>Pay</i>	0.066 (0.75)	0.080 (0.81)	-0.084 (-0.39)	0.072 (0.81)	0.079 (0.81)	-0.083 (-0.38)
<i>Stock</i>	2.067 (0.43)	-1.267 (-0.42)	13.380*** (3.56)	2.230 (0.47)	-1.277 (-0.43)	13.061*** (3.58)
<i>GDP</i>	-0.099 (-0.77)	-0.161 (-1.15)	-0.007 (-0.02)	-0.103 (-0.80)	-0.162 (-1.16)	0.002 (0.01)
Constant	-3.607* (-1.92)	-19.136*** (-8.15)	-6.225 (-1.36)	-3.478* (-1.86)	-19.116*** (-8.11)	-6.416 (-1.39)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2590	1638	489	2590	1638	489

注:z-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的z值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。



了区分第一大非实际控制人性质分样本检验假设2的结果。其中,见回归(1)~回归(3)和回归(7)~回归(9),第一大非实际控制人董事会权力有无变量(*Seat1\_Dum*)与并购经营绩效( $\Delta ROA$ )、并购市场绩效( $\Delta Q1$ )均只在国有性质第一大非实际控制人子样本中呈显著的正相关关系( $p < 0.1$  或  $p < 0.05$ );与此类似,见回归(4)~回归(6)和回归(10)~回归(12),我们发现,第一大非实际控制人董事会权力相对比例变量(*Seat1\_Num*)与并购市场绩效( $\Delta Q1$ )也仅在国有性质第一大非实际控制人子样本中显著正相关( $p < 0.1$ )。上述结果表明,只有当第一大非实际控制人为国有性质时,其董事会权力才能够对国有企业并购效率施加积极且显著的影响。这一研究发现传递出的更为深刻的含义在于:在现阶段,单纯赋予非实际控制人董事会席位也并不能完全释放混合所有制改革的制度红利;在政治地位差异的现实约束下,引入国有性质非实际控制人并赋予其董事会席位,才能够有效改善国有企业的公司治理。

## 2. 第一大非实际控制人的董事会权力在不同行政级别归属国有企业的治理效果差异

在实践中,归属于不同行政级别的国有实际控制人同样存在政治地位的差异。通常情况下,相较于地方政府所辖国资委,国务院国资委的行政级别更高,相应的具有更高的政治地位。这意味着非实际控制人的董事会权力在央企和地方国企中的发挥效应很可能存在差异。

因此,我们将样本公司划分为央企和地方国企,并重新进行了上述检验。见表16,第一大非实际控制人的董事会权力变量 *Seat1\_Dum* 和 *Seat1\_Num* 的回归系数仅在地方国企子样本中显著为负( $p < 0.05$ )。进一步,见

表 15 不同性质第一大非实际控制人董事会权力与并购绩效

	因变量:并购绩效											
	经营绩效( $\Delta ROA$ )						市场绩效( $\Delta Q1$ )					
	(1) 国有 Coef. (t-stat.)	(2) 民营 Coef. (t-stat.)	(3) 外资 Coef. (t-stat.)	(4) 国有 Coef. (t-stat.)	(5) 民营 Coef. (t-stat.)	(6) 外资 Coef. (t-stat.)	(7) 国有 Coef. (t-stat.)	(8) 民营 Coef. (t-stat.)	(9) 外资 Coef. (t-stat.)	(10) 国有 Coef. (t-stat.)	(11) 民营 Coef. (t-stat.)	(12) 外资 Coef. (t-stat.)
<i>Seat1_Dum</i>	0.009* (1.73)	0.006 (0.78)	-0.010 (-0.56)				0.220** (2.29)	0.015 (0.12)	0.261 (1.15)			
<i>Seat1_Num</i>				0.048 (1.05)	0.056 (0.86)	-0.114 (-0.88)				1.646* (1.95)	0.841 (0.75)	1.231 (0.59)
<i>Size</i>	0.001 (0.43)	-0.002 (-0.43)	0.003 (0.49)	0.001 (0.39)	-0.002 (-0.40)	0.004 (0.61)	-0.174*** (-2.82)	-0.194** (-2.25)	-0.244 (-1.66)	-0.174*** (-2.81)	-0.193** (-2.23)	-0.225 (-1.54)
<i>Lev</i>	0.033** (2.48)	-0.000 (-0.02)	0.139* (1.73)	0.033** (2.52)	-0.000 (-0.02)	0.139* (1.73)	0.078 (0.32)	-0.023 (-0.07)	0.115 (0.11)	0.101 (0.42)	-0.028 (-0.08)	0.095 (0.09)
<i>Growth</i>	-0.006 (-0.49)	-0.002 (-0.12)	-0.042 (-1.20)	-0.007 (-0.53)	-0.002 (-0.12)	-0.038 (-1.12)	-0.738*** (-2.81)	-1.441*** (-4.82)	0.044 (0.05)	-0.747*** (-2.84)	-1.449*** (-4.84)	0.055 (0.06)
<i>PPE</i>	0.030* (1.82)	0.026 (1.10)	-0.009 (-0.09)	0.030* (1.78)	0.027 (1.12)	-0.001 (-0.01)	0.009 (0.03)	0.042 (0.12)	0.295 (0.17)	0.011 (0.04)	0.058 (0.17)	0.472 (0.28)
<i>Cash</i>	0.050* (1.89)	0.056* (1.81)	0.094 (1.09)	0.049* (1.87)	0.057* (1.85)	0.092 (1.07)	1.024* (1.92)	0.956 (1.57)	-0.122 (-0.07)	1.047* (1.94)	0.932 (1.51)	-0.119 (-0.07)
<i>Ret</i>	0.033*** (5.06)	0.009 (1.21)	0.016 (0.61)	0.033*** (5.12)	0.009 (1.20)	0.018 (0.70)	0.460*** (4.00)	0.197 (1.26)	0.402 (0.67)	0.462*** (4.00)	0.201 (1.28)	0.405 (0.68)
<i>Age</i>	0.012** (2.51)	0.009 (1.53)	0.001 (0.07)	0.011** (2.31)	0.009 (1.56)	0.001 (0.04)	0.198* (1.86)	0.016 (0.14)	0.188 (0.36)	0.192* (1.83)	0.036 (0.31)	0.177 (0.33)
<i>Top5sale</i>	0.001 (0.39)	-0.005 (-1.17)	-0.003 (-0.29)	0.001 (0.49)	-0.005 (-1.14)	-0.003 (-0.30)	-0.031 (-0.71)	-0.083 (-1.30)	0.204 (0.76)	-0.025 (-0.58)	-0.086 (-1.31)	0.213 (0.79)
<i>Advisor</i>	0.016** (1.99)	0.020 (1.46)	0.019 (0.77)	0.016** (2.03)	0.020 (1.48)	0.018 (0.74)	-0.230 (-1.26)	-0.038 (-0.17)	1.243* (1.81)	-0.221 (-1.21)	-0.044 (-0.20)	1.316* (1.94)
<i>Deal</i>	0.023** (2.02)	0.018 (1.21)	0.084** (2.32)	0.022* (1.97)	0.018 (1.21)	0.084** (2.49)	-0.022 (-0.10)	0.312 (1.37)	0.730 (1.08)	-0.039 (-0.18)	0.315 (1.40)	0.576 (0.83)
<i>Seat_other</i>	0.008 (0.20)	0.007 (0.12)	-0.125* (-1.72)	0.014 (0.33)	0.008 (0.15)	-0.127* (-1.72)	0.409 (0.53)	0.178 (0.23)	-0.177 (-0.12)	0.534 (0.69)	0.214 (0.28)	-0.046 (-0.03)
<i>Pay</i>	-0.003 (-0.62)	-0.007 (-1.45)	-0.015 (-0.80)	-0.002 (-0.53)	-0.007 (-1.52)	-0.015 (-0.83)	0.058 (0.67)	0.003 (0.03)	-0.100 (-0.44)	0.062 (0.72)	-0.007 (-0.07)	-0.118 (-0.11)
<i>Stock</i>	0.026 (0.11)	-0.089 (-0.33)	0.073 (0.17)	0.016 (0.07)	-0.095 (-0.35)	0.064 (0.15)	2.672 (0.38)	-6.451 (-1.47)	-2.642 (-0.31)	2.774 (0.40)	-6.415 (-1.48)	-1.932 (-0.22)
<i>GDP</i>	0.005 (1.14)	0.003 (0.39)	0.000 (0.00)	0.005 (0.99)	0.003 (0.41)	0.000 (0.02)	0.033 (0.35)	-0.027 (-0.18)	-0.454 (-1.37)	0.020 (0.22)	-0.032 (-0.21)	-0.459 (-1.37)
Constant	-0.126* (-1.73)	0.094 (0.89)	0.109 (0.36)	-0.119 (-1.63)	0.093 (0.87)	0.095 (0.32)	2.426** (2.27)	5.187*** (2.67)	9.205* (1.77)	2.484** (2.32)	5.297*** (2.67)	9.083* (1.73)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	427	296	69	427	296	69	408	285	65	408	285	65
R-squared	0.275	0.185	0.647	0.270	0.185	0.652	0.377	0.430	0.676	0.374	0.431	0.670

注:t-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

表 17, 只有在地方国企中, 第一大非实际控制人的董事会权力 (*Seat1\_Dum* 和 *Seat1\_Num*) 与并购绩效 ( $\Delta ROA$  和  $\Delta Q1$ ) 才存在显著的正相关关系 ( $p < 0.1$ ,  $p < 0.05$  或  $p < 0.01$ )。以上实证结果表明, 在地方政府控制的国有企业中, 第一大非实际控制人董事会权力的治理效果更好, 可以显著提高其并购效率; 而在央企中, 第一大非实际控制人董事会权力的治理效果不明显。这一研究发现表明, 央企的实际控制人更为强势的政治地位可能会削弱第一大非实际控制人董事会权力的实质性影响力; 当然也不排除存在这样一种情况: 即央企本身的治理机制更加完善, 在并购项目的选择上更为审慎并且并购后的整合能力更强, 第一大非实际控制人发挥不了更好的治理效果。

## (二) 第一大非实际控制人的董事会权力影响国有企业并购效率的作用途径

根据理论分析部分的阐述, 非实际控制人的董事会权力对并购效率的积极影响主要表现在“做得更少但做得更好”。其中, “做得更少”是因为减少了无效并购, 而“做得更好”则源于提高了并购整合能力。因此, 我们从这两方面来进一步检验非实际控制人董事会权力对并购施加影响的具体途径。

### 1. 并购源头控制: 是否减少无效并购

为检验第一大非实际控制人的董事会权力对无效并购的抑制作用, 结合现有研究 (李增泉等, 2005; 黄兴李、沈维涛, 2006; 方军雄, 2008; 周绍妮等, 2017), 我们特别选定了关联并购和无关多元化并购作为无效并购的代表。这是因为: (1)

表 16 不同行政级别归属国有企业的第一大非实际控制人董事会权力与发起并购可能性

	因变量: 发起并购可能性			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	央企 Coef. (z-stat.)	地方国企 Coef. (z-stat.)	央企 Coef. (z-stat.)	地方国企 Coef. (z-stat.)
<i>Seat1_Dum</i>	-0.202 (-1.53)	-0.210** (-2.50)		
<i>Seat1_Num</i>			-1.901 (-1.62)	-1.965** (-2.57)
<i>Size</i>	0.134** (1.97)	0.163*** (3.20)	0.133** (1.96)	0.162*** (3.18)
<i>Roa</i>	1.693 (1.50)	0.005 (0.01)	1.708 (1.51)	0.008 (0.01)
<i>Growth</i>	0.679** (2.22)	1.640*** (7.96)	0.672** (2.20)	1.641*** (7.96)
<i>Cash</i>	-1.158** (-2.27)	-1.267*** (-3.36)	-1.156** (-2.27)	-1.268*** (-3.36)
<i>PPE</i>	-0.475 (-0.96)	-0.277 (-1.17)	-0.475 (-0.96)	-0.279 (-1.18)
<i>Oversea</i>	-0.319** (-2.46)	0.074 (0.92)	-0.318** (-2.46)	0.075 (0.93)
<i>Seat_other</i>	-1.530 (-1.52)	-1.199** (-2.11)	-1.576 (-1.56)	-1.240** (-2.19)
<i>Pay</i>	0.147 (1.60)	0.112* (1.81)	0.148 (1.61)	0.113* (1.83)
<i>Stock</i>	3.804 (1.27)	4.417 (1.22)	3.893 (1.28)	4.393 (1.22)
<i>GDP</i>	0.051 (0.40)	-0.148 (-1.58)	0.052 (0.41)	-0.152 (-1.62)
Constant	-20.508*** (-9.33)	-15.857*** (-9.01)	-20.487*** (-9.49)	-15.800*** (-9.13)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2421	5159	2421	5159

注: z-stat. 为经过 Robust Standard Error 和公司层面聚类 (cluster) 修正后的 z 值; \*\*、\*、\* 分别表示 0.01、0.05、0.1 的显著性水平。

表 17 不同行政级别归属国有企业的第一大非实际控制人董事会权力与并购绩效

	因变量: 并购绩效							
	经营绩效 ( $\Delta ROA$ )				市场绩效 ( $\Delta Q1$ )			
	(1) 央企 Coef. (t-stat.)	(2) 地方国企 Coef. (t-stat.)	(3) 央企 Coef. (t-stat.)	(4) 地方国企 Coef. (t-stat.)	(5) 央企 Coef. (t-stat.)	(6) 地方国企 Coef. (t-stat.)	(7) 央企 Coef. (t-stat.)	(8) 地方国企 Coef. (t-stat.)
<i>Seat1_Dum</i>	-0.002 (-0.29)	0.010*** (2.86)			0.120 (0.90)	0.117* (1.86)		
<i>Seat1_Num</i>			-0.021 (-0.39)	0.070** (2.30)			0.651 (0.58)	1.166** (2.08)
<i>Size</i>	0.001 (0.53)	0.000 (0.15)	0.001 (0.52)	0.000 (0.19)	-0.215*** (-3.21)	-0.120*** (-2.72)	-0.218*** (-3.25)	-0.118*** (-2.69)
<i>Lev</i>	0.054*** (3.79)	0.015 (1.50)	0.053*** (3.78)	0.014 (1.48)	0.037 (0.13)	0.204 (1.19)	0.040 (0.15)	0.205 (1.20)
<i>Growth</i>	-0.017 (-1.37)	0.001 (0.14)	-0.017 (-1.38)	0.001 (0.13)	-0.842*** (-3.46)	-0.950*** (-6.56)	-0.844*** (-3.46)	-0.949*** (-6.57)
<i>PPE</i>	-0.011 (-0.63)	0.024** (2.43)	-0.011 (-0.63)	0.025** (2.46)	0.147 (0.47)	-0.106 (-0.62)	0.146 (0.46)	-0.099 (-0.59)
<i>Cash</i>	0.041 (1.60)	0.035** (2.17)	0.041 (1.60)	0.035** (2.16)	1.069** (2.15)	0.591* (1.70)	1.080** (2.16)	0.596* (1.71)
<i>Ret</i>	0.019*** (3.13)	0.021*** (4.94)	0.019*** (3.15)	0.021*** (4.92)	0.343*** (2.79)	0.502*** (5.60)	0.345*** (2.81)	0.501*** (5.60)
<i>Age</i>	-0.003 (-0.67)	0.009*** (3.04)	-0.003 (-0.68)	0.009*** (2.90)	0.022 (0.17)	0.170** (2.45)	0.015 (0.12)	0.171** (2.52)
<i>Top5sale</i>	-0.003 (-1.09)	-0.003 (-1.55)	-0.003 (-1.10)	-0.002 (-1.50)	-0.112* (-1.91)	-0.024 (-0.83)	-0.109* (-1.87)	-0.023 (-0.80)
<i>Advisor</i>	0.003 (0.32)	0.019*** (3.07)	0.003 (0.32)	0.019*** (3.15)	0.193 (0.92)	-0.121 (-0.99)	0.191 (0.91)	-0.116 (-0.95)
<i>Deal</i>	0.042*** (3.45)	0.007 (0.95)	0.042*** (3.45)	0.007 (0.90)	-0.250 (-0.71)	0.046 (0.41)	-0.239 (-0.67)	0.043 (0.37)
<i>Seat_other</i>	-0.009 (-0.30)	0.015 (0.48)	-0.009 (-0.31)	0.017 (0.55)	0.329 (0.40)	0.073 (0.16)	0.381 (0.45)	0.106 (0.23)
<i>Pay</i>	-0.003 (-0.66)	-0.006** (-2.37)	-0.003 (-0.66)	-0.006** (-2.37)	0.046 (0.54)	-0.023 (-0.43)	0.046 (0.54)	-0.024 (-0.47)
<i>Stock</i>	-0.188 (-1.23)	0.244*** (4.19)	-0.186 (-1.22)	0.240*** (4.09)	-4.883 (-1.04)	-0.827 (-0.69)	-4.688 (-1.02)	-0.806 (-0.67)
<i>GDP</i>	0.001 (0.18)	0.004 (1.29)	0.001 (0.18)	0.004 (1.30)	-0.109 (-1.15)	-0.077 (-0.94)	-0.107 (-1.14)	-0.076 (-0.93)
Constant	-0.022 (-0.26)	-0.000 (-0.00)	-0.021 (-0.25)	-0.002 (-0.05)	6.052*** (3.88)	3.864*** (3.69)	6.122*** (3.95)	3.830*** (3.66)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	413	994	413	994	400	959	400	959
R-squared	0.244	0.172	0.244	0.169	0.388	0.370	0.387	0.370

注: t-stat. 为经过 Robust Standard Error 和公司层面聚类 (cluster) 修正后的 t 值; \*\*、\*、\* 分别表示 0.01、0.05、0.1 的显著性水平。

无关多元化并购是一种向不相关行业的扩张,虽然不排除是企业转型升级尝试的可能性,但是在绝大多数情况下可能都属于管理层盲目的并购冲动或者政府干预带来的低效率并购提案(Jensen and Meckling, 1976; Morck et al., 1990; 陈信元、黄俊, 2007; 方军雄, 2008); (2) 关联并购则是地方政府主导下产生的上市公司与国有实际控制人政府之间的“自我交易”(黄兴李、沈维涛, 2006), 无论并购对象是否是“优质资产”, 其本质上都只是服务于特定利益主体的机会主义行为(李增泉等, 2005), 属于“报表性重组”(周绍妮等, 2017), 并不能为企业创造价值。因此, 根据上述分析, 我们预期, 当第一大非实际控制人拥有董事会权力时, 国有企业将更少的发起无关多元化并购和关联并购。

表18报告了第一大非实际控制人的董事会权力对无效并购影响的回归结果。对于关联并购, 见回归(1)和回归(2), 可以看出, 第一大非实际控制人董事会权力变量 *Seat1\_Dum* 和 *Seat1\_Num* 的回归系数均显著为负 ( $P < 0.05$ ), 表明第一大非实际控制人的董事会权力有助于减少国有企业的关联并购。与此类似, 对于无关多元化并购, 见回归(3)和回归(4), 我们发现, 当第一大非实际控制人具有董事会席位 (*Seat1\_Dum*=1) 时, 国有企业更少地发起无关多元化并购。简言之, 上述实证结果表明, 具有董事会权力的第一大非实际控制人能够在并购项目选择上施加影响, 减少国有企业的无效并购, 在源头上为并购效率提升提供保障。

## 2. 并购整合过程控制: 是否提高并购整合能力

为检验第一大非实际控制人的董事会权力与并购整合能力的关系, 我们选用了两个指标来衡量并购整合能力。其一, 是否计提商誉减值准备虚拟变量 (*IMP*), 当公司并购后计提商誉减值准备时, 取1, 否则取0。众所周知, 商誉是由企业非同一控制下的溢价并购带来的。当并购对象的经营未达到预期时, 企业就需要计提商誉减值准备。换言之, 如果企业计提了商誉减值准备, 这事实上就意味着并购对象未得到很好的整合, 企业并购整合能力较低。考虑到并购整合的周期较长且存在高度的不确定性, 为了更为准确地刻画企业商誉减值准备的计提情况, 我们将2年和3年作为期限, 分别构造了两个时间维度的商誉减值准备计提变量, 即并购后2年内是否计提商誉减值和并购后3年内是否计提商誉减值。其二, 鉴于并购整合的成败会反映在整合后企业破产风险的变化上 (Higgins and Schall, 1975), 借鉴杨道广等 (2014) 的做法, 本文使用并购前后企业破产风险的变化 ( $\Delta Z$ ) 来表征企业并购整合能力。这一变量的构建逻辑在于: 如果整合后企业的破产风险较之整合前没有发生明显变化甚至变小了, 说明企业的并购整合工作并没有增加企业的破产风险, 表现出较高的并购整合能力。在指标具体计算上, 我们以 Altman (1968) 提出的 *Z* 指标来衡量企业的破产风险, 具体表示为并购首次公告日前后两年的 *Z* 指标的变化量; 考虑到 *Z* 指标与破产风险之间是负相关的, 这意味着  $\Delta Z$  值越大, 并购后企业的破产风险减少, 表明企业的并购整合能力越强。

表19分别报告了第一大非实际控制人的董事会权力对并购整合能力影响的回归结果。见回归(1)~回归(4), 第一大非实际控制人的董事会权力变量 *Seat1\_Dum* 和 *Seat1\_Num* 的回归系数均显著为负 ( $p < 0.01$  和  $p < 0.1$ ), 说明第一大非实际控制人的董事会权力有助于降低国有企业在并购后2年或3年内计提商誉减值准备的可能性。进一步, 见回归(5)和回归(6), 第一大非实际控制人的董事会权力变量 (*Seat1\_Dum* 和 *Seat1\_Num*) 与  $\Delta Z$  显著正相关 ( $p < 0.05$ ), 表明第一大非实

表18 第一大非实际控制人董事会权力与无效并购

	因变量: 无效并购			
	关联并购		无关多元化并购	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)
<i>Seat1_Dum</i>	-0.224** (-1.98)		-0.295* (-1.73)	
<i>Seat1_Num</i>		-1.990** (-1.99)		-1.918 (-1.27)
<i>Size</i>	0.326*** (4.95)	0.324*** (4.94)	-0.159 (-1.58)	-0.160 (-1.59)
<i>Roa</i>	-0.490 (-0.41)	-0.492 (-0.41)	-0.756 (-0.44)	-0.783 (-0.46)
<i>Growth</i>	-0.722*** (-2.69)	-0.722*** (-2.69)	-0.208 (-0.48)	-0.237 (-0.55)
<i>Cash</i>	-0.142 (-0.28)	-0.150 (-0.30)	-1.698** (-2.01)	-1.725** (-2.04)
<i>PPE</i>	0.301 (0.89)	0.298 (0.89)	-2.190*** (-3.76)	-2.216*** (-3.79)
<i>Oversea</i>	0.264** (2.39)	0.265** (2.40)	0.116 (0.70)	0.116 (0.69)
<i>Seat_other</i>	-2.151** (-2.45)	-2.210** (-2.51)	0.642 (0.46)	0.501 (0.35)
<i>Pay</i>	-0.328*** (-3.85)	-0.328*** (-3.84)	0.314** (2.40)	0.313** (2.38)
<i>Stock</i>	-8.877*** (-2.60)	-8.873*** (-2.60)	7.632** (2.36)	7.578** (2.33)
<i>GDP</i>	0.064 (0.60)	0.064 (0.59)	-0.139 (-0.77)	-0.140 (-0.78)
Constant	9.258*** (4.76)	9.273*** (4.79)	-11.136*** (-4.18)	-11.144*** (-4.15)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1853	1853	899	899

注: z-stat. 为经过 Robust Standard Error 和公司层面聚类 (cluster) 修正后的 *z* 值; \*\*、\*、\* 分别表示 0.01、0.05、0.1 的显著性水平。



实际控制人的董事会权力能够降低国有企业并购前后的破产风险。上述结果说明,第一大非实际控制人可凭借董事会权力提高国有企业的并购整合能力,为并购效率提升提供过程上的保障。

### (三)混合所有制改革政策对非实际控制人的董事会权力治理效应的影响

如前所述,国有企业混合所有制改革是一项强调非实际控制人治理参与重要性的政策,其终极目标是通过非实际控制人积极“发声”来实现。由此可以预期,混合所有制改革政策本身会为非实际控制人董事会权力提供一种隐性助力;在其明确推出后,非实际控制人董事会权力受其他非经济因素干扰的程度理论上将有所降低,相应地其对国有企业并购效率的影响将进一步放大。

为了检验这一观点,我们将提出积极发展混合所有制经济的党的十八届三中全会作为国有企业混合所有制改革政策引入的最初时间点,将全样本分为混改实施前(2007~2013年)和混改实施后(2014~2015年),并在两个子样本中分别检验了本文研究假设。此处,需要说明的是,在具体检验中,我们特别将样本限定为战略性行业<sup>⑦</sup>的国有企业,其原因在于:战略性行业国有企业处于关系着国家安全、国民经济命脉的重要行业和关键领域,一直以来都受到来自政府的严格管控;在这一类型国有企业中,非实际控制人事实上很难凭借其董事会权力全面的参与治理,其董事会权力受到制约的程度相对较高。

表 19 第一大非实际控制人董事会权力与并购整合能力

	因变量:并购整合能力					
	是否计提商誉减值准备(IMP)				并购前后破产风险变化(ΔZ)	
	并购后两年内是否计提商誉减值		并购后三年内是否计提商誉减值			
	(1) Coef. (z-stat.)	(2) Coef. (z-stat.)	(3) Coef. (z-stat.)	(4) Coef. (z-stat.)	(5) Coef. (t-stat.)	(6) Coef. (t-stat.)
Seat1_Dum	-0.746* (-1.76)		-1.209*** (-2.70)		0.586** (2.36)	
Seat1_Num		-6.860* (-1.82)		-10.978*** (-2.67)		5.143** (2.30)
Size	-0.105 (-0.47)	-0.104 (-0.46)	-0.023 (-0.11)	-0.022 (-0.11)	-0.174 (-1.19)	-0.170 (-1.16)
Lev	-0.255 (-0.22)	-0.221 (-0.19)	-0.291 (-0.25)	-0.241 (-0.21)	3.284*** (3.84)	3.292*** (3.85)
Growth	3.143*** (3.11)	3.144*** (3.11)	2.994*** (3.14)	2.991*** (3.15)	-3.229*** (-5.64)	-3.223*** (-5.64)
PPE	0.097 (0.07)	0.159 (0.12)	-0.971 (-0.74)	-0.883 (-0.68)	-0.332 (-0.41)	-0.312 (-0.39)
Cash	0.968 (0.58)	0.973 (0.58)	0.519 (0.32)	0.503 (0.31)	3.835*** (2.62)	3.862*** (2.64)
Ret	-0.509 (-0.93)	-0.493 (-0.91)	-0.246 (-0.42)	-0.238 (-0.41)	0.940*** (2.97)	0.936*** (2.95)
Age	0.067 (0.20)	0.062 (0.19)	-0.090 (-0.29)	-0.101 (-0.32)	1.199*** (3.89)	1.193*** (3.89)
TopSale	-0.156 (-0.79)	-0.156 (-0.79)	-0.063 (-0.32)	-0.063 (-0.32)	-0.067 (-0.51)	-0.060 (-0.46)
Advisor	-0.554 (-0.94)	-0.555 (-0.94)	-0.749 (-1.17)	-0.747 (-1.16)	-0.087 (-0.20)	-0.065 (-0.15)
Deal	1.229* (1.92)	1.231* (1.92)	1.495* (1.86)	1.498* (1.87)	0.317 (0.66)	0.297 (0.61)
Seat_other	3.984 (1.43)	3.772 (1.34)	3.891 (1.36)	3.556 (1.22)	0.395 (0.21)	0.536 (0.29)
Pay	0.577* (1.68)	0.577* (1.69)	0.506 (1.51)	0.506 (1.52)	-0.128 (-0.68)	-0.131 (-0.70)
Stock	-3.645 (-0.53)	-3.756 (-0.55)	-11.598 (-1.60)	-11.786 (-1.61)	-5.622 (-0.26)	-5.638 (-0.26)
GDP	0.152 (0.37)	0.147 (0.35)	0.305 (0.76)	0.293 (0.74)	-0.317 (-1.26)	-0.315 (-1.25)
Constant	-11.248* (-1.92)	-11.238* (-1.91)	-12.779** (-2.25)	-12.704** (-2.23)	5.161 (1.41)	5.074 (1.39)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	291	291	291	291	1348	1348

注:z-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的z值;t-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

表 20 报告了混改前后第一大非实际控制人董事会权力对发起并购可能性影响的差异比较。可以看出,第一大非实际控制人的董事会权力变量(Seat1\_Dum和Seat1\_Num)仅在混改实施后子样本中显著(p<0.1),表明在混合所有制改革实施后,第一大非实际控制人的董事会权力会减少战略性行业国有企业发起并购的可

表 20 混改前后第一大非实际控制人董事会权力对发起并购可能性影响的差异比较

	因变量:发起并购可能性			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	混改实施后 (2014~2015年)	混改实施前 (2007~2013年)	混改实施后 (2014~2015年)	混改实施前 (2007~2013年)
	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)	Coef. (z-stat.)
Seat1_Dum	-0.460* (-1.83)	-0.050 (-0.33)		
Seat1_Num			-4.309* (-1.82)	-0.890 (-0.64)
Size	0.083 (0.63)	0.167* (1.88)	0.078 (0.59)	0.164* (1.85)
Roa	2.221 (0.77)	-2.201 (-1.19)	2.170 (0.75)	-2.199 (-1.19)
Growth	1.117 (1.36)	1.495*** (3.52)	1.091 (1.32)	1.491*** (3.51)
Cash	-3.262** (-2.43)	-0.835 (-1.29)	-3.183** (-2.36)	-0.821 (-1.28)
PPE	-0.636 (-0.85)	-0.880* (-1.67)	-0.631 (-0.83)	-0.882* (-1.66)
Oversea	0.374 (1.51)	-0.335** (-2.25)	0.369 (1.49)	-0.333** (-2.24)
Seat_other	-3.563 (-1.64)	-4.016*** (-3.15)	-3.894* (-1.78)	-3.988*** (-3.14)
Pay	0.165 (0.85)	0.299** (2.33)	0.177 (0.90)	0.307** (2.38)
Stock	-2.965 (-0.40)	1.205 (0.33)	-2.910 (-0.39)	1.224 (0.33)
GDP	-0.605* (-1.90)	-0.178 (-1.18)	-0.606* (-1.90)	-0.184 (-1.22)
Constant	2.881 (0.69)	-6.429*** (-2.92)	2.806 (0.67)	-6.413*** (-2.91)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	518	1460	518	1460

注:z-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的z值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

能性。表21报告了混改前后第一大非实际控制人董事会权力对并购绩效影响的差异比较。我们发现,第一大非实际控制人的董事会权力变量(*Seat1\_Dum*和*Seat1\_Num*)与并购经营绩效( $\Delta ROA$ )在混改实施后子样本中显著正相关( $p < 0.1$ ),表明在混合所有制改革实施后,第一大非实际控制人董事会权力提高了战略性行业国有企业的并购经营绩效。简言之,上述分析表明,混合所有制改革政策为第一大非实际控制人董事会权力提供了隐性的助力;在其实施后,第一大非实际控制人可以更好地凭借其董事会权力参与战略性国有企业的并购相关决策,进而带来并购效率的提升。

#### (四)关于非实际控制人董事会权力程度的其他检验

首先,为进一步检验第一大非实际控制人的董事会权力程度的治理效应,本文只采用第一大非实际控制人具有董事会权力的样本,重新对模型(1)和模型(2)进行了回归分析。该分析的经济含义在于揭示:当第一大非实际控制人能够派驻董事进入董事会后,增加其占有董事会席位的比例,是否能够进一步提高其治理效应。

表22和表23提供了对应的回归结果。可以看出,无论是发起并购可能性(*M&A*)还是并购绩效,*Seat1\_Num*变量的回归系数均不显著,表明在第一大非实际控制人具有董事会权力样本中,第一大非实际控制人董事会权力程度的变化并不会引起并购效率的差异性变化。结合前面的研究结果表明,第一大非实际控制

表21 混改前后第一大非实际控制人董事会权力对并购绩效影响的差异比较

	因变量:并购绩效							
	经营绩效( $\Delta ROA$ )				市场绩效( $\Delta Q1$ )			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	混改后 2014~2015年	混改前 2007~2013年	混改后 2014~2015年	混改前 2007~2013年	混改后 2014~2015年	混改前 2007~2013年	混改后 2014~2015年	混改前 2007~2013年
	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
<i>Seat1_Dum</i>	0.015* (1.71)	0.006 (1.03)			0.195 (1.23)	0.064 (0.62)		
<i>Seat1_Num</i>			0.126* (1.68)	0.039 (0.73)			2.256 (1.51)	0.483 (0.54)
<i>Size</i>	0.005 (0.95)	0.005* (1.91)	0.005 (0.91)	0.005* (1.90)	-0.113 (-1.21)	-0.125** (-2.02)	-0.111 (-1.20)	-0.125** (-2.02)
<i>Lev</i>	0.021 (0.86)	0.020 (1.14)	0.022 (0.91)	0.021 (1.17)	0.345 (0.82)	0.285 (0.96)	0.354 (0.84)	0.291 (0.98)
<i>Growth</i>	0.028 (1.01)	0.002 (0.13)	0.031 (1.09)	0.002 (0.12)	-0.054 (-0.09)	-0.669*** (-2.61)	-0.059 (-0.10)	-0.669** (-2.60)
<i>PPE</i>	-0.021 (-1.00)	0.043** (2.04)	-0.020 (-0.94)	0.043** (2.09)	0.458 (1.12)	0.508* (1.72)	0.468 (1.14)	0.516* (1.75)
<i>Cash</i>	0.027 (0.53)	0.009 (0.30)	0.024 (0.46)	0.009 (0.31)	0.337 (0.31)	1.294** (2.10)	0.291 (0.26)	1.300** (2.10)
<i>Ret</i>	0.023 (1.53)	0.015* (1.78)	0.023 (1.55)	0.015* (1.78)	0.417 (1.28)	0.349** (2.44)	0.417 (1.29)	0.348** (2.43)
<i>Age</i>	0.005 (0.49)	0.006 (1.30)	0.004 (0.37)	0.005 (1.22)	0.113 (0.58)	0.026 (0.25)	0.117 (0.62)	0.025 (0.24)
<i>Top5sale</i>	-0.006 (-1.40)	-0.003 (-0.60)	-0.005 (-1.34)	-0.003 (-0.58)	-0.066 (-0.99)	-0.133** (-2.18)	-0.066 (-0.98)	-0.132** (-2.17)
<i>Advisor</i>	-0.009 (-0.56)	0.024** (2.20)	-0.009 (-0.56)	0.024** (2.26)	-0.007 (-0.02)	0.552* (1.93)	-0.003 (-0.01)	0.556* (1.95)
<i>Deal</i>	-0.008 (-0.54)	0.020* (1.79)	-0.008 (-0.57)	0.019* (1.77)	-1.176*** (-4.70)	-0.333 (-1.23)	-1.177*** (-4.71)	-0.336 (-1.25)
<i>Seat_other</i>	-0.122 (-1.34)	-0.013 (-0.32)	-0.111 (-1.17)	-0.011 (-0.26)	1.511 (1.13)	-0.941 (-1.15)	1.714 (1.24)	-0.912 (-1.11)
<i>Pay</i>	-0.014 (-1.34)	-0.009* (-1.78)	-0.015 (-1.32)	-0.009* (-1.75)	-0.283 (-1.25)	-0.056 (-0.52)	-0.296 (-1.28)	-0.056 (-0.52)
<i>Stock</i>	0.149 (1.00)	0.323 (0.92)	0.126 (0.86)	0.321 (0.90)	-1.517 (-0.32)	0.390 (0.06)	-1.532 (-0.33)	0.373 (0.05)
<i>GDP</i>	-0.002 (-0.22)	0.002 (0.25)	-0.002 (-0.17)	0.002 (0.27)	-0.123 (-0.57)	0.001 (0.01)	-0.115 (-0.53)	0.002 (0.02)
Constant	0.109 (0.78)	-0.034 (-0.42)	0.111 (0.78)	-0.035 (-0.43)	8.988*** (2.65)	4.036*** (3.07)	9.028*** (2.68)	4.021*** (3.05)
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	105	277	105	277	98	275	98	275
R-squared	0.378	0.224	0.374	0.222	0.519	0.408	0.522	0.408

注:t-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

人要施加积极影响最为关键的是进入董事会获得董事会权力;而在获得董事会权力后,再增加其占有董事会席位的比例没有意义。

我们推测之所以出现上述结果,一方面,可能是因为现阶段大多数国有企业第一大非实际控制人的董事会权力的相对比例都较低(在第一大非实际控制人具有董事会权力的样本中,*Seat1\_Num*的均值约为0.11,而董事会的平均人数约为11人,意味着大多数国有企业的非实际控制人通常只能派驻1人进入董事会),反映董事会权力大小的差异度还不够明显。另一方面,董事会作为企业的实质性权力中心,也构成了各方利益争夺的关键所在;在少数出现非实际控制人的董事会权力过大的样本企业中,也有可能出现非实际控制人伤害实际控制人的权威,进而造成董事会内部权力的过度竞争(郝云宏和汪茜,2015),给企业的正常经营带来不利影响,与其积极作用相互抵消。

其次,检验第一大非实际控制人董事会权力是否存在非线性治理效应。现有关于股权制衡的研究发现,非实际控制人的参股深入度与公司绩效之间存在倒“U”型关系(马连福等,2015)。因此,本文尝试采用第一大非实际控制人具有董事会权力的样本,进一步检验第一大非实际控制人董事会权力的治理效应是否也存在类似的非线性表现。为了检验这一问题,我们在模型(1)和模型(2)中引入第一大非实际控制人董事会权力变量*Seat1\_Dum*的平方项。理论上,如果第一大非实际控制人董事会权力程度变量存在非线性治理效应,*Seat1\_Dum*<sup>2</sup>的回归系数应该显著。

表24和表25提供了对应的回归结果,*Seat1\_Dum*<sup>2</sup>的回归系数均不显著。以上结果表明,第一大非实际控

表22 第一大非实际控制人董事会权力程度与发起并购可能性

因变量:发起并购可能性	
	(1)
	Coef. (z-stat.)
<i>Seat1_Num</i>	-3.044 (-1.27)
<i>Size</i>	0.230*** (3.21)
<i>Roa</i>	0.560 (0.51)
<i>Growth</i>	1.052*** (3.40)
<i>Cash</i>	-1.080** (-2.12)
<i>PPE</i>	-0.186 (-0.53)
<i>Oversea</i>	-0.205* (-1.67)
<i>Seat_other</i>	-2.968*** (-3.40)
<i>Pay</i>	0.129 (1.45)
<i>Stock</i>	1.205 (0.37)
<i>GDP</i>	-0.064 (-0.49)
Constant	-6.431*** (-3.40)
Year Fixed Effect	Yes
Industry Fixed Effect	Yes
Observations	2287

注:z-stat.为经过 Robust Standard Error 和公司层面聚类(cluster)修正后的z值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

表23 第一大非实际控制人董事会权力程度与并购绩效

因变量:并购绩效		
	(1)	(2)
	经营绩效( $\Delta ROA$ )	市场绩效( $\Delta Q1$ )
	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
<i>Seat1_Num</i>	-0.072 (-0.70)	1.157 (0.54)
<i>Size</i>	0.002 (0.54)	-0.141* (-1.83)
<i>Lev</i>	0.008 (0.47)	-0.295 (-0.98)
<i>Growth</i>	-0.014 (-1.08)	-1.077*** (-3.50)
<i>PPE</i>	0.037* (1.88)	-0.505 (-1.52)
<i>Cash</i>	0.053* (1.92)	0.991* (1.66)
<i>Ret</i>	0.010** (2.22)	0.395** (2.39)
<i>Age</i>	0.003 (0.83)	0.155 (1.50)
<i>Top5sale</i>	0.001 (0.24)	0.046 (0.89)
<i>Advisor</i>	0.015** (2.08)	0.073 (0.36)
<i>Deal</i>	0.031*** (2.69)	-0.145 (-0.47)
<i>Seat_other</i>	-0.011 (-0.24)	0.971 (1.16)
<i>Pay</i>	-0.007 (-1.21)	0.035 (0.32)
<i>Stock</i>	-0.354** (-2.11)	-3.385 (-0.97)
<i>GDP</i>	-0.004 (-0.68)	-0.274* (-1.96)
Constant	0.075 (0.90)	5.686*** (3.71)
Year Fixed Effect	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes
Observations	379	361
R-squared	0.194	0.357

注:t-stat.为经过 Robust Standard Error 和公司层面聚类(cluster)修正后的t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

表24 非线性影响和发起并购可能性

因变量:发起并购可能性	
	(1)
	Coef. (z-stat.)
<i>Seat1_Num</i>	-18.200** (-2.45)
<i>Seat1_Num</i> <sup>2</sup>	25.893 (1.32)
<i>Size</i>	0.209*** (2.91)
<i>Roa</i>	0.729 (0.67)
<i>Growth</i>	1.041*** (3.38)
<i>Cash</i>	-1.080** (-2.13)
<i>PPE</i>	-0.241 (-0.69)
<i>Oversea</i>	-0.227* (-1.82)
<i>Seat_other</i>	-2.952*** (-3.37)
<i>Pay</i>	0.112 (1.28)
<i>Stock</i>	1.441 (0.45)
<i>GDP</i>	-0.041 (-0.31)
Constant	-4.882** (-2.45)
Year Fixed Effect	Yes
Industry Fixed Effect	Yes
Observations	2287

注:z-stat.为经过 Robust Standard Error 和公司层面聚类(cluster)修正后的z值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。



制人董事会权力程度的治理效应不存在非线性关系。

## 六、研究结论与启示

结合国有企业混合所有制改革的背景,本文深入考察了非实际控制人的董事会权力对国有企业并购效率的影响。研究发现:(1)当非实际控制人具有董事会权力时,国有企业的并购活动“做得更少但做得更好”,即发起并购的可能性较低但所选项目的并购绩效较高,呈现出较高的并购效率;(2)当非实际控制人为国有性质或者国有企业为地方政府控制时,非实际控制人的董事会权力对国有企业并购效率的影响更加显著;(3)进一步研究发现,减少无效并购和提高并购整合能力是非实际控制人凭借董事会权力发挥作用的主要途径,两者分别从源头和过程上为国有企业并购效率提升提供了保障;(4)混合所有制改革政策的正式推出为非实际控制人在属于战略性行业的国有企业中发挥董事会权力的治理效应提供了助力,具体表现为放大了非实际控制人董事会权力对这类战略性国企并购效率的影响;(5)在第一大非实际控制人具有董事会权力样本中,第一大非实际控制人董事会权力相对比例的变化并不会引起并购效率的差异性变化,表明在国有企业中,第一大非实际控制人要施加积极影响的关键是能否获得董事会权力,获得董事会权力之后再增加董事席位比例的意义不大。

本文的经验证据表明,拥有董事会权力是增强非实际控制人“话语权”的实质性影响力和有效性的关键,使得非实际控制人可以通过参与董事会决策来发挥监督和咨询的作用,以此带来国有企业并购效率的提升;但非实际控制人的董事会权力还会受到自身性质和国有企业实际控制人性质的影响。在政策层面,这一研究结论的启示意义在于:其一,在稳步推进混合所有制改革的过程中,国有企业并不能仅停留于资本层面引入非实际控制人,关键还在于如何赋予非实际控制人董事会权力来保障其“话语权”,充分发挥其治理效应;但在保证非实际控制人获得董事会权力的基础上,再增加其董事会席位比例意义不大。其二,在当前非国有资本实际政治地位还不够高的时期,可以优先考虑引入其他国有性质的非实际控制人进入国有企业,以便更好地发挥非实际控制人的治理作用。其三,未来如果需要充分发挥非国有资本在混合所有制改革中的作用,则需要进一步的市场化改革的完善。

(作者单位:逯东、黄丹,西南财经大学会计学院;杨丹,西南财经大学工商管理学院。责任编辑:尚增健)

### 注释

①[http://www.xinhuanet.com/finance/2018-01/04/c\\_1122206786.htm](http://www.xinhuanet.com/finance/2018-01/04/c_1122206786.htm)。

②根据CSMAR数据库提供的并购交易数据,本文统计了2007~2015年间国有企业并购活动前后的业绩变化。

③不具治理动机的特殊类型股东包括上市公司下设子公司持股、上市公司员工设立公司持股、上市公司工会持股、香港中央结算有限公司合计持股以及特殊交易账户持股(如客户信用交易担保证券账户、约定购回专用账户、转融通担保证券账户、破产企业财产处置账户、管理人账户等)。

④考虑到开放为商埠和开放为租界的地区大多数是相互重合的,因此本文并未沿用Fan等(2013)和蔡贵龙等(2018)的做法,而只将沿海港口数量(*Sea-port*)和是否被迫开放为商埠(*Com\_Port*)作为衡量国企改革程度的外生变量。

⑤Tobin's Q2的计算公式为:(流通股股数×每股股价+非流通股股数×每股股价+负债账面价值)/总资产。

⑥[http://www.chinadailyasia.com/business/2014-04/28/content\\_15132559.html](http://www.chinadailyasia.com/business/2014-04/28/content_15132559.html)。

⑦根据杨记军等(2010)的做法,我们将军工、电网电力、石油石化、电信、煤

表25 非线性影响和并购绩效

	因变量:并购绩效	
	(1)	(2)
	经营绩效( $\Delta ROA$ )	市场绩效( $\Delta Q1$ )
	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
<i>Seat1_Num</i>	0.167 (0.45)	4.678 (0.61)
<i>Seat1_Num</i> <sup>2</sup>	-1.039 (-1.10)	-6.389 (-0.34)
<i>Size</i>	0.002 (0.56)	-0.132* (-1.77)
<i>Lev</i>	0.001 (0.08)	-0.282 (-0.96)
<i>Growth</i>	-0.015 (-1.17)	-1.064*** (-3.56)
<i>PPE</i>	0.039** (2.03)	-0.478 (-1.48)
<i>Cash</i>	0.041 (1.59)	0.995* (1.68)
<i>Ret</i>	0.028*** (4.24)	0.399** (2.41)
<i>Age</i>	0.005 (1.15)	0.163 (1.59)
<i>Top5sale</i>	-0.000 (-0.06)	0.050 (0.87)
<i>Advisor</i>	0.017** (2.07)	0.061 (0.29)
<i>Deal</i>	0.036*** (2.88)	-0.126 (-0.40)
<i>Seat_other</i>	-0.019 (-0.43)	0.927 (1.11)
<i>Pay</i>	-0.002 (-0.43)	0.035 (0.32)
<i>Stock</i>	-0.341** (-2.07)	-3.271 (-0.95)
<i>GDP</i>	0.000 (0.04)	-0.282* (-1.96)
Constant	-0.046 (-0.44)	5.304*** (3.26)
Year Fixed Effect	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes
Observations	379	361
R-squared	0.263	0.358

注:t-stat.为经过Robust Standard Error和公司层面聚类(cluster)修正后的t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示0.01、0.05、0.1的显著性水平。

炭、民航、航运等七大行业确定为战略性行业。

### 参考文献

- (1)白重恩、刘俏、陆洲、宋敏、张俊喜:《中国上市公司治理结构的实证研究》,《经济研究》,2005年第2期。
- (2)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》,《管理世界》,2018年第5期。
- (3)蔡庆丰、田霖、郭俊峰:《民营企业家的影响力与企业的异地并购——基于中小板企业实际控制人政治关联层级的实证发现》,《中国工业经济》,2017年第3期。
- (4)陈仕华、姜广省、卢昌崇:《董事联结、目标公司选择与并购绩效——基于并购双方之间信息不对称的研究视角》,《管理世界》,2013年第12期。
- (5)陈仕华、卢昌崇、姜广省、王雅茹:《国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究》,《管理世界》,2015年第9期。
- (6)陈仕华、卢昌崇:《国有企业党组织的治理参与能够有效抑制并购中的“国有资产流失”吗?》,《管理世界》,2014年第5期。
- (7)陈胜蓝、马慧:《卖空压力与公司并购——来自卖空管制放松的准自然实验证据》,《管理世界》,2017年第7期。
- (8)陈信元、黄俊:《政府干预、多元化经营与公司业绩》,《管理世界》,2007年第1期。
- (9)崔永梅、余璇:《基于流程的战略性并购内部控制评价研究》,《会计研究》,2011年第6期。
- (10)冯根福、吴林江:《我国上市公司并购绩效的实证研究》,《经济研究》,2001年第1期。
- (11)方军雄:《政府干预、所有权性质与企业并购》,《管理世界》,2008年第9期。
- (12)郝阳、龚六堂:《国有、民营混合参股与公司绩效改进》,《经济研究》,2017年第3期。
- (13)郝云宏、汪茜:《混合所有制企业股权制衡机制研究——基于“鄂武商控制权之争”的案例解析》,《中国工业经济》,2015年第3期。
- (14)黄兴李、沈维涛:《掏空或支持——来自我国上市公司关联并购的实证分析》,《经济管理》,2006年第12期。
- (15)黄速建:《中国国有企业混合所有制改革研究》,《经济管理》,2014年第7期。
- (16)姜付秀、张敏、陆正飞、陈才东:《管理者过度自信、企业扩张与财务困境》,《经济研究》,2009年第1期。
- (17)江若尘、莫材有、徐庆:《政治关联维度、地区市场化程度与并购——来自上市民营企业经验数据》,《财经研究》,2013年第12期。
- (18)李琳、刘凤委、卢文彬:《基于公司业绩波动性的股权制衡治理效应研究》,《管理世界》,2009年第5期。
- (19)李善民、黄灿、史欣向:《信息优势对企业并购的影响——基于社会网络的视角》,《中国工业经济》,2015年第11期。
- (20)李善民、朱滔:《多元化并购能给股东创造价值吗——兼论影响多元化并购长期绩效的因素》,《管理世界》,2006年第3期。
- (21)李姝、翟士运、古朴:《非实际控制人参与决策的积极性与企业技术创新》,《中国工业经济》,2018年第7期。
- (22)李曜、宋贺:《风险投资支持的上市公司并购绩效及其影响机制研究》,《会计研究》,2017年第6期。
- (23)李增泉、余谦、王晓坤:《掏空、支持与并购重组——来自我国上市公司的经验证据》,《经济研究》,2005年第1期。
- (24)林毅夫、李志赞:《政策性负担、道德风险与预算软约束》,《经济研究》,2004年第2期。
- (25)林莞娟、王辉、韩涛:《股权分置改革对国有控股比例以及企业绩效影响的研究》,《金融研究》,2016年第1期。
- (26)刘星、安灵:《大股东控制、政府控制层级与公司价值创造》,《会计研究》,2010年第1期。
- (27)刘星、蒋弘:《上市公司股权制衡与并购绩效——基于夏普利(Shapley)指数与粗糙集的实证研究》,《经济与管理研究》,2012年第2期。
- (28)刘胜强、刘星:《股权结构对企业R&D投资的影响——来自制造业上市公司2002~2008年的经验证据》,《软科学》,2010年第127期。
- (29)罗进辉:《媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角》,《金融研究》,2012年第10期。
- (30)马连福、王丽丽、张琦:《混合所有制改革的次序选择:市场的逻辑》,《中国工业经济》,2015年第7期。
- (31)潘红波、夏新平、余明桂:《政府干预、政治关联与地方国有企业并购》,《经济研究》,2008年第4期。
- (32)潘红波、余明桂:《支持之手、掠夺之手与异地并购》,《经济研究》,2011年第9期。
- (33)孙兆斌:《股权集中、股权制衡与上市公司的技术效率》,《管理世界》,2006年第7期。
- (34)唐兵、田留文、曹锦周:《企业并购如何创造价值——基于东航和上航并购重组案例研究》,《管理世界》,2012年第11期。
- (35)唐跃军、左晶晶:《所有权性质、大股东治理与公司创新》,《金融研究》,2014年第6期。
- (36)王艳、阚铎:《企业文化与并购绩效》,《管理世界》,2014年第11期。
- (37)王凤荣、高飞:《政府干预、企业生命周期与并购绩效》,《金融研究》,2012年第12期。
- (38)吴红军、吴世农:《股权制衡、大股东掏空与企业价值》,《经济管理》,2009年第3期。
- (39)杨大楷:《中国企业并购整合管理研究》,《财经论丛》,2002年第1期。
- (40)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》,《审计研究》,2014年第3期。
- (41)杨记军、逯东、杨丹:《国有企业的政府控制权转让研究》,《经济研究》,2010年第2期。
- (42)杨瑞龙、王元、聂辉华:《“准官员”的晋升机制:来自中国央企的证据》,《管理世界》,2013年第3期。
- (43)杨兴全、尹兴强:《国企混改如何影响公司现金持有?》,《管理世界》,2018年第11期。
- (44)曾庆生、陈信元:《国家控股、超额雇员与劳动力成本》,《经济研究》,2006年第5期。
- (45)张新:《并购重组是否创造价值——中国证券市场的理论与实证研究》,《经济研究》,2003年第6期。
- (46)张雯、张胜、李百兴:《政治关联、企业并购特征与并购绩效》,《南开管理评论》,2013年第2期。
- (47)朱冰、张晓亮、郑晓佳:《多个大股东与企业创新》,《管理世界》,2018年第7期。

- (48)祝继高、叶康涛、陆正飞:《谁是更积极的监督者:非实际控制人董事还是独立董事》,《经济研究》,2015年第9期。
- (49)周绍妮、张秋生、胡立新:《机构投资者持股能提升国企并购绩效吗?》,《会计研究》,2017年第6期。
- (50)周黎安:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》,2004年第6期。
- (51)Altman, E. I., 1968, “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy”, *The Journal of Finance*, Vol. 23(4), pp.589~609.
- (52)Attig, N., Guedhami, O. and Mishra, D., 2008, “Multiple Large Shareholders, Control Contests and Implied Cost of Equity”, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 14(5), pp. 721~737.
- (53)Attig, N., El Ghouli, S. and Guedhami, O., 2009, “Do Multiple Large Shareholders Play a Corporate Governance Role? Evidence from East Asia”, *Journal of Financial Research*, Vol. 32(4), pp. 395~422.
- (54)Basu, N., Paeglis, I. and Rahnamaei, M., 2016, “Multiple Blockholders, Power and Firm Value”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 66, pp. 66~78.
- (55)Cai, Y. and Sevilir, M., 2012, “Board Connections and M&A Transactions”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 103(2), pp. 327~349.
- (56)Datta, S., Iskandar-Datta, M. and Raman, K., 2001, “Executive Compensation and Corporate Acquisition Decisions”, *The Journal of Finance*, Vol. 56(6), pp. 2299~2336.
- (57)Faccio, M., Lang, L. H. and Young, L., 2001, “Dividends and Expropriation”, *American Economic Review*, Vol. 91(1), pp. 54~78.
- (58)Fan, J. P., Wong, T. J. and Zhang, T., 2013, “Institutions and Organizational Structure: The Case of State-owned Corporate Pyramids”, *The Journal of Law, Economics and Organization*, Vol. 29(6), pp. 1217~1252.
- (59)Fama, E. F. and Jensen, M. C., 1983, “Separation of Ownership and Control”, *The Journal of Law and Economics*, Vol. 26(2), pp. 301~325.
- (60)Ferreira, M. A., Massa, M. and Matos, P., 2009, “Shareholders at the Gate? Institutional Investors and Cross-border Mergers and Acquisitions”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 23(2), pp. 601~644.
- (61)Field, L. C. and Mkrtchyan, A., 2017, “The Effect of Director Experience on Acquisition Performance”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 123(3), pp. 488~511.
- (62)Giannetti, M., Liao, G. and Yu, X., 2015, “The Brain Gain of Corporate Boards: Evidence from China”, *The Journal of Finance*, Vol. 70(4), pp. 1629~1682.
- (63)Higgins, R. C. and Schall, L. D., 1975, “Corporate Bankruptcy and Conglomerate Merger”, *The Journal of Finance*, Vol. 30(1), pp. 93~113.
- (64)Huang, Q., Jiang, F., Lie, E. and Yang, K., 2014, “The Role of Investment Banker Directors in M&A”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 112(2), pp. 269~286.
- (65)Jensen, M. C. and Meckling, W. H., 1976, “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 3(4), pp. 305~360.
- (66)Jensen, M. C. and Ruback, R. S., 1983, “The Market For Corporate Control: The Scientific Evidence”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 11(1~4), pp. 5~50.
- (67)Kim, K., 2010, “Blockholder Monitoring and the Efficiency of Pay-performance Benchmarking”, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 16(5), pp. 748~766.
- (68)Kim, K., Mauldin, E. and Patro, S., 2014, “Outside Directors and Board Advising and Monitoring Performance”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 57(2), pp. 110~131.
- (69)Laeven, L. and Levine, R., 2008, “Complex Ownership Structures and Corporate Valuations”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 21(2), pp. 579~604.
- (70)Li, H. and Zhou, L. A., 2005, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, Vol. 89(9~10), pp.1743~1762.
- (71)Lin, J. Y., Cai, F. and Li, Z., 1998, “Competition, Policy Burdens and State-owned Enterprise Reform”, *The American Economic Review*, Vol. 88(2), pp.422~427.
- (72)Luong, H., Moshirian, F., Nguyen, L., Tian, X. and Zhang, B., 2017, “How Do Foreign Institutional Investors Enhance Firm Innovation”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 52(4), pp.1449~1490.
- (73)Maury, B. and Pajuste, A., 2005, “Multiple Large Shareholders and Firm Value”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29(7), pp. 1813~1834.
- (74)Morck, R., Shleifer, A. and Vishny, R. W., 1990, “Do Managerial Objectives Drive Bad Acquisitions”, *The Journal of Finance*, Vol. 45(1), pp. 31~48.
- (75)Shleifer, A. and Vishny, R. W., 1988, “Value Maximization and the Acquisition Process”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2(1), pp. 7~20.
- (76)Shleifer, A. and Vishny, R. W., 1997, “A Survey of Corporate Governance”, *The Journal of Finance*, Vol. 52(2), pp. 737~783.
- (77)Pagano, M. and Röell, A., 1998, “The Choice Of Stock Ownership Structure: Agency Costs, Monitoring and the Decision to Go Public”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113(1), pp. 187~225.